ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ СЕКТОР ГОСПЛАНА СССР.
DÉPARTEMENT DE L'ECONOMIE ET DES STATISTIQUES DU GOSPLAN DE L'URSS.

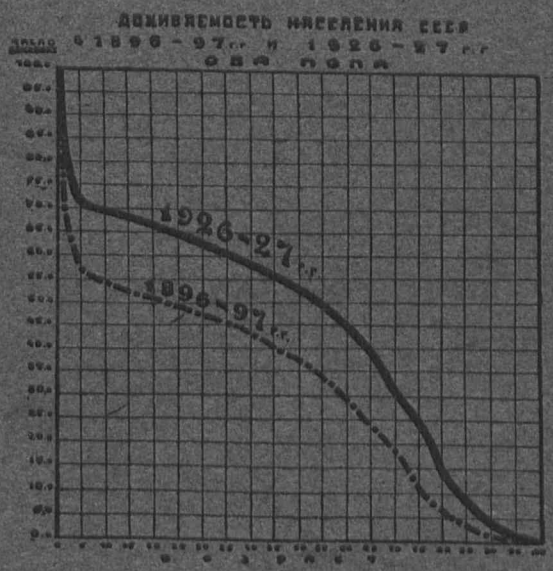
СМЕРТНОСТЬ И ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ СССР

1926—1927

ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ

Mortalité et durée de la vie de la population de l'URSS

Tables de mortalité



ПЛАНХОЗГИЗ • 1930
МОСКВА—ЛЕНИНГРАД

Я 55/8

ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ СЕКТОР ГОСПЛАНА СССР.
DÉPARTEMENT DE L'ECONOMIE ET DES STATISTIQUES DU GOSPLAN DE L'URSS.

СМЕРТНОСТЬ И ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ СССР

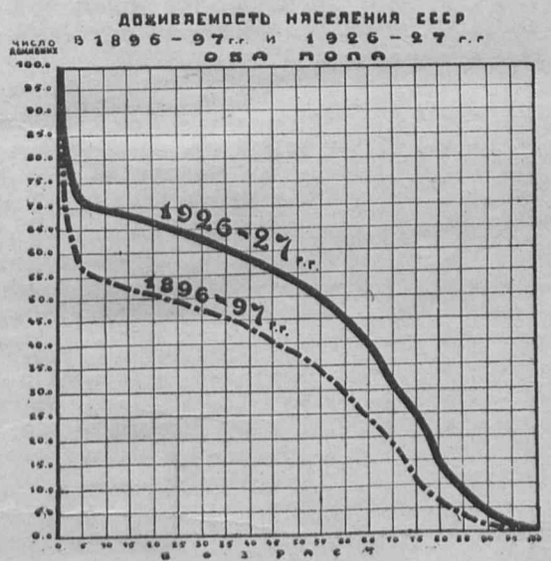
1926—1927

ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ

Mortalité et durée de la vie de la population de l'URSS

Tables de mortalité

30-72646
ПУБЛ. БИБЛ. ИМЕНИ В. И. ЛЕНИНА С.С.С.Р.



ПЛАНХОЗГИЗ ◆ 1930
МОСКВА—ЛЕНИНГРАД

Ленинградский Областлит № 64061. Тираж 1570 — 25 л. Заказ № 1181.

Гос. типография им. Евг. Соколовой. Ленинград, пр. Кр. Командиров, 29.

ОГЛАВЛЕНИЕ

Стр.

Предисловие русское VII
Предисловие французское VII
Введение русское IX
Введение французское XLIV
Диаграммы XLIX

ТАБЛИЦЫ

1. Европейская часть СССР. Все население 2
2. Европейская часть СССР. Городское население 4
3. Европейская часть СССР. Сельское население 6
4. Европейская часть РСФСР. Все население 8
5. Европейская часть РСФСР. Городское население 10
6. Европейская часть РСФСР. Сельское население 12
7. Украинская ССР. Все население 14
8. Украинская ССР. Городское население 16
9. Украинская ССР. Сельское население 18
10. Белорусская ССР. Все население 20
11. Белорусская ССР. Городское население 22
12. Белорусская ССР. Сельское население 24
13. г. Ленинград 26
14. Ленинградско-Карельский район. Все население 28
15. Ленинградско-Карельский район. Городское население 30
16. Ленинградско-Карельский район. Сельское население 34
17. Северный район. Все население 32
18. Северный район. Городское население 36
19. Северный район. Сельское население 38
20. г. Москва 40
21. Московско-Промышленный район. Все население 42
22. Московско-Промышленный район. Городское население 44
23. Московско-Промышленный район. Сельское население 46
24. Рязано-Тульский подрайон. Все население 48
25. Рязано-Тульский подрайон. Городское население 50
26. Рязано-Тульский подрайон. Сельское население 52
27. Западный район. Все население 54
28. Западный район. Городское население 56
29. Западный район. Сельское население 58
30. Центрально-Черноземный район. Все население 66
31. Центрально-Черноземный район. Городское население 62
32. Центрально-Черноземный район. Сельское население 64
33. Средне-Волжский район. Все население 66
34. Средне-Волжский район. Городское население 68
35. Средне-Волжский район. Сельское население 70
36. Нижне-Волжский район. Все население 72
37. Нижне-Волжский район. Городское население 74
38. Нижне-Волжский район. Сельское население 76
39. Вятский район. Все население 78
40. Вятский район. Городское население 80
41. Вятский район. Сельское население 82
42. Уральская область. Все население 84
43. Уральская область. Городское население 86
44. Уральская область. Сельское население 88

45. Башкирская АССР. Все население 90
46. Башкирская АССР. Городское население 92
47. Башкирская АССР. Сельское население 94
48. Крымская АССР. Все население 96
49. Северо-Кавказский край. Все население 98
50. Северо-Кавказский край. Городское население 100
51. Северо-Кавказский край. Сельское население 102
52. Рабочие Ленинграда 104
53. Служащие Ленинграда 106
54. Население Ленинграда без рабочих и служащих 107
55. Европ. Россия в границах Европ. ч. СССР. 1896 — 1897 г.г. 108
56. Европ. Россия в границах Европ. ч. РСФСР. 1896—1897 г.г. 110
57. 36 городов Европ. России. 1896—1897 г.г. 112
58. Европ. Россия в границах Европ. ч. РСФСР и БССР. Сельское население, 1896—1897 г.г. 114
59. Белорусская ССР. 1896—1897 г.г. 116
60. 36 городов Европ. ч. РСФСР и БССР. 1926 — 1927 г.г. 118
61. Европ. ч. РСФСР и БССР без 36 крупных городов. 1926 — 1927 г.г. 120
62. Европ. Россия 1896—1897 г.г. 122
63. Европ. Россия 1874—1883 г. Таблица В. И. Борткевича 124
64. Европ. Россия 1896—1897 г.г. 1 вариант 126
65. Европ. Россия 1896—1897 г.г. 2 вариант 128
66. Европ. Россия 1907—1910 г.г. 1 вариант 130
67. Европ. Россия 1907—1910 г.г. 2 вариант 132
68. Сибирский край. Все население 134
69. Сибирский край. Городское население 136
70. Сибирский край. Сельское население 138

SOMMAIRE

Préface (en russe) VII
Préface (en français) VIII
Introduction (en russe) IX
Introduction (en français) XLIV
Diagrammes XLIX

TABLES DE MORTALITÉ

1. Partie Européenne de l' URSS 2
2. Partie Européenne de l'URSS. Population urbaine 4
3. Partie Européenne de l'URSS. Population rurale 6
4. Partie Européenne de la RSSF de la Russie 8
5. Partie Européenne de la RSSFR. Population urbaine 10
6. Partie Européenne de la RSSFR. Population rurale 12
7. RSS de l'Oukraïne 14
8. RSS de l'Oukraïne. Population urbaine 16
9. RSS de l'Oukraïne. Population rurale 18
10. RSS de la Bélorussie 20
11. RSS de la Bélorussie. Population urbaine 22
12. RSS de la Bélorussie. Population rurale 24
13. Ville de Leningrad 26
14. Région de Leningrad 28
15. Région de Leningrad. Population urbaine 30
16. Région de Leningrad. Population rurale 32
17. Région du Nord 34
18. Région du Nord. Population urbanie 36
19. Région du Nord. Population rurale 38
20. Ville de Moscou 40
21. Région Industrieile de Moscou 42
22. Région Industrielle de Moscou. Population urbaine 44
23. Région Industrielle de Moscou. Population rurale 46
24. Région de Riazan-Toula 48
25. Région de Riazan-Toula. Population urbaine 50
26. Région de Riazan-Toula. Population rurale 52
27. Région de l'Ouest 54
28. Région de l'Ouest. Population urbaine 56
29. Région de l'Ouest. Population rurale 58
30. Région de Terre Noire 60
31. Région de Terre Noire Populatin urbaine 62
32. Région de Terre Noire. Populatiou rurale 64
33. Région du Volga Central 66
34. Région du Volga Central. Population urbaine 68
35. Région du Volga Central. Population rurale 70
36. Région du Volga Inférieur 72
37. Région du Volga Inférieur. Population urbaine 74
38. Région du Volga Inférieur. Population rurale 76
39. Région de Viatka 78
40. Région de Viatka. Population urbaine 80
41. Région de Viatka. Population rurale 82
42. Région d'Oural 84
43. Région d'Oural. Population urbaine 86
44. Région d'Oural. Population rurale 88

90
45. RA de Bachkirie 92
46. RA de Bachkirie. Population urbaine 94
47. RA de Bachkirie. Population rurale 96
48. RA de la Crimée 98
49. Région du Caucase du Nord 100
50. Région du Caucase du Nord. Population urbaine 102
51. Région du Caucase du Nord. Population rurale 104
52. Ville de Leningrad. Ouvriers 106
53. Ville de Leningrad. Employés 107
54. Ville de Leningrad. Population de la ville, ouvriers et employés non compris 108
55. Russie d'Europe. Territoire de la partie Européenne de l'URSS 1896—97 110
56. Russie d'Europe. Territoire de la partie Européenne de la RSSFR 1896—97 112
57. 36 villes de la Russie d'Europe. 1896—97 114
58. Russie d'Europe. Population rurale. 1896—97 116
59. RSS de la Bélorussie. 1896—97 118
60. 36 villes de la RSSFR et de la RSS de la Bélorussie 1926—27 120
61. Partie Européenne de la RSSFR et de la RSS de la Bélorussie (36 villes non compris) 1926—27 . . . 122
62. Russie d'Europe 1896—97 124
63. Russie d'Europe 1874—1883. Table dressée par W. Bortkiewicz 126
64. Russie d'Europe. 1896—97. I 128
65. Russie d'Europe. 1896—97. II 130
66. Russie d'Europe. 1907—1910. I 132
67. Russie d'Europe 1907—1910. II 134
68. Sibérie 136
69. Sibérie. Population urbaine 138
70. Sibérie. Population rurale . . . . .

ПРЕДИСЛОВИЕ

Настоящее издание, имеющее своей основой таблицы смертности (таблицы доживаемости) населения Союза ССР и его важнейших районов, предпринято, как в целях научно-исследовательских, так и в силу наличия настоятельной практической потребности дать в распоряжение планирующих организаций основу для исчислений разного рода возрастных контингентов будущего населения.

Еще до проведения последней Всесоюзной переписи населения, на Всесоюзном Статистическом Съезде 1926 г. была отмечена необходимость иметь таблицы смертности населения Союза, для возможности расчетов школьных, призывных, рабочих контингентов и для целей связанных с задачами различных форм государственного обеспечения некоторых групп населения. С еще большей определенностью необходимость в построении таблиц смертности была выражена Всесоюзными Демографическими Совещаниями, происходившими после проведения переписи в 1927 и в 1928 году.

Исходя из этого Центральное Статистическое Управление нашло необходимым предпринять обширную работу по построению таблиц смертности не только населения Союза в целом, но и отдельных наиболее значительных его районов, считая, что в условиях крайнего разнообразия экономики и быта на обширной территории Союза ССР, общие для всего Союза таблицы не смогли бы не только дать почву для научных исследований в области смертности и доживаемости, но не отвечали бы и намеченным выше практическим потребностям.

В средине 1928 года, когда была не только закончена разработка материалов переписи 17 декабря 1926 г., но и были собраны (в значительной части) статистические данные о смертности и рождаемости за 1926 и 1927 гг., оказалось возможным приступить к указанной работе. Коллегия Центрального Статистического Управления решила поручить руководство всей работой и выработку необходимой методологии построения С. А. Новосельскому и В. В. Паевскому.

Под руководством названных специалистов работа была поставлена при Ленинградском Областном Отделе Статистики и производилась с половины 1928 года и до 1 апреля 1930 г., когда табличная часть была закончена построением. С. А. Новосельскому и В. В. Паевскому принадлежит также публикуемое ниже методологическое „Введение", где помимо изложения принятой методологии построения таблиц, произведен и краткий обзор основных полученных результатов.

Настоящие таблицы смертности, как это более подробно указывается во „Введении", по существу являются первыми полными таблицами для Союза ССР. В виду значительного интереса, какой вызывает к себе вопрос об эволюции смертности по сравнению с довоенным периодом, наряду с современными таблицами смертности были построены и публикуются ниже таблицы смертности для прежних эпох, по возможности по территории Европейской части современного Союза ССР. Таким образом в издании имеются материалы для суждения о смертности не только 1926—27 гг., но и 1907—1910, 1896—1897 гг.; кроме того, для более раннего периода, в издании перепечатываются таблицы смертности В. Борткевича, характеризующие смертность 1874—1883 гг. Сравнение указанных таблиц с большой наглядностью дает понятие о том громадном шаге в сторону повышения доживаемости, какой мы произвели за время революции.

Все приведенные далее таблицы построены отдельно для мужского и женского пола с дифференциацией городского и сельского населения. Наиболее интересную и насущно-необходимую в наших условиях дифференциацию смертности по социальному признаку к сожалению почти не удалось провести. Препятствием этому является крайнее несовершенство и дефектность тех записей, какие могут характеризовать социальную принадлежность умерших, где огромная часть всего числа умерших оказывается совершенно неопределенной с социальной точки зрения даже в городах. Лишь по Ленинграду частично удалось подобрать в достаточной мере удовлетворительный статистический материал о социальной принадлежности умерших и, в результате, дать опыт построения таблиц смертности некоторых отдельных социальных групп, который и публикуется в конце книги.

Печатаемое ниже введение требует двух замечаний. Первое касается его методологической части. Развертывая целую систему интересных теоретических построений, введение ограничивается только математической трактовкой их. Это обстоятельство ставит перед последующими исследователями задачи рассмотрения тех же проблем в более широком аспекте. Второе замечание относится к текстовому обзору итоговых данных. Не подлежит сомнению, что те значительные сдвиги в области смертности, какие вырисовываются при рассмотрении таблиц, заслуживают глубокого и всестороннего анализа. Вместе с тем крайне острая потребность статистических и планирующих органов в таком основном материале для планирования, каким являются таблицы смертности, заставляет нас поспешить с выпуском таблиц и в настоящем издании ограничиться лишь кратким обзором итоговых данных.

Этот пробел должен быть в кратчайший срок заполнен марксистски построенным анализом ценнейших материалов, которые представляет настоящее издание, в частности, изучением достижений в области доживаемости в СССР по сравнению с дореволюционной Россией с одной стороны и с капиталистическими странами — с другой [1].

Председатель секции соц. статистики Госплана СССР
Б. Смулевич.

---

[1]) Отметим, что в работе построения таблиц смертности, под руководством С. А. Новосельского и В. В. Паевского принимала участие группа молодых статистиков-математиков, в составе Воробьева З. В., Гутковича Б. В., Гончаровой Е. А., Духана Я. А., Ильменковой А. И., Кормана А. Г., Курмана М. В., Лабутина Д. П., Локотского А. М., Павловского С. Г., Петрова Г. П., Перцетского В. А., Соколовой Е. П., Цеман М. Г., Черкасова Б. Н., и Шаповаловой А. И. Таблицы смертности отдельных социальных групп населения Ленинграда построены при участии А. Ф. Феодосиевской.

PRÉFACE

La présente publication, ayant pour principal objet des tables de mortalité (tables de survie) de la population de l'U. R. S. S. et de ses plus importantes divisions régionales, a été entreprise tant dans la poursuite de différents buts de recherche scientifique, que pour satisfaire le besoin urgent d'ordre pratique de pouvoir tenir à la disposition des institutions élaborant les plans de travaux de l'Etat une base pour la détermination numérique de différents effectifs d'âge de la population.

C'est vers le milieu de 1928, lorsque le dépouillement des matériaux du recensement du 17 décembre 1926 était achevé et que, d'autre part, les données statistiques sur les décès et sur les naissances pour les années 1926 et 1927 étaient recueillies, qu'il a été possible de procéder à l'exécution du travail en question. Le Conseil de l'Administration centrale de Statistique a chargé de l'élaboration des méthodes théoriques et des procédés techniques à suivre, ainsi que de la direction immédiate de tous les travaux de construction des tables MM. S. Novosselski et V. Paevski.

Les présentes tables de mortalité sont en fait, ainsi qu'il est exposé de façon plus détaillée dans l' „Introduction" par les auteurs mêmes du travail, MM. S. Novoselski et V. Paevski, les premières tables de mortalité complètes pour l'Union des RSS. Pour tenir compte du vif intérêt que doit soulever la question de l'évolution de la mortalité par rapport à l'époque d'avant-guerre et d'avant la révolution, on a construit et compris dans le présent ouvrage, en plus des tables de mortalité contemporaines, des tables pareilles, relatives à des périodes antérieures et embrassant dans la mesure du possible le territoire de la partie européenne de l'URSS. C'est ainsi que notre publication renferme des matériaux permettant de juger de la mortalité non seulement pour les années 1926 — 27, mais aussi pour les années 1907 — 10, 1896 — 97; outre cela, pour une période plus reculée encore, on a réimprimé les tables bien connues de M. le prof. W. Bortkiewicz, caractérisant la mortalité relative aux années 1874 — 1883.

La comparaison des susdites tables met en évidence d'une façon saisissante l'énorme progrès dans le sens d'un relèvement de la survie que nous avons pu réaliser depuis la révolution.

Toutes les données figurant aux tables sont présentées séparément pour les deux sexes en considérant isolément les populations urbaine et rurale. A notre grand regret nous n'avons pas pu effectuer la différentation la plus intéressante, d'une actualité plus urgente que jamais, celle qui serait à établir d'après les caractères d'ordre social. Ce défaut tient essentiellement à l'insuffisance des relevés ayant trait à la caractéristique sociale des décédés où pour une immense majorité les unités energistrées restent absolument indéterminées quant à leur appartenance à telle ou telle catégorie sociale, et cela même dans les grandes villes. Ce n'est qu'à Leningrad que l'on a réussi dans une certaine mesure à réunir des matériaux statistiques tant soit peu concluants sur l'appartenance sociale des décédés et en conséquence à faire une tentative de dresser des tables de mortalité pour certains groupes sociaux pris isolément, lesquelles tables sont données à la fin de l'ouvrage.

L'„Introduction" ci-dessous nécessite des observations préliminaires. D'abord, pour la partie méthodologique. En développant tout un système de constructions théoriques intéressantes, l'Introduction se borne à les traiter d'un point vue purement mathématique. Ce fait pose devant les continuateurs du travail la tâche de reprendre l'examen des mêmes problèmes sous un aspect plus largement compréhensif.

Une deuxième observation doit porter sur le fait que le présent travail, dans les conditions difficiles de son accomplissement, n'a pu aboutir à élucider suffisamment nombre de questions d'une haute portée sociologique et politique. Des efforts seront faits pour combler ces lacunes, dans le plus bref délai possible, par une analyse approfondie, avec application de la méthode marxiste, des précieuses matières que renferme cette publication et en particulier par une étude suivie des résultats atteints dans la voie de l'amélioration de la survie en l'URSS relativement à la Russie pré-révolutionnaire, d'une part, et aux pays à régime capitaliste, d'autre part.

Le Président de la Section de Statistique Sociale du Département de l'Economie et des Statistiques du Gosplan de l'URSS.

B. Smoulevitch.

Таблицы смертности населения СССР.

ВВЕДЕНИЕ

Построение таблиц смертности населения является, по научной обоснованности, детальности и наглядности получаемых числовых характеристик, наиболее совершенным приемом изучения повозрастной смертности. Величины таблиц смертности имеют и существенное научно-практическое значение для различных плановых построений о вероятном будущем количестве населения различного возраста, — детей школьного возраста, лиц призывного возраста, рабочего возраста и т. д. В вопросах страхования жизни таблицы смертности являются главным основанием для всех страховых расчетов.

Таблицы смертности населения отдельных стран и местностей строятся в настоящее время исключительно косвенным способом, исходя из чисел населения, распределенного по возрасту по переписям, и аналогично распределенных чисел умерших за междупереписные календарные годы или же годы, примыкающие к данной переписи. При этом первоначальным элементом построения являются вероятности смерти в отдельных возрастах (q), из которых получаются и остальные элементы таблицы (числа доживающих и т. д.). Построенные по косвенному способу таблицы представляют картину смертности и доживаемости до отдельных возрастов, свойственную не какому либо реальному поколению, но поколению гипотетическому, поставленному в условия повозрастной смертности, свойственной периоду времени, за который берутся материалы об умерших, и дают, таким образом, числовую характеристику смертности, определяемую экономическими, социальными и санитарными условиями, существующими в данный период.

За границей, в виду значения и важности таблиц смертности периодическое их построение, применительно к периодически же производимым в большинстве заграничных стран переписям населения, входит в обязательный круг деятельности центральных статистических учреждений.

В России до революции имела место всего одна всеобщая перепись населения (28 января 1897 г.) и обычным способом из совокупностей живущих и умерших была построена лишь одна полная таблица смертности, относящаяся ко всему населению б. Европейской России (50 губерний), по данным об умерших за 2 примыкающих к переписи года (1896 и 1897 г. г.) [1]).

Кроме того, до революции был построен отдельными исследователями ряд таблиц, относящихся не ко всему, а лишь к части населения (к православному населению) [2]) б. Российской Империи и б. Европейской России, причем таблицы эти были построены или из совокупностей одних умерших или же из совокупностей умерших и родившихся.

Из совокупностей умерших были построены таблицы К. Ф. Германом [3]), Н. Е. Зерновым [4]), М. Спасским [5]). Все эти таблицы относятся только к православному населению мужского пола и являются вместе с тем сокращенными, давая величины лишь по пятилетним возрастным группам. Построение таблиц смертности из совокупностей одних умерших, как известно, применимо только к стационарному населению, т.-е. населению с постоянной плотностью рождений и неизменным порядком вымирания при отсутствии эмиграции и иммиграции. Применение этого метода к быстро растущему русскому населению является ошибочным приемом, в виду чего таблицы эти лишены научного значения и не дают правильной картины смертности вышеуказанной части русского населения.

Значительный шаг вперед в деле изучения русской смертности представляют таблицы, построенные из совокупностей умерших и родившихся. При способе этом распределенные по возрасту числа умерших за данный промежуток времени сопоставляются с теми числами родившихся, к поколению которых принадлежат умершие данного возраста. Этим путем первоначально определяются числа умерших (величины d_x), т.-е. вероятности для родившихся умереть в данных возрастных пределах, и из этих величин выводятся остальные элементы таблицы. Указанный метод построения таблиц смертности возник и чаще всего применялся у нас в России. Впервые метод этот был применен и теоретически обоснован академиком В. Я. Буняковским в его работе „Опыт о законах смертности в России [6]). Имеющаяся в этой работе таблица смертности построена для православного населения всей б. Российской Империи отдельно для мужского и для женского пола, по данным об умерших в 1862 году, и данным о родившихся за 1796 — 1862 гг. В виду отсутствия сведений о числах родившихся до 1796 года, величины d_x для возрастов старше 65 лет исчислялись на основании старой шведской таблицы Вargентина. Этой же таблицей В. Я. Буняковский пользовался для распределения пятилетних групп умерших по однолетним группам.

Кроме указанной таблицы, В. Я. Буняковским составлены еще две таблицы [7]) только для мужского православного населения, одна по данным об умерших за 1870 год и другая за 1863—1870 г. г., при чем первая таблица доведена только до возраста 75 лет и вторая до 68 лет.

---

[1]) С. А. Новосельский. Смертность и продолжительность жизни в России. Петроград. 1916.

[2]) До революции в России, как известно, имела место только церковная регистрация актов гражданского состояния. При этом более или менее систематизированные данные об умерших и родившихся за старое время, до 1867 года, имелись только для населения православного вероисповедания.

[3]) К. Ф. Герман. Статистические исследования относительно Российской Империи. Ч. I. Петербург. 1819.

[4]) Н. Е. Зернов. Теория вероятностей с приложением преимущественно к смертности и страхованию. Москва. 1843.

[5]) М. Спасский. О влиянии внешних условий на долголетие. Петербург. 1854.

[6]) Приложение № 6 к VIII тому Записок Академии Наук. Петербург. 1865.

[7]) В. Я. Буняковский. Антропобиологические исследования и их приложения к мужскому населению России. Приложение № 5 к XXIII тому Записок Академии Наук. 1874.

Из совокупностей родившихся и умерших были построены далее таблицы К. А. Андреевым [1]), В. Борткевичем [2]), Бессером и Баллодом [3]). Таблица Андреева основана на материалах об умерших за 1851—1860 г. г. и родившихся за 1796—1855 гг. для православного населения всей б. Российской Империи, при чем К. А. Андреев, как и В. Я. Буняковский, для получения величин в возрастах старше 60 лет и для интерполирования таблицы по однолетним возрастным группам пользовался шведской таблицей Варгентина.

Таблица В. И. Борткевича относится к православному населению одной Европейской России и построена по данным об умерших за 1874—1883 гг. и данным о родившихся за 1754—1883 гг., причем отсутствующие материалы о родившихся за 1754—1795 гг. В. И. Борткевич исчислял, исходя из предположения, что население, а вместе с ним рождения и смерти, возрастают в геометрической прогрессии.

Таблица Бессера и Баллода построена для православного населения всей б. Российской Империи по данным об умерших за 1867—1890 гг. и данных о родившихся за 1750—1890 гг. Числа родившихся до 1796 г. авторы, как и В. И. Борткевич, определяли, исходя из гипотезы о возрастании чисел родившихся в геометрической прогрессии. Таблица смертности, построенная Бессером и Баллодом, является сокращенной, и все величины таблицы в возрасте выше 25 лет построены по пятилетним возрастным группам.

Из всех указанных таблиц, построенных из совокупностей родившихся и умерших, только таблица В. И. Борткевича представляет полную таблицу для однолетних возрастов, построенную на основании русских материалов без привлечения иностранных таблиц для пополнения недостающих данных. Относится она, как выше указано, к православному населению одной Европейской России.

Построение таблиц смертности из совокупностей родившихся и умерших путем первоначального определения величин d_x представляет большой шаг вперед сравнительно с таблицами, построенными только из совокупностей умерших. Однако, таблицы эти могут достаточно точно характеризовать смертность, свойственную периоду времени, за который берутся данные об умерших, только при отсутствии эмиграции и иммиграции и при неизменном порядке вымирания, т. е. при условии, чтобы вероятности смерти в последовательных возрастах среди всех поколений родившихся были бы равны вероятностям для соответствующих возрастов в период времени, к которому относятся материалы об умерших. Применительно к России это второе условие является в значительной мере нарушенным, так как в России, особенно в старое время, повозрастная смертность, в связи с периодическими громадными эпидемиями и периодическими неурожаями, являлась крайне неустойчивой и резко менялась. Все указанные выше таблицы из совокупностей родившихся и умерших не могут быть признаны удовлетворительно характеризующими повозрастную смертность православного населения России в различные периоды времени и не представляют достаточного материала для оценки эволюции смертности в дореволюционной России. Помимо недостатков, свойственных самому методу построения таблиц, на сравнимости таблиц отражается и различная степень неточностей и несовершенств основных сырых материалов, которыми пользовались отдельные авторы, и различные приемы пополнения и исправления этих неточностей, а также различная степень привлечения к построению таблиц иностранных таблиц смертности.

Для послереволюционного времени имеется несколько полных таблиц смертности, построенных обычным косвенным способом из совокупностей живущих и умерших, и относящихся к отдельным местностям и городам СССР, — Ленинграду [4]), Архангельской губ. [5]), Уральской области [6]), Украине [7]). Кроме того, имеются сокращенные таблицы для населения Европейской части СССР, построенные по данным переписи 1926 г. и данным об умерших за один 1926 г., отдельно для городского и сельского населения и отдельно для Европ. части РСФСР, Украины и Белоруссии [8]).

Публикуемые ныне полные таблицы построены по материалам Всесоюзной переписи населения 17 декабря 1926 г. и данным об умерших за два примыкающих к переписи года (1926 и 1927). Таблицы построены для Европейской части СССР (табл. 1—3), Европейской части РСФСР (табл. 4—6), Украинской ССР (табл. 7—9), Белорусской ССР (табл. 10—12) и для отдельных статистических районов, согласно делению, утвержденному Госпланом СССР 16 сентября 1927 г., и согласно которому разрабатывались и публиковались данные переписи 1926 г. В частности, отдельные таблицы построены для Ленинграда (табл. 13), Ленинградско-Карельского района (табл. 14—16), Северного района (табл. 17—19), Москвы (табл. 20), Московско-Промышленного подрайона (табл. 21—23), Рязанско-Тульского подрайона (табл. 24—26), Западного района (табл. 27—29), Центрально-Черноземного района (табл. 30—32), Средне-Волжского района (табл. 33—35), Вятского района (табл. 39—41), Башкирской АССР (табл. 45—47), Нижне-Волжского района (табл. 36—38), Уральской области (табл. 42—44), Северо-Кавказского края (табл. 49—51), Крымской АССР (табл. 48) и из Азиатской части СССР для Сибирского края (табл. 68—70). Все таблицы построены отдельно для мужского пола, женского пола и для обоих полов вместе, отдельно для городского и сельского населения [1]) и суммарно для всего населения данного района.

За отсутствием удовлетворительных материалов, таблицы смертности отдельных социальных групп оказалось возможным построить только для Ленинграда, причем таблицы эти построены отдельно для рабочих, для служащих и суммарно для остального населения Ленинграда, без рабочих и служащих (табл. 52—54); отдельная таблица, кроме того, построена для Ленинградских рабочих-металлистов.

В виду отсутствия дореволюционных таблиц для территории, соответствующей современной территории Союза, и для возможности правильных сравнений и сопоставлений, были построены также таблицы по данным переписи 1897 г. и данным об умерших за 1896 и 1897 гг., для Европейской России в границах Европейской части СССР [2]) (табл. 55), Европейской части РСФСР (табл. 56) и для Белоруссии (табл. 59).

Для Украины, как было указано выше, таблица за дореволюционные годы имеется [3]). Хотя территория, для которой построена эта таблица, и не вполне совпадает с современной территорией Украины, таблица достаточно пригодна для приближенных сравнений, и новой таблицы для Украины за дореволюционные годы не составлялось.

В целях сравнения дореволюционной и современной смертности отдельно городского и отдельно сельского населения были далее построены суммарные таблицы для 36 б. губернских и др. более крупных городов Европейской России в границах Европейской части РСФСР и Белоруссии [4]), по данным переписи 1897 г. и данным об умерших за 1896—1897 гг. (табл. 57), а также по данным переписи 1926 г. и данным об умерших за 1926—27 гг. (табл. 60). Для населения соответствующих территорий за вычетом населения этих городов были также построены таблицы за указанные периоды времени (табл. 58 и 61); таблицы эти могут считаться достаточно удовлетворительно характеризующими смертность сельского населения. Суммарное городское население, как оно выделялось в изданиях б. Центрального Стат. Комитета по движению населения, не соответствует понятию городского населения, принятому в настоящее время; в виду этого было признано более правильным включить при построении этих сравнительных таблиц в городское население только те более крупные города, которые выделялись в этих изданиях (см. прим. 4).

Как было выше указано, имеющиеся дореволюционные таблицы смертности не дают возможности ориентироваться в эволюции смертности в дореволюционной России. В целях получения некоторых материалов в этом отношении, было решено, исходя из таблицы В. И. Борткевича [5]) для православного населения б. Европейской России построить таблицы для того же населения за разные периоды времени (1896—1897 гг. и 1907—1910 гг.). Таблицы эти построены в нескольких вариантах (табл. 62, 64—67); для сравнения перепечатана и таблица В. И. Борткевича (табл. 63). Следует отметить, что население православного вероисповедания, по переписи 1897 г., составляло около 84% всего населения б. Европейской России.

Из перечисления построенных таблиц видно, что почти все таблицы относятся к Европейской части СССР, и из Азиатской части построена только таблица для населения Сибирского края; объясняется это отсутствием или малой удовлетворительностью материалов об умерших в Азиатской части СССР, где в значительной доле территорий регистрация актов гражданского состояния или вовсе отсутствует или недостаточно налажена. Необходимо вместе с тем иметь в виду, что и в Европейской части СССР регистрация умерших оставляет желать лучшего. Совершенно неудовлетворительными по неполноте являются данные по автономным областям Северо-Кавказского края [6]) и Дагестанской АССР, в виду чего таблицы для Северного Кавказа пришлось построить только для округов [7]) и автономных городов [8]) с исключением указанных областей. Существенная неполнота учета умерших отмечается для Башкирской АССР, Средне-Волжского и Нижне-Волжского районов, Крымской АССР, весьма неполны и данные для округов Северного Кавказа. Но и в остальных районах Европейской части СССР исчерпывающий учет умерших не может считаться достигнутым, и более или менее значительное количество умерших, повидимому, ускользает от учета и хоронится без регистрации в Загс'ах.

Этот недоучет сказывается в таблицах смертности мало правдоподобным высоким возрастом нормальной жизни, слишком низкими вероятностями смерти для отдельных возрастов и т. п.

Ленинградским Облстатотделом в начале 1929 года была разослана сельским добровольным корреспондентам Ленинградской области анкета, в которой между прочим был поставлен вопрос, известны ли доброкору случаи (и сколько), когда в его селении в течение 1928 года умерший был похоронен, и смерть осталась

---

[1]) К. А. Андреев. О таблицах смертности. Опыт теоретического исследования о законах смертности и составления таблиц смертности для России. Москва. 1871.

[2]) В. И. Борткевич. Смертность и долговечность мужского православного населения Европ. России. Прил. № 8 к 69 т. Записок Академии Наук. 1890. Тоже для женского населения: прил. № 3 к 66 т. Зап. Акад. Наук 1891.

[3]) Л. Бессер и Баллод. Смертность, возрастный состав и долговечность православного народонаселения обоего пола в России. Записки Академии Наук по истор.-фил. отд. сер. 8. т. 1, № 5, 1897.

[4]) С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 гг. Материалы по статистике Ленинграда и Ленинградской губ. 1925 г. Вып. 6. Изд. Ленинградского Губстатотдела.

[5]) А. Н. Дьячков. Таблицы смертности населения Архангельской губернии 1926—1927 гг. Архангельск. 1928. Изд. Архангельского Губстатотдела. Таблицы построены по данным переписи 1926 г. и данным об умертих за 1926 и 1927 гг., отдельно для городского и для сельского населения.

[6]) Смертность и продолжительность жизни населения Уральской области. Свердловск. 1929. Изд. Уральского Облстатотдела. Таблицы построены по данным переписи 1926 г. и данным об умерших за 1926 и 1927 гг. отдельно для городского и для сельского населения.

[7]) Ю. Корчак-Чепурківський. Таблиці доживання і сподіваного життя людности УССР 1925—1926. Харьков. 1929. Изд. ЦСУ УССР. Таблицы построены по данным переписи 1926 гг. и данным об умерших за 1925 и 1926 гг. Для Украины, кроме того, после революции была построена таблица смертности по старым дореволюционным материалам переписи 1897 г. и данным об умерших за 1896 и 1897 гг. См. М. В. Птуха. Таблиці смертности для України. 1896—1897. Записки Соціяльно-Економічного відділу Української Академії Наук. 1923, т. I.

[8]) Л. Лубны-Герцык и Б. Овчинский. Сокращенные таблицы смертности населения Европейской части СССР за 1926 г. Статистическое Обозрение. 1929. № 1.

[1]) За исключением Крымской АССР, где не имелось достаточно удовлетворительных материалов для такого распределения.

[2]) За отсутствием поволостных данных, относящихся к дореволюционному времени, выделение соответствующих дореволюционных территорий имеет приближенный характер. В частности, в отношении уездов, частично отошедших к иностранным государствам, уезды, отошедшие большей половиной своего населения, считались отошедшими полностью, и наоборот, уезды, отошедшие меньшей половиной, включались в состав территории СССР. В территорию Европейской России в границах Европейской части СССР включены полностью прежние губернии Архангельская, Астраханская, Владимирская, Вологодская, Воронежская, Вятская, Екатеринославская, Казанская, Калужская, Киевская, Костромская, Курская, Могилевская, Московская, Нижегородская, Новгородская, Олонецкая, Оренбургская, Орловская, Пензенская, Пермская, Петербургская, Подольская, Псковская, Рязанская, Самарская, Саратовская, Симбирская, Смоленская, Таврическая, Тамбовская, Тверская, Тульская, Уфимская, Ярославская, Харьковская, Херсонская, Черниговская, Донская область и уезды — Витебской губернии Витебский, Велижский, Городокский, Дриссенский, Лепельский, Невельский, Полоцкий, Себежский, уезды Волынской губернии — Житомирский, Заславский, Новоград-Волынский, Овручский, Острожский, Староконстантиновский, уезды Минской губернии — Минский, Бобруйский, Борисовский, Игуменский, Мозырский, Речицкий. Не включены в эту территорию полностью губернии — Виленская, Ковенская, Гродненская, Курляндская, Лифляндская. Эстляндская, Бессарабская и уезды Витебской губернии — Двинский, Люцынский, Режицкий, уезды Волынской губернии — Владимир-Волынский, Дубенский, Ковельский, Кременецкий, Луцкий, Ровенский. уезды Минской губернии — Новогрудский, Пинский, Слуцкий. В территорию Европейской России в границах Европейской части РСФСР и Белоруссии включены вышеуказанные губернии и уезды за исключением губерний Волынской, Екатеринославской, Киевской, Подольской, Полтавской, Таврической, Харьковской, Херсонской, Черниговской.

[3]) М. В. Птуха. Op. cit.

[4]) Города Архангельск, Астрахань, Витебск, Владимир, Вологда, Воронеж, Вятка, Свердловск (б. Екатеринбург), Казань, Калуга, Кострома, Кронштадт, Курск, Ленинград, Минск, Могилев, Москва, Н. Новгород, Новгород, Петрозаводск, Оренбург, Орел, Пенза, Пермь, Псков, Ростов н/Д, Рязань, Самара, Саратов, Ульяновск (б. Симбирск), Смоленск, Тамбов, Тверь, Тула, Уфа, Ярославль. Общее количество населения в этих городах составляло, по переписи 1897 г., 4 422 715, т. е. 62% всего городского населения Европ. России в границах Европ. части РСФСР и Белоруссии.

[5]) Op. cit.

[6]) Адыгейско-Черкесская, Ингушская, Кабардино-Балкарская, Карачаевская, Северо-Осетинская, Черкесская, Чеченская.

[7]) Армавирский, Донецкий, Донской, Кубанский, Майкопский, Сальский, Ставропольский, Сунженский, Таганрогский, Терский, Черноморский, Шахтинско-Донецкий.

[8]) Владикавказ и Грозный.

незарегистрированной в Загс'е. Было получено 2 012 заполненных анкет; собранные анкеты охватили значительное количество селений области с общим числом около 95 000 дворов и с населением около 500 000. В результате выяснилось, что осталось незарегистрированными в этих селениях около 2,5% умерших. Процент этот можно считать достаточно отражающим степень неполноты учета умерших среди всего сельского населения Ленинградской области. Едва ли можно сомневаться, что и в других местностях Европейской части СССР имеется аналогичный и во многих случаях еще больший недоучет, причем недоучет, повидимому, особенно имеет место для грудных детей, умерших в течение первых дней и недель жизни, а также для женского населения.

Причинами такого „сокрытия" умерших среди сельского населения служат, вероятно, отчасти бытовые и религиозные предрассудки (сокрытие умерших женщин среди магометанского населения), а также, возможно, и мотивы, связанные с налоговым обложением.

При построении указанной выше таблицы смертности для Украины за 1925—1926 гг. [1]) числа умерших детей в первые 3 дня жизни, в виду малой правдоподобности полученных на основании этих чисел вероятностей, были увеличены в соответствии с вероятностями, полученными для Пруссии.

Однако, при построении публикуемых ныне многочисленных таблиц, относящихся к различным территориям с различной, несомненно, степенью недоучета в различных возрастных группах, было принципиально признано невозможным пополнять сырые материалы на основании иностранных данных, за полным отсутствием каких-либо критериев для таких пополнений в отдельных возрастах и в виду неизбежного при этом произвола [2]). Вместе с тем следует, понятно, иметь в виду, что в связи с недоучетом умерших, публикуемые таблицы смертности несколько преуменьшают действительную высоту смертности, особенно для женского населения.

Переходя к вопросу о методике и технике построения публикуемых таблиц, следует отметить, что методология построения таблиц смертности на основе данных общедемографической статистики имеет дело, по существу, с двумя главнейшими вопросами. Первый вопрос — вопрос о методах получения тех демографических совокупностей (или зависимостей между ними), какие являются составной частью всякой таблицы смертности (первые совокупности живущих и умерших или зависимости между ними), — при наличии лишь иных совокупностей, тех, которые поставляет практика статистического наблюдения (перепись и регистрация умерших по возрасту). При решении этой первой проблемы, вначале, можно почти всецело отвлечься от вопроса о качестве тех непосредственных данных, какие поставляются наблюдением.

Второй вопрос, наоборот, является целиком связанным с оценкой качества непосредственных данных. Вторая проблема, какая ставится перед исследователем, конструирующим таблицу смертности, — есть проблема освобождения, по мере возможности, таблицы смертности от тех неправильностей, какие являются следствием дефектов основных статистических данных, служивших материалом для построения таблиц смертности.

Излагать подробно методы решения первого из двух поставленных вопросов нет необходимости. Решение этого вопроса в общем виде можно найти в классических трудах Кнаппа, Лексиса, Цейнера, Борткевича и др. Здесь можно ограничиться кратким напоминанием сущности вопроса, а также приведением тех модификаций основных построений, какие были положены в основу конкретной задачи построения таблиц смертности населения СССР.

При построениях имелся в распоряжении следующий материал:

Во-первых, данные о числе умерших, распределенных, как правило, по однолетним промежуткам возраста за календарные 1926 и 1927 годы.

Во-вторых, данные о численности живущих на момент переписи 17 декабря 1926 года (т. е. на момент, почти в точности отвечающий средине календарного промежутка времени наблюдения за смертностью), также, как правило, распределенных по однолетним возрастным группам.

В третьих, данные о численности родившихся за годы 1926 и 1927.

В некоторых, сравнительно немногих, случаях имелась возможность воспользоваться и территориально-сопоставимыми данными о числе родившихся за годы, предшествующие указанным (1925, 1924 и очень редко 1923).

Еще реже представлялась возможность иметь в своем распоряжении данные о числе умерших в возрастах 0, 1, 2, 3 и 4 года за эти предшествующие календарные годы. Наконец, в единичных случаях (по городу Ленинграду и, частично, по гор. Москве) представлялась возможность привлечь данные о повозрастных миграциях населения.

В результате имелись в распоряжении, как правило, две совокупности умерших 3-го рода, с однолетним промежутком наблюдения и возраста, за два соседних календарных года и соответственные (по возрасту) совокупности живущих второго рода, приуроченные к календарному моменту, являющемуся границей между названными выше совокупностями умерших.

Наличие указанных данных открывало прежде всего возможность получения обычных повозрастных однолетних коэффициентов смертности для исследуемых групп населения.

В основе перехода от этих простых коэффициентов смертности к однолетним же коэффициентам смертности стационарного населения (и, тем самым, к величинам вероятности смерти), — лежат следующие соображения.

Обозначая через m'_x обычный повозрастный коэффициент смертности и, напоминая, что он в данном случае численно равняется частному от деления некоторой совокупности умерших третьего рода на величину совокупности живущих второго рода, взятой на момент „центральный" по отношению к границам совокупности умерших, будем иметь следующее, общее выражение для этого коэффициента.

$$m'_x = \frac{M_x^{\tau_1-\tau_2}}{L_x^r}, \qquad (1)$$

где $M_x^{\tau_1-\tau_2}$ — число умерших в возрасте от x до $x+1$ за время от τ_1 до τ_2, а L_x^r число зарегистрированных переписью живущих в том же возрастном промежутке

[1]) Ю. Корчак-Чепурківський. Op. cit.

[2]) Пополнение чисел умерших было произведено только в одном случае: в отношении умерших в Башкирской АССР за 1926 г.; здесь в ЦСУ СССР имелись конкретные данные, что в сырых данных не хватает 12,7% умерших. В виду этого, числа умерших всех возрастов были увеличены на 12,7%.

$(x, x+1)$, причем момент переписи r приходится на средину промежутка (τ_1, τ_2), т. е.

$$r = \frac{\tau_1+\tau_2}{2}$$

Как известно, в самом общем виде указанные выше две совокупности могут быть представлены в виде:

$$M_x^{\tau_1-\tau_2} = -\int_x^{x+1}\int_{\tau_1-x}^{\tau_2-x} \frac{\partial f(x_1, t)}{\partial x}\, dx\, dt \qquad (2)$$

$$L'_x = \int_x^{x+1} f(x, r-x)\, dx \qquad (3)$$

где

$$f(x, t) = \frac{\partial F(x, t)}{\partial t}$$

изображает собой плотность переживания, соответствующую возрасту x и моменту рождения t, а

$$F(x, t)$$

численно равняется числу переживших возраст x из поколения родившихся в промежуток

$$(o, t)$$

Сами по себе, вполне общие выражения для данных совокупностей не могут указать конкретного пути к получению из них нужных табличных коэффициентов смертности. Для нахождения путей практического перехода, необходимо ввести некоторые ограничительные предположения о виде функции:

$$f(x, t)$$

Введем следующие предположения:

1) Пусть порядок вымирания, не являясь постоянным, в то же время рассматривается как изменяющийся сравнительно медленно, так что для двух-трех смежных поколений (годовых) можно практически считать его одинаковым.

Тогда, в пределах указанных двух-трех поколений, можно положить:

$$f(x, t) = l_x\, g(t) \quad \text{где}$$

l_x — порядок вымирания, а $g(t)$ — плотность рождений.

2) На таком же кратком промежутке времени рождений (2—3 годовых поколения), положим, что плотность рождений может быть выражена с достаточной (практически) точностью линейной функцией (в частном случае, можно предположить и приблизительную неизменность плотности рождений на столь кратком промежутке).

Указанную функцию представим в виде:

$$g(t) = a_0 + a_1\left(t - \frac{1}{2}\right) \qquad (4)$$

3) Ограничимся первоначально лишь рассмотрением смертности взрослого населения, исключив из трактовки возрасты раннего детства и крайние старческие. В этом случае, как известно, можно без чувствительной для практики ошибки, считать смертность (силу смертности — μ_x) постоянной внутри однолетних промежутков возраста.

При этих предположениях совокупность живущих второго рода может быть приведена к следующему виду:

$$L_x{}^r = \int_x^{x+1} f(x, r-x)\, dx = \int_x^{x+1} l_x\, g(r-x)\, dx =$$

$$= \int_x^{x+1} l_x\left[a_0 + a_1\left(r - x - \frac{1}{2}\right)\right] dx = a_0\int_x^{x+1} l_x\, dx +$$

$$+ a_1\int_x^{x+1} l_x dx - a_1\int_x^{x+1} x\, l_x\, dx - \frac{1}{2}\int_x^{x+1} l_x\, dx$$

Введем обычное обозначение

$$L_x = \int_x^{x+1} l_x\, dx$$

для времени, прожитого стационарным населением в промежутке возраста $(x, x+1)$ и обозначим

$$S_x = \int_x^{x+1} x\, l_x\, dx$$

Тогда имеем:

$$L'_x = L_x\left(a_0 + a_1 r - \tfrac{1}{2}a_1\right) - a_1 S_x = L_x\left\{\left[a_0 + a_1\left(r - \tfrac{1}{2}\right)\right] - a_1 x_m\right\}, \qquad (5)$$

где

$$x_m = \frac{\int_x^{x+1} x\, l_x\, dx}{\int_x^{x+1} l_x\, dx} \qquad (6)$$

есть средний возраст стационарного населения в возрастном классе $(x, x+1)$.

Прежде чем перейти к дальнейшему, рассмотрим, какой вид получают выражения L_x и x_m в условиях предположения о постоянстве силы смертности на протяжении возрастного промежутка $(x, x+1)$.

Из обычного выражения

$$\mu_{x+z} = -\frac{d\, l_{x+z}}{l_{x+z}\, dz} \qquad \ldots \qquad (6^x)$$

имеем:

$$\mu_{x+z}\, l_{x+z}\, dz = -\, dl_{x+z}$$

интегрируя в промежутке (0,1) получаем

$$\int_0^1 \mu_{x+z} l_{x+z}\, dz = -\left[l_{x+z}\right]_0^1 = l_x - l_{x+1} = d_x$$

По условию

$$\mu_{x+z} = const. = m_x$$

Отсюда

$$m_x \int_0^1 l_{x+z}\, dz = d_x \quad \text{или} \quad m_x L_x = d_x$$

Т. е.

$$L_x = \frac{d_x}{m_x} \qquad (7)$$

Перепишем указанное соотношение в следующем виде:

$$L_x = \frac{d_x}{m_x} + \frac{l_x + l_{x+1}}{2} - \frac{d_x(l_x + l_{x+1})}{2dx} \qquad (8)$$

Но

$$m''_x = \frac{2\, d_x}{l_x + l_{x+1}} = \frac{2\, q_x}{1 + p_x}$$

есть обычно применяемое приближенное выражение табличного коэффициента смертности через посредство вероятности смерти, вместо точного (в условиях постоянства m_x):

$$q_x = 1 - e^{-m_x} \qquad (9)$$

Тогда (8) принимает вид:

$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2} + d_x\left(\frac{1}{m_x} - \frac{1}{m''_x}\right)$$

Обозначая разность между обратными величинами точного и приближенного коэффициента смертности через β_x будем иметь:

$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2} + d_x \beta_x \qquad (10)$$

В тех же условиях средний возраст

$$x_m = \frac{\int_x^{x+1} x\, l_x\, dx}{\int_x^{x+1} l_x\, dx} = x + \frac{\int_0^1 z\, l_{x+z}\, dz}{\int_0^1 l_{x+z}\, dz}$$

получает следующий вид

$$x_m = x + \frac{\int_0^1 z e^{-m_x z}\, dz}{\int_0^1 e^{-m_x z}\, dz} \qquad (11)$$

так как

$$l_{x+z} = l_x e^{-m_x z} \qquad \text{при } o \leqslant z \leqslant 1$$

(интегрируя выражение (6^x).

Путем интегрирования по частям, легко получаем из (11)

$$x_m = x + \frac{\frac{1 - e^{-m_x}}{m_x} - e^{-m_x}}{1 - e^{-m_x}} = x + \frac{1}{m_x} - \frac{p_x}{q_x} \qquad (12)$$

ибо $p_x = e^{-m_x}$, $q_x = 1 - e^{-m_x}$

Прибавляя и вычитая в правой части (11) по $\frac{1}{2}$, получим

$$x_m = x + \frac{1}{2} + \left(\frac{1}{m_x} - \frac{2 - q_x}{2q_x}\right) = x + \frac{1}{2} + \left(\frac{1}{m_x} - \frac{1}{m''_x}\right)$$

или

$$x_m = x + \frac{1}{2} + \beta_x \qquad (13)$$

Обращаясь вновь к выражению (5) и подставляя в него (13), будем иметь:

$$L^r_x = L_x\left[a_0 + a_1 (r - x - 1 - \beta_x)\right] \qquad (14)$$

Рассматривая при тех же предположениях выражение для совокупности умерших третьего рода, можно придать ему следующий вид:

$$M_x^{\tau_1 - \tau_2} = -\int_x^{x+1}\int_{\tau_1 - x}^{\tau_2 - x} \frac{\partial f(x,t)}{\partial x}\, dt dx = -\int_x^{x+1}\int_{\tau_1 - x}^{\tau_2 - x} [a_0 +$$

$$+ a_1 (t - \tfrac{1}{2})]\, \frac{dl_x}{dx}\, dx\, dt = -\int_x^{x+1} dl_x \left[a_0 t + \frac{a_1 t^2}{2} - \frac{a_1 t}{2}\right]_{\tau_1 - x}^{\tau_2 - x} =$$

$$= -(\tau_2 - \tau_1)\int_x^{x+1} dl_x \left[a_0 + a_1\left(r - x - \tfrac{1}{2}\right)\right]$$

где попрежнему

$$\frac{\tau_1 + \tau_2}{2} = r \text{ и } \tau_2 - \tau_1 = k$$

Интегрируя по частям:

$$M_x^{\tau_1 - \tau_2} = -k\left\{\left[l_x\left(a_0 + a_1 r - a_1 x - \frac{a_1}{2}\right)\right]_x^{x+1} + a_1 \int_x^{x+1} l_x\, dx\right\} =$$

$$= -k\left[l_{x+1}\left(a_0 + a_1 r - a_1 x - \tfrac{3}{2} a_1\right) - l_x\left(a_0 + \right.\right.$$

$$\left.\left. + a_1 r - a_1 x - \frac{a_1}{2}\right) + a_1 L_x\right]$$

Подставляя здесь L_x из (10) будем иметь:

$$M_x^{\tau_1 - \tau_2} = -k\left[a_0 (l_{x+1} - l_x) + \right.$$

$$+ a_1 r (l_{x+1} - l_x) - a_1 x (l_{x+1} - l_x) - a_1 (l_{x+1} - l_x) +$$

$$\left. + a_1 d_x \beta_x\right] = k\left[a_0 d_x + a_1 r d_x - a_1 x d_x - a_1 d_x - a_1 d_x \beta_x\right] =$$

$$= k\, d_x\left[a_0 + a_1\ (r - x - 1 - \beta_x)\right] \qquad (15)$$

Отсюда и обычный (эмпирический) однолетний коэффициент смертности получает вид

$$m'_x = \frac{M_x^{\tau_1 - \tau_2}}{L_x^r} = \frac{k d_x\ [a_0 + a_1\ (r - x - 1 - \beta_x)]}{L_x\ [a_0 + a_1\ (r - x - 1 - \beta_x)]} = k\, \frac{d_x}{L_x}$$

Сохраняя для табличного коэффициента смертности обозначение — m_x где $m_x = \frac{d_x}{L_x}$ имеем

$$m'_x = k\, \frac{d_x}{L_x} \text{ или } m'_x = k\, m_x$$

В нашем случае $k = 2$, ибо промежуток наблюдения за смертностью равен двум годам. Отсюда

$$m_x = \frac{m_x}{2}$$

Вместо деления коэффициента на 2, можно просто при его вычислении делить число умерших за 1926 и 1927 год на удвоенное количество населения по переписи.

Из приведенных выкладок легко усмотреть также и то обстоятельство, что влияние миграций населения, происходивших на промежутке времени от рождения и до достижения возраста x — не препятствует возможности получения табличных коэффициентов смертности из коэффициентов обычных, при условии, если миграции можно считать близкими друг к другу по величине для двух-трех непосредственно следующих одно за другим поколений. И лишь миграции, происходящие на самом изучаемом однолетнем промежутке возраста могли бы оказать искажающее влияние на величину искомого однолетнего коэффициента смертности. Несомненно, однако, что такое искажающее влияние — весьма мало по величине и, в согласии с общепринятыми методами — им можно пренебречь.

Эти ограничительные предпосылки не являются сколько-нибудь новыми в указанном методе, по сравнению с методами, применявшимися обычно почти всеми исследователями при построении таблиц смертности так называемым „демографическим" способом.

Малая изменяемость порядка вымирания при переходе от одного к другому смежному поколению, — обычно молчаливо постулируется всегда, и не имеется особых оснований отказываться от такого постулата. Вместо принимаемого нередко постулата о приблизительной одинаковости чисел родившихся для тех же любых двух-трех смежных поколений, вводится лишь более свободное предположение о приблизительной равномерности роста или убывания плотности рождений на протяжении небольшого (2—3 годичного) промежутка времени, в которое предположение о приблизительной неизменности чисел рождений может входить, как частный случай.

Наконец, предположение о приблизительном постоянстве смертности на протяжении однолетних промежутков возраста — так же, как и во всех иных случаях, может считаться справедливым по отношению к публикуемому материалу, поскольку дело идет не о возрастах раннего детства и глубокой старости.

Таким образом, на всем обширном протяжении возрастов, за исключением возрастов раннего детства и глубокой старости, вполне возможно пользоваться обычным простым коэффициентом смертности, считая его практически равным табличному коэффициенту смертности.

Иначе обстоит дело на крайних концах таблицы. Как и обычно, для получения табличных величин для ранних детских и глубоких старческих возрастов, приходится итти иными путями. При этом, принципиальное отношение к табличным величинам, конечно, различно в случае возрастов детских и возрастов старческих.

Возрасты раннего детства, с их высокой смертностью, оказывают существенно определяющее влияние на всю систему последующих табличных чисел. Кроме того, вероятности смерти для детских возрастов следует считать и имеющими особую статистическую значимость в силу того, что источником получения их служат непосредственные данные, численно (обычно) наибольшие по своей величине.

Все это заставляет проявлять особую тщательность при вычислении табличных данных для детских возрастов и вносить в вычисление все поправки, какие только позволяет непосредственный материал. К сожалению, возможности в этом отношении для публикуемых материалов были, как будет ниже указано, крайне ограничены.

Иной подход приходилось применять к вычислению данных для возрастов старческих.

Сами по себе величины вероятностей смерти для возрастов глубокой старости могут представлять значительный интерес в тех случаях, когда можно иметь уверенность в достоверности непосредственных данных, служивших основой их построения. Однако, именно это условие отнюдь нельзя считать соблюденным в имевшихся материалах. Имевшиеся абсолютные данные по своему характеру давали повод к весьма большим сомнениям в их достоверности. Кроме того, во многих случаях (по отдельным районам, раздельно по полу и отдельно для городского и сельского населения) эти данные для однолетних возрастных групп глубокой старости, были столь незначительны по величине, что даже при условии достоверности могли вызывать чисто случайные колебания в коэффициентах весьма большого размаха. Наконец, нужно сказать, что те или иные величины, полученные для возрастов старческих, в сущности оказывают весьма слабое влияние на суммарные табличные величины (средняя продолжительность предстоящей жизни, коэффициент смертности неподвижного населения и т. п.).

Все эти соображения и создавали несколько особое отношение к методике получения табличных значений для возрастов глубокой старости. Во многих случаях пользование непосредственными данными для старческих возрастов приходилось ограничивать самой минимальной степенью. Приходилось прибегать к разного рода экстраполяционным методам, сущность которых будет кратко изложена далее.

При этих условиях, разумеется, менялось отношение и ко всякого рода теоретически мыслимым поправкам (для старческих возрастов). Не имело смысла вносить поправки, исправляющие табличную величину на 3 — 5% там, где изменение непосредственных данных на несколько единиц или применение какой либо модификации экстраполяционных методов могло изменить ту же табличную величину на 10 — 20%, а то и более.

Именно потому, пользование обычным коэффициентом смертности, в замену табличного коэффициента, по существу не совсем правомерное в возрастах глубокой старости, можно считать вполне допустимым, в особенности при операциях с однолетними коэффициентами. Так поступали обычно и все исследователи, так было поступлено и в данном случае, лишь с одной оговоркой, относящейся к методам перехода от величины коэффициентов смертности к величинам вероятности смерти.

В наиболее общем виде связь между коэффициентом (табличным) смертности и вероятностью смерти может быть получена из следующего уравнения:

$$q_x = 1 - e^{-\int_x^{x+1} \mu_x\, dx}$$

если принять условие приблизительного постоянства μ_x на данном небольшом (однолетнем) промежутке интегрирования, то означенное уравнение преобразуется в следующее:

$$q_x = 1 - e^{-m_x} \qquad \text{. . . . . (а)}$$

где m_x — табличный коэффициент смертности.

Если, кроме того, m_x — мало по величине, то выражение (а) легко может быть сведено к приближенному алгебраическому виду, т. е. представлено (приближенно) в виде алгебраической дроби.

Разлагая общеизвестным способом правую часть (а) в ряд и заменяя образовавшийся ряд суммой членов геометрической (бесконечно убывающей) прогрессии, приходим к следующей, обычной формуле

$$q_x = \frac{2 m_x}{2 + m_x} \qquad \text{. . . . . (в)}$$

Формула эта дает хорошее приближение, когда m_x мало. Ошибка же, в случае больших m_x — делается ощутительной, а при $m_x > 2$ (что может встречаться при экстраполяции данных) приводит к значениям q_x не имеющим смысла ($q_x > 1$).

Для всех возрастов взрослого населения, кроме глубоких старческих, можно с приблизительно одинаковым успехом пользоваться и формулой (а) и формулой (в).

При вычислении табличных значений для возрастов старческих, как уже упоминалось выше, было признано возможным обходиться без внесения особо тонких коррективов, и для старческих возрастов

обычный коэффициент смертности приравнивался к табличному. На протяжении однолетних промежутков возраста было признано также возможным пользоваться предположением о приблизительной неизменности смертности на однолетнем промежутке возраста, а следовательно прибегать к соотношению

$$q_x = 1 - e^{-m_x}$$

Единственно, в чем было признано неудобным следовать общепринятым методам — это в пользовании для старческих возрастов формулой (в), так как эта формула в крайних старческих возрастах может давать большие ошибки, которые легко избежать, пользуясь формулой (а). Кроме того, и вообще говоря, бо́льшее техническое удобство пользования формулой (в) было поставлено под сомнение. Вычисленные специальные таблицы перевода величин m_x в величины q_x, на основе формулы (а) позволили и вовсе отказаться от общеупотребительной формулы (в).

Как выше указано, получение табличных данных для возрастов раннего детства требует применения особых методов. Для прочего же весьма обширного промежутка возрастов, начиная примерно от 5 лет, можно считать установленной возможность использования обычных коэффициентов смертности, в качестве приближенных величин табличных коэффициентов смертности, а, следовательно, весьма простым способом получать и величины вероятностей смерти.

В тесной связи с этим возникает вторая из намеченных нами проблем: *получение данных о смертности, возможно ближе отвечающих действительности* и возможно меньше включающих те искажения, какие не обязаны своим существованием самой смертности, как таковой, и которые являются следствием особенностей, по существу, ничего общего со смертностью не имеющих. Нужно сразу же сказать, что в этом отношении исследователи в СССР находятся в неизмеримо более трудных условиях, чем западно-европейский исследователь смертности.

Искажения непосредственных данных, в особенности по отдельным районам, доходят в русском материале до крайне широких пределов. Возрастные аккумуляции в числах умерших и, в особенности, в числах живущих чрезвычайно велики. Сопоставление непосредственных (невыравненных) коэффициентов смертности по какому-либо из районов, с невыравненными же коэффициентами смертности, напр., для Англии показывает, какие большие трудности встречаются на пути получения более или менее близких к достоверности данных, трудности, почти несвойственные данным английской смертности.

Трудности эти еще усугубляются нередко полной невозможностью решения вопроса о том, что из некоторой преувеличенной (на глаз) величины следует отнести на счет чисто случайных искажений, и что может быть приписано действительным, существующим объективно скачкам в возрастной кривой.

Не может быть сомнения в том, что непосредственно вычисленные однолетние коэффициенты нельзя применять, как табличные данные. Необходимо избрать тот или иной метод для перехода от величин, даваемых непосредственным наблюдением, к величинам более правдоподобно отражающим истинный ход смертности. Для этого имелось два пути. Можно было попытаться притти к решению вопроса, воспользовавшись методом отдельного выравнивания чисел живущих и умерших и получения табличных коэффициентов из уже выравненных таким образом непосредственных данных. Можно было итти и другим путем: тем или иным методом выравнивать уже самые коэффициенты смертности.

Более целесообразным был признан второй путь. Основанием этому служили следующие соображения.

В наших условиях, когда имелся материал, относящийся к 1926 — 1927 гг., можно было считать несомненным, что в статистических материалах как о живущих, так и об умерших, должны были найти свое отражение те исторические события, какие имели место в сравнительно недавние годы. Таким образом, на числах живущих (как и на числах умерших отдельных возрастов) должно было отразиться и военное, весьма резкое понижение рождаемости и военная убыль мужского населения и, наконец, возможно, всякого рода результаты миграционных процессов отдельных возрастных групп, какие имели место во время войны и революции. Все эти факторы могли вызывать истинные, значительные по величине скачки и переломы в возрастных кривых и живущих и умерших. Несомненно, что даже если бы удалось достигнуть путем каких либо методов полного устранения случайных неправильностей возрастной кривой (получающихся вследствие неправильной регистрации возраста, пропусков и т. п.), то все же полученная истинная кривая, в результате не могла бы оказаться гладкой кривой, удовлетворительно интерпретируемой сравнительно несложным математическим уравнением. Несомненно, и в такой „истинной“ повозрастной кривой мы имели бы возможность в послевоенные годы наблюдать значительные по величине скачки и переломы. Вместе с тем математический процесс выравнивания не имеет в своем распоряжении средств, которые позволили бы отделить случайное накопление частот на некоторой варианте (вызванное, например, прямыми неправильностями регистрации) от накопления, соответствующего истинным условиям места и времени. Математическое выравнивание наверно бы срезало и то и другое накопление и, в результате, мы бы легко могли получить вполне гладкую, математически правильную кривую.

В наших условиях, однако, можно было бы с уверенностью утверждать, что такая кривая представляла бы собой фикцию, заведомо искажающую действительность.

Фиктивной явилась бы гладкая кривая, изображающая собой возрастное распределение живущих; фиктивной явилась бы и тщательно выравненная кривая чисел умерших. При этом, не было бы никакой гарантии в том, что соотношение одноименных ординат в этих двух фиктивных кривых не дает совершенно ложного представления о соотношении ординат истинных. Указать не только величину, но даже и знак возможного отклонения от истины — здесь наперед совершенно невозможно, ибо ход интерполированных кривых определяется весьма сложным и прихотливым образом в зависимости от соотношения величин тех ординат, какие являются опорными пунктами при интерполировании.

Если, таким образом, выравнивание чисел живущих и умерших, в отдельности, могло привести к заведомо фиктивным кривым, то представлялось правильным вовсе отказаться от получения таких фикций.

При этом оставался только один способ: выравнивание тем или иным способом самых данных о смертности. По отношению к кривой смертности (m_x, q_x или какая либо иная табличная функция) не имеется априорных утверждений о заведомой ее негладкости. Даже при вполне несомненных скачках в числах жи-

ущих и умерших, кривая смертности могла сохранить вой гладкий вид и поддаваться, тем самым, интерретации сравнительно несложными математическими равнениями. В отношении кривой смертности, предпоожение о ее приблизительной гладкости, при отсутствии каких либо конкретных указаний на противоложные возможности, наоборот, является наиболее ероятным, в соответствии с характером самого явления.

Из того, например, факта, что кривая чисел живущих (по переписи 1926 года) в возрасте 12 лет спытывает несомненный резкий перелом, вовсе еще е следует, чтобы перелом непременно должен был проявляться и в кривой смертности: поколения, соответствующие возрастам 12 и 11 лет резко отличны друг т друга по численности, но нет никаких особых снований полагать, что они отличаются заметно по оживаемости. Наоборот, в условии отсутствия прямых ротивоположных указаний, естественнее всего предложить, что смертность этих двух поколений, живущих в совершенно почти одинаковых условиях удет весьма близка друг к другу и будет различаться ишь постольку, поскольку вообще различается между обой смертность одинадцатилетних и двенадцатиетних детей.

Таким образом a priori ничто не противоречит приенению методов математического выравнивания кривым, характеризующим смертность, в то время ак выравнивание возрастных кривых чисел живущих умерших, в наших условиях, вызывало заведомые омнения.

К аналогичному заключению пришли и составители . Watson) последней английской таблицы смертности 920 — 1922).

„Выбор метода выравнивания был в данном случае раничен особыми соображениями, которые следует меть в виду во всех будущих исследованиях такого ода. Это — влияние войны на статистические данные населении. Влияние это отчетливо сказывается на анных о мужском населении по переписи 1921 года. следствие значительного числа смертных случаев реди мужчин, призванных на военную службу, общее исло мужчин в возрасте от 20 до 45 лет — понижено естественная последовательность чисел населения отдельных возрастных группах — нарушена, что лает трудной, если не невозможной, интерпретацию исленности мужского населения путем построения ких-либо математических кривых.

Впервые за все время построения английских блиц смертности обнаружились столь значительные ярко выраженные изменения в обычном возрастном спределении. При будущих переписях изменения и вновь проявятся в более пожилых (соответственно) озрастных группах, возможно с меньшей силой, но ойдут многие годы, пока это изменение сделается актором, не имеющим значения для подобного рода роблем“. [1])

Правда, в английских таблицах эти утверждения не нашли своего практического отражения. При испытании методов выравнивания, применявшихся последовательно сначала к числам живущих и умерших, а затем к вероятностям смерти, было обнаружено, что по Англии в целом оба эти способа дают весьма близкие результаты. В силу этого, а также в интересах сохранения преемственности с прежними таблицами смертности и „большей привычности метода для статистиков“ в окончательных таблицах был применен метод отдельного выравнивания чисел живущих и умерших.

Сравнительные испытания этих двух методов в очень небольшом числе случаев на наших материалах показали, что результаты и у нас оказались (на взятых двух примерах) довольно сходными. В виду того, однако, что частные примеры не могли гарантировать совпадения во всех весьма разнотипных условиях, было ре шено отдать предпочтение теоретически более правильному методу — математической обработке относительных чисел, характеризующих смертность, тем более, что в этом случае работа, потребная для выравнивания уменьшается по количеству вдвое.

Дальнейшим вопросом являлся вопрос о принципах, на которых должно базироваться выравнивание. Современная практика математического выравнивания имеет дело, главным образом, с двумя основными принципиальными направлениями выравнивания. В одном случае дело идет о выравнивании в прямом и точном смысле этого слова: ряды однолетних, непосредственно полученных данных, применением последовательных математических приемов подвергаются сглаживанию так, чтобы ломаная линия, соединяющая концы эмпирических ординат, постепенно переходила бы в плавную, лишенную скачков и переломов кривую.

В другом случае, вся операция математической обработки разделяется на два процесса. Сначала, подчиняясь некоторым выставленным заранее условиям, не позволяющим далеко отходить от непосредственных данных, мы должны определить некоторые опорные пункты будущей кривой, отделенные друг от друга сравнительно небольшими промежутками возраста (обычно 5 лет). Далее — через намеченные, таким образом, пункты проводится, методом интерполяции, самая искомая кривая, причем в отношении этого проведения ставятся некоторые новые дополнительные условия, обеспечивающие плавность кривой на всем протяжении, несмотря на возможную нерегулярность роста или убыли ординат в найденных ранее опорных пунктах.

До последнего времени первый метод (выравнивание по формулам Karup'a, Woolhouse'a, Spencer'a, Kenchington'a и др., или, кроме того, по формулам Gompertz-Makeham-Lazarus'a и т. п.) пользовался наибольшим распространением. Из числа более поздних таблиц, построенных по этому методу, упомянем таблицы E. Blaschke, метод которого остроумный, но весьма сложный практически, был подробно исследован в применении и к нашим данным [2].

---

[1] „The choice of a method of graduation was restricted on the esent occasion by another consideration and one which will claim tention for a long period in future investigations of the kind. This the effect of the Great War on population statistics. Such effect clearly discernible in the 1921 census returns relating to males. wing to the large number of deaths on active service of men of miliry age, the total number of males between the ages of 20 and 45 is epressed and the natural sequence of the numbers enumerated at invidual ages is correspondingly interrupted, thus rendering it difficult, not, indeed, impossible, accurately to express the numbers of the male opulation by any process of mathematical curve-fitting.

This was the first occasion, since the compilation of National Lifebles was instituted, on which such an extensive and well-defined odification of the normal age distribution had to be dealt with. At future censuses it will reappear at correspondingly older ages, though probably with diminished force, but many years will pass before it will be a negligible element in the problem under discussion“.

The Registrar General's Decennial Supplement. 1921. Part I. Life-Tables. London. 1927, стр. 4.

[2]) Oesterreichische Statistik. Neue Folge. 4 Heft des ersten Bandes. Oesterreichische Sterbetafeln. Wien. 1917. E. Blaschke. Die Ausgleichung von Absterbeordnungen aus der Bevölkerungsstatistik.

В кратких чертах метод Blaschke сводится к следующему. Числа живущих и умерших подвергаются трем последовательным операциям. Вначале они „выглаживаются“ применением простейших способов (некоторая модификация идеи скользящей средней). Далее, выглаженные таким путем данные подвергаются первичному выравниванию по формуле Gompertz-Makeham'a. Найденные выравненные

Второй из указанных принципов получения выравненных величин, был применен в последнее время английскими и американскими исследователями смертности на громадном, по числу таблиц, материале.

По этому принципу построены, как английские таблицы смертности 1901 — 1910, 1910 — 1912 г.г., так и таблицы 1920 — 1922 г.г. и американские таблицы (в весьма большом числе) 1890, 1901, 1910 и 1901 — 1910 г.г.

При построении публикуемых русских таблиц смертности был избран этот второй путь.

Выбор диктовался следующими соображениями. Неправильности в ходе однолетних непосредственных величин в наших условиях достигали столь громадных размеров, что только самые „мощные“ формулы позволяли достигнуть некоторой правильности в последовательности величин, причем нередко и эти мощные формулы приходилось применять несколько раз подряд, последовательно подвергая дополнительному выравниванию уже ранее выравненные величины. Применение таких „мощных“ формул (напр. Spencer'a, Kenchington'a), заставляет влиять на любое подвергающееся выравниванию значение, весьма большое число предстоящих и последующих величин. Так, напр., в формуле Kenchington'a на любое значение оказывают определяющее влияние 13 предыдущих и 13 последующих членов ряда. В формуле Spencer'a такую же роль выполняют 10 предыдущих и 10 последующих членов. Правда, в результате такой массивной математической операции, да еще иногда повторенной неоднократно, почти всегда можно получить вполне гладкую кривую, однако такая кривая может весьма легко при этих условиях утерять все свои характерные, индивидуальные особенности, особенно такие специфические выгибы кривой, какие укладываются целиком на сравнительно небольшом (5 — 10 лет) отрезке возраста. Желание, по возможности, сохранить индивидуальные оттенки повозрастных изменений смертности отдельных изучаемых групп населения и заставило отказаться от применения особо мощных методов математического сглаживания, в то время как менее сложные формулы часто не приводили ни к каким вообще удовлетворительным результатам, в смысле хотя бы устранения выскакивания единичных величин из общей тенденции ряда.

Далее, при тех же самых условиях приходилось бы оставлять без воздействия принятого метода выравнивания сравнительно большие „концы“ табличных рядов. Применение, напр. формулы Kenchington'a, даже однократное, оставляет невыравненными по 13 членов с начала и с конца кривой. Уже двукратное применение формулы съуживает до весьма значительной степени область окончательно выравненных данных. Необходимость применения для этих „концов“ кривой смертности иных методов, — часто не обеспечивала маломальски удовлетворительного „стыка“ между отрезками ряда, выравненными по различным принципам, и, тем, самым создавала иллюзию резкого изменения в характере кривой смертности там, где такового изменения по существу дела вовсе и не было.

Наконец, применение таких „мощных“ математических формул для сглаживания, нередко притом неоднократное, приводило к весьма большой затрате времени на вычислительные операции, что при массовом характере работы могло сделать задачу построения большого количества таблиц почти непосильной задачей.

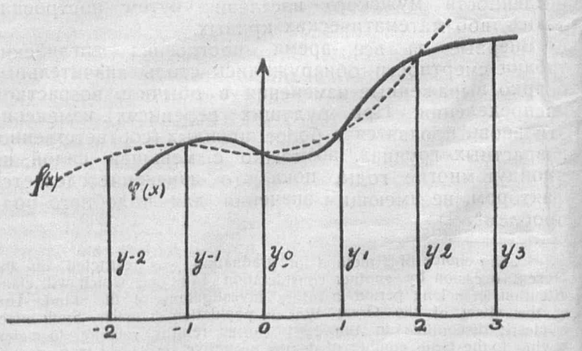
Все указанные трудности и недочеты в значительной мере уменьшаются при пользовании методами, основанными на англо-американских принципах. Здесь получается и значительно большая гарантия сохранения индивидуальных особенностей и специфических изгибов кривых (если эти изгибы не слишком съужены в возрастных пределах). Далее, при применении некоторых дополнительных изменений в формулах, получается возможность выравнивать почти полностью всю кривую повозрастной смертности. Наконец, применение целесообразно придуманных технических методов вычисления позволяет в этих случаях сводить работу вычисления к крайне простым и весьма экономным (в смысле затрачиваемой работы) приемам.

Само собой разумеется, что применение сложных выравнивающих формул (напр. Spencer'a) в отдельных конкретных случаях и на отдельных этапах работы оказывалось нужным и полезным.

Так напр., в тех случаях, когда после произведенного обычного выравнивания всей средней части таблицы и после отдельного конструирования данных для возрастов глубокой старости обнаруживалась недостаточная плавность „стыка“ в местах соприкосновения указанных отрезков кривой, приходилось нередко прибегать к выравниванию небольшого отрезка кривой (на месте „стыка“) при помощи формулы Spencer'a и других.

Принятый метод построения таблиц в общем ближе подходит к американскому методу, нежели к английскому, не являясь, по существу, ни тем, ни другим. В основе метода лежит идея, так называемой, „оскулляторной интерполяции“, в ее классическом виде, данная впервые Sprague'ом [1].

Пусть имеются полученные тем или иным способом шесть ординат — ординат, принимаемых за твердо установленные, Пусть далее, ординаты эти являются равноотстоящими и расположенными на расстоянии, равном единице друг от друга.



значения сравниваются с первоначальными (выглаженными). Отклонения в этом случае оказываются объединенными в группы одного знака на протяжении отдельных промежутков возраста, (напр. от 5 до 14 лет — отрицательные, от 15 до 26 лет положительные и т. д.). При этом указанные группы отклонений одного знака имеют вид рядов распределения. Совокупности этих отклонений (в пределах сохраняющегося знака) подвергаются новому выравниванию—по методу Bruns'a и в выравненном, таким методом, виде суммируются (алгебраически) с предварительно выравненными (по формуле Gompertz-Makeham'a) величинами. Выравнивание этим методом одной из таблиц (Украинской), произведенное нами, привело к результатам близким (несколько худшим в смысле совпадения смертности ожидаемой с действительной) к полученным нами общим нашим методом. Затрата вычислительной работы при этом методе весьма велика.

[1] Sprague. Explanation of a new formula for interpolation. Journal of the Institute of actuaries, vol. XXII p. 270. На русском языке: Б. Ф. Малешевский. Теория и практика пенсионных касс. Приложение, стр. 106, СПБ, 1890.

Через концы первых пяти ординат (y_{-2}, y_{-1}, y_0, y_1 и y_2) можно провести параболу 4-го порядка. Зададим ее, пользуясь разностями, в следующем виде:

$$f(x)=y_{-2}+(x+2)\Delta y_{-2}+\frac{(x+2)(x+1)}{1\cdot 2}\Delta^2 y_{-2}+$$
$$+\frac{(x+2)(x+1)x}{1\cdot 2\cdot 3}\Delta^3 y_{-2}+$$
$$+\frac{(x+2)(x+1)x(x-1)}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}\Delta^4 y_{-2}\ldots\ldots (1)$$

Через концы пяти последних ординат (y_{-1}, y_0, y_1, y_2, y_3) проведем другую параболу 4-го порядка.

$$\varphi(x)=y_{-1}+(x+1)\Delta y_{-1}+\frac{(x+1)x}{1\cdot 2}\Delta^2 y_{-1}+$$
$$+\frac{(x+1)x(x-1)}{1\cdot 2\cdot 3}\Delta^3 y_{-1}+$$
$$+\frac{(x+1)x(x-1)(x-2)}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}\Delta^4 y_{-1}\ldots\ldots (2)$$

Очевидно, что

$$f(-1)=\varphi(-1)$$
$$f(0)=\varphi(0)$$
$$f(1)=\varphi(1)$$
$$f(2)=\varphi(2)$$

т. е. кривые в точках ($x=-1,\ 0,\ 1,\ 2$) — пересекаются.

Задача состоит в следующем: найти такую параболическую кривую, которая в точках

$$x=0 \text{ и } x=1$$

имела бы общие ординаты с первыми двумя кривыми. Кроме того, эта новая кривая должна в точке ($x=0$) иметь общую касательную и радиус кривизны с первой кривой $f(x)$, в точке ($x=1$) иметь общую касательную и радиус кривизны со второй кривой $\varphi(x)$.

Если задать искомую кривую в виде:

$$y(x)=f(x)+u(x)\ldots\ldots\ldots (3)$$

то наши условия могут быть изображены так:

$$y(0)=f(0)\quad y'(0)=f'(0)\quad y''(0)=f''(0)$$
$$y(1)=\varphi(1)\quad y'(1)=\varphi'(1)\quad y''(1)=\varphi''(1)\ldots (4)$$

Если удастся найти такую кривую, то тем самым будет решен вопрос о соблюдении плавности при переходе по оси абсцисс на единицу расстояния вправо, т. е. при построении аналогичной системы для точек ($x=-1,\ 0,\ 1,\ 2,\ 3,\ 4$), ибо в этом случае первой вспомогательной кривой, проходящей через первые пять точек новой системы ($x=-1,\ 0,\ 1,\ 2,\ 3$) будет как раз вторая из двух кривых прежней системы $\varphi(x)$, общая точка с которой, общая касательная и радиус кривизны для $y(x)$ уже обеспечены, а для новой кривой $y_1(x)$ обеспечиваются аналогичным построением. Дальнейшее передвижение вправо по оси абсцисс может быть осуществлено тем же самым порядком, все время с обеспечением плавности переходов.

Имея шесть условий, можно получить нужную кривую в виде параболы пятого порядка.

Из уравнения (3) имеем:

$$u(x)=y(x)-f(x)$$
$$u'(x)=y'(x)-f'(x)$$
$$u''(x)=y''(x)-f''(x)$$

Давая значение $x=0$, имеем в силу условий (4)

$$u(0)=0;\quad u'(0)=0 \text{ и } u''=(0)$$

Давая значение $x=1$, имеем

$$u(1)=x(1)-f(1)$$

но

$$f(1)=\varphi(1)$$

(кривые $f(x)$ и $\varphi(x)$ пересекаются в точке $x=1$). Отсюда $u(1)=0$, в силу (4).

Таким образом, функция $u(x)$ содержит в себе множители $x^3(x-1)$

Можно легко найти еще один множитель, входящий в состав $u(x)$. Заметим, прежде всего, что две первоначальные функции $f(x)$ и $\varphi(x)$ связаны, согласно заданию, тождеством

$$\varphi(x)=f(x)+\frac{(x+1)x(x-1)(x-2)}{1.2.3.4.}\Delta^5 y_{-2} \qquad (5)$$

Легко проверить справедливость (5), припомнив, что

$$\Delta^s y_{-1}=\Delta^s y_{-2}+\Delta^{s+1} y_{-2}$$

Рассмотрим разность

$$y(x)-\varphi(x)=f(x)+u(x)-\varphi(x)$$

Заменяя здесь $\varphi(x)$ его выражением (5), будем иметь:

$$y(x)-\varphi(x)=u(x)-\frac{(x+1)x(x-1)(x-2)}{1.2.3.4.}\Delta^5 y_{-2}$$

$$y(x)-\varphi(x)=u(x)-(x^4-2x^3-x^2+2x)\frac{\Delta^5 y_{-2}}{1.2.3.4.}$$

Дифференцируя дважды и подставляя $x=1$, в силу (4) имеем:

$$y'(1)-\varphi'(1)=0;\quad y''(1)-\varphi''(1)=0$$

Отсюда:

$$u'(1)=-\frac{2\Delta^5 y_{-2}}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}$$

$$u''(1)=-\frac{2\Delta^5 y_{-2}}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}$$

Если искомую функцию $u(x)$, которая, несомненно, пятого порядка, задать в виде:

$$u(x)=x^3(x-1)(a_0+a_1 x)\frac{\Delta^5 y_{-2}}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}$$

то дифференцируя дважды и подставляя $x=1$, будем иметь для коэффициентов a_0 и a_1 следующие условия:

$$a_0+a_1=-2$$
$$3a_0+4a_1=-1$$

Отсюда

$$a_0=-7\ ;\quad a_1=5$$

Тогда $u(x)$ получает окончательный вид

$$u(x)=x^3(x-1)(5x-7)\frac{\Delta^5 y_{-2}}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}$$

а вся искомая кривая $y(x)$ [1]

$$y(x)=y_{-2}+\frac{x+2}{1}\Delta y_{-2}+\frac{(x+2)(x+1)}{1\cdot 2}\Delta^2 y_{-2}+$$
$$+\frac{(x+2)(x+1)x}{1\cdot 2\cdot 3}\Delta^3 y_{-2}+\frac{(x+2)(x+1)x(x-1)}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}\Delta^4 y_{-2}+$$
$$+\frac{x^3(x-1)(5x-7)}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}\Delta^5 y_{-2} \qquad (6)$$

[1] Общий ход вывода заимствован у Glower'a см. United States Life-Tables 1890, 1901, 1910 and 1901 — 1910. Washington 1921. Bureau of the Census.

Имея найденную таким путем кривую, можно считать чисто-математическую задачу удовлетворительной интерполяции решенной. Остается влить в найденные формулы те конкретные задачи из области построения таблиц смертности, какие диктуются состоянием имеющегося материала.

Выше было указано, что в нашем случае не было признано возможным итти обычным путем отдельного выравнивания чисел живущих и умерших и последующего получения (из выравненных чисел) относительных величин, характеризующих смертность.

С целью сделать возможным применение указанной интерполяции к нашим условиям, задача была сформулирована следующим образом.

Нужно было найти плавный ряд однолетних вероятностей смерти и при этом таких, при которых пятилетняя вероятность смерти (или дожития) для последовательности возрастов (за пять лет) была бы равна такой же вероятности смерти (или дожития), полученной из непосредственных данных.

Обозначая вероятность умереть для лиц возраста x в течение следующих пяти лет жизни, полученную из непосредственных данных через

$$_5q'_x$$

а такую же вероятность, полученную на основании выравненных данных через

$$_5q'_x$$

можно условие, поставленное нами, выразить так:

$$_5q_x = {}_5q'_x \qquad \text{или} \qquad {}_5p_x = {}_5p'_x$$

Обозначая невыравненные однолетние коэффициенты смертности через m'_x, а выравненные через m_x, можно последнее условие написать в таком виде:

$$p_x \cdot p_{x+1} \cdot p_{x+2} \cdot p_{x+3} \cdot p_{x+4} =$$

$$p'_x \cdot p'_{x+1} \cdot p'_{x+2} \cdot p'_{x+3} \cdot p'_{x+4} \qquad (7)$$

При условии приблизительного постоянства силы смертности на протяжении однолетнего промежутка возраста.

$$p'_x = e^{-m'} \qquad \text{и} \qquad p_x = e^{-m_x}$$

При этом условие (7) перепишется так:

$$e^{-(m_x + m_{x+1} + m_{x+2} + m_{x+3} + m_{x+4})} =$$

$$= e^{-(m'_x + m'_{x+1} + m'_{x+2} + m'_{x+3} + m'_{x+4})}$$

и, следовательно, может быть сведено к виду

$$\sum_x^{x-4} m_x = \sum_x^{x-4} m'_x$$

Иными словами, задача приводилась к нахождению таких выравненных однолетних коэффициентов смертности, пятилетние суммы которых равнялись бы пятилетним суммам невыравненных, причем выставленные выше условия, обеспечивающие плавность переходов,— оставались бы в силе.

Введем в рассмотрение функцию

$$y\ (x) = \sum_0^{x-1} m'_x$$

Будем обозначать разности этой функции при приращении аргумента $h = 5$ через $\triangle y$, а разности, получающиеся при приращении аргумента равном единице ($h = 1$) через $\delta' y$ Очевидно, что в этом случае

$$\triangle y_z = y_{z+5} - y_z = m'_z + m'_{z+1} + m'_{z+2} + m'_{z+3} + m'_{z+4}$$

т. е. $\triangle y_z$ — будет представлять собой пятилетнюю сумму невыравненных коэффициентов, а $\delta' y_z$ — будет однолетним коэффициентом смертности.

Пользуясь найденным уравнением интерполирующей кривой (6) и считая разности вида $\triangle y$ заданными, можно из этого уравнения найти однолетние выравненные разности δy т. е. искомые выравненные однолетние коэффициенты смертности.

При получении практических формул, в процессе работы были испробованы различные пути вычисления. Постепенно некоторыми участниками работы [1]) вносились различные усовершенствования и упрощения в процессе построения.

Самая задача интерполяции решается весьма просто. Нужно найти, пользуясь уравнением (6) ряд зависимостей между величинами

$$\triangle y_{-2},\ \triangle y_{-1},\ \triangle y_0,\ \triangle y_1,\ \triangle y_2 \quad \ldots\ldots (8)$$

и величинами

$$\delta y_0,\ \delta y_{0,2},\ \delta y_{0,4},\ \delta y_{0,6},\ \delta y \quad \ldots\ldots (9)$$

Для этого, в уравнении (6) нужно прежде всего заменить разности высших порядков, относительно y_{-2} разностями первого порядка (8), при помощи известных переходов:

$$\triangle^2 y_{-2} = \triangle y_{-1} - \triangle y_{-2}$$
$$\triangle^3 y_{-2} = \triangle y_0 - 2\triangle y_{-1} + \triangle y_{-2}$$
$$\triangle^4 y_{-2} = \triangle y_1 - 3\triangle y_0 + 3\triangle y_{-1} - \triangle y_{-2}$$
$$\triangle^5 y_{-2} = \triangle y_2 - 4\triangle y_1 + 6\triangle y_0 - 4\triangle y_{-1} + \triangle y_{-2}$$

Затем, давая для X значения $0{,}0$, $0{,}2$ $0{,}4$ $0{,}6$ $0{,}8$ $1{,}0$ и последовательно вычитая, находим следующие зависимости (подробности простых, но довольно кропотливых, выкладок — опускаем).

$$\begin{aligned}
\delta y_0 &= 0{,}0008\ (-16\triangle y_{-2} + 106\triangle y_{-1} + \\
&\quad + 188\triangle y_0 - 30\triangle y_1 + 2\triangle y_2) \\
\delta y_{0,2} &= 0{,}0008\ (-2\triangle y_{-2} + 18\triangle y_{-1} + \\
&\quad + 278\triangle y_0 - 52\triangle y_1 + 8\triangle y_2) \qquad \ldots (10) \\
\delta y_{0,4} &= 0{,}0008\ (8\triangle y_{-2} - 42\triangle y_{-1} + \\
&\quad + 318\triangle y_0 - 42\triangle y_1 + 8\triangle y_2) \\
\delta y_{0,6} &= 0{,}0008\ (8\triangle y_{-2} - 52\triangle y_{-1} + \\
&\quad + 278\triangle y_0 + 18\triangle y_1 - 2\triangle y_2) \\
\delta y_{0,8} &= 0{,}0008\ (2\triangle y_{-2} - 30\triangle y_{-1} + \\
&\quad + 188\triangle y_0 + 106\triangle y_1 - 16\triangle y_2)
\end{aligned}$$

Но эти выражения дают возможность вычислять выравненные однолетние коэффициенты смертности лишь для пятилетнего промежутка, находящегося в середине между двумя пятилетними промежутками с одной стороны и двумя пятилетними промежутками — с другой. Для каждой из пяти входящих в формулы пятилетов должны быть известны суммы однолетних невыравненных коэффициентов.

[1]) Более всего сотрудниками Б. Н. Черкасовым, З. В. Воробьевым, А. М. Локотским; окончательно принятый для работы вариант схемы вычисления разработан А. М. Локотским.

Передвигаясь постепенно (через пять лет) по оси возрастов вправо, мы в результате получаем возможность найти плавный ряд однолетних коэффициентов смертности, при котором, по условию, вероятность смерти на протяжении пяти лет (при заданной системе группировок) будет такая же, какую мы получили бы, пользуясь невыравненными данными. При этом, однако, две крайние пятилетки в начале возрастной кривой и две крайние в конце — останутся незаполненными выравненными коэффициентами. Естественно, что для заполнения этих пробелов следует прибегнуть к тем двум вспомогательным кривым, которые были введены вначале и которые связаны теми же условиями относительно плавности стыка и равенства окончательных и непосредственных пятилетних вероятностей смерти.

Используя для крайних молодых возрастов кривую $f\ (x)$ (1) задаем в ней x последовательно равным

$$-2,\ -1,8\ -1,6,\ -1,4,\ -1,2,\ -1,0,\ -$$
$$-0,8,\ -0,6,\ -0,4,\ -0,2,\ 0;$$

вычитая далее полученные значения последовательно друг из друга, находим следующие выражения для однолетних разностей, через пятилетние:

$$\begin{aligned}
\delta y_{-1,2} &= 0{,}0008\ (452\triangle y_{-2} - 346\triangle y_{-1} + 186\triangle y_0 - 42\triangle y_1) \\
\delta y_{-1,8} &= 0{,}0008\ (330\triangle y_{-2} - 120\triangle y_{-1} + 50\triangle y_0 - 10\triangle y_1) \\
\delta y_{-1,6} &= 0{,}0008\ (230\triangle y_{-2} + 50\triangle y_{-1} - 40\triangle y_0 + 10\triangle y_1) \\
\delta y_{-1,4} &= 0{,}0008\ (150\triangle y_{-2} + 170\triangle y_{-1} - 90\triangle y_0 + 20\triangle y_1) \\
\delta y_{-1,2} &= 0{,}0008\ (88\triangle y_{-2} + 246\triangle y_{-1} - 106\triangle y_0 + 22\triangle y_1) \\
\delta y_{-1,0} &= 0{,}0008\ (42\triangle y_{-2} + 284\triangle y_{-1} - 94\triangle y_0 + 18\triangle y_1) \\
\delta y_{-0,8} &= 0{,}0008\ (10\triangle y_{-2} + 290\triangle y_{-1} - 60\triangle y_0 + 10\triangle y_1) \\
\delta y_{-0,6} &= 0{,}0008\ (-10\triangle y_{-2} + 270\triangle y_{-1} - 10\triangle y_0 + 0\triangle y_1) \\
\delta y_{-0,4} &= 0{,}0008\ (-20\triangle y_{-2} + 230\triangle y_{-1} + 50\triangle y_0 - 10\triangle y_1) \\
\delta y_{-0,2} &= 0{,}0008\ (-22\triangle y_{-2} + 176\triangle y_{-1} + 114\triangle y_0 - 18\triangle y_1)
\end{aligned} \qquad (11)$$

Аналогично, для кривой $\varphi\ (x)$ — крайняя группа старческих возрастов — имеем:

$$\begin{aligned}
\delta y_{1,0} &= 0{,}0008\ (-18\triangle y_{-1} + 114\triangle y_0 + 176\triangle y_1 - 22\triangle y_2) \\
\delta y_{1,2} &= 0{,}0008\ (-10\triangle y_{-1} + 50\triangle y_0 + 230\triangle y_1 - 20\triangle y_2) \\
\delta y_{1,4} &= 0{,}0008\ (0\triangle y_{-1} - 10\triangle y_0 + 270\triangle y_1 - 10\triangle y_2) \\
\delta y_{1,6} &= 0{,}0008\ (10\triangle y_{-1} - 60\triangle y_0 + 290\triangle y_1 + 10\triangle y_2) \\
\delta y_{1,8} &= 0{,}0008\ (18\triangle y_{-1} - 94\triangle y_0 + 284\triangle y_1 + 42\triangle y_2) \\
\delta y_{2,0} &= 0{,}0008\ (22\triangle y_{-1} - 106\triangle y_0 + 246\triangle y_1 + 88\triangle y_2) \\
\delta y_{2,2} &= 0{,}0008\ (20\triangle y_{-1} - 90\triangle y_0 + 170\triangle y_1 + 150\triangle y_2) \\
\delta y_{2,4} &= 0{,}0008\ (10\triangle y_{-1} - 40\triangle y_0 + 50\triangle y_1 + 230\triangle y_2) \\
\delta y_{2,6} &= 0{,}0008\ (-10\triangle y_{-1} + 50\triangle y_0 - 120\triangle y_1 + 330\triangle y_2) \\
\delta y_{2,8} &= 0{,}0008\ (-42\triangle y_{-1} + 186\triangle y_0 - 346\triangle y_1 + 452\triangle y_2)
\end{aligned} \qquad (12)$$

В формулах (10, 11, 12) разности вида $\triangle y$ — изображают пятилетние суммы невыравненных коэффициентов, а разности вида δy — искомые выравненные однолетние коэффициенты. Все эти формулы можно подвергнуть дальнейшим значительным упрощениям (в смысле уменьшения значащей части коэффициентов), если ввести в рассмотрение среднюю величину однолетнего коэффициента из пяти невыравненных значений, положив

$$\triangle y_z = 5\,\overline{m}_z$$

где под $\overline{m}_z$ подразумевается средняя арифметическая из пяти невыравненных однолетних коэффициентов смертности

$$m'_z,\ m'_{z+1},\ m'_{z+2},\ m'_{z+3},\ m'_{z+4}$$

В дальнейшем, практика вычисления и последующая проверка соответствия показала, что вместо средней из пяти однолетних коэффициентов, можно с успехом брать средний пятилетний коэффициент смертности (т. е. частное от деления пятилетней суммы умерших на соответственную пятилетнюю сумму живущих). Две эти величины обычно незначительно между собой различаются, и при наших весьма прихотливых изменениях в повозрастной кривой живущих отклоняются обычно друг от друга то в одну, то в другую сторону. При этом, средний пятилетний коэффициент оказывается в меньшей зависимости от случайных скачков однолетних чисел живущих, нежели средняя из пяти однолетних коэффициентов. Пользование средним пятилетним коэффициентом кроме того дает весьма значительную экономию в вычислительной работе. Все эти соображения побудили к пользованию по большей части именно таким средним пятилетним коэффициентом, несмотря на большую теоретическую правильность употребления средней из пяти невыравненных однолетних коэффициентов.

Если обозначать пять последовательных средних пятилетних коэффициентов через

$$M_{-2},\ M_{-1},\ M_{-0},\ M_{-1},\ M_{-2},$$

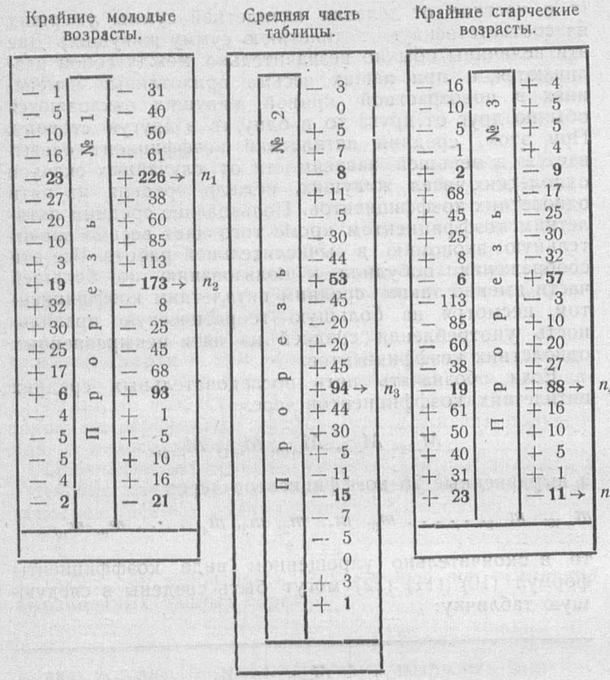
а выравненные 25 коэффициентов через

$$m_{-10},\ m_{-9},\ \ldots\ldots\ m_0,\ m_1,\ m_2,\ m_3,\ m_4,\ \ldots\ldots\ m_9,\ m_{10}\ \ldots$$

то в окончательно упрощенном виде коэффициенты формул (10) (11) (12) могут быть сведены в следующую табличку:

	M_{-2}	M_{-1}	M_0	M_1	M_2	
$m_{-10} = 8.10^{-3}$	226	— 173	93	— 21	0	Крайние молодые группы.
$m_{-9} = 8.10^{-3}$	165	— 60	25	— 5	0	
$m_{-8} = 8.1^{-3}$	115	25	— 20	5	0	
$m_{-7} = 8\ 10^{-3}$	75	85	— 45	10	0	
$m_{-6} = 8.10^{-3}$	44	123	— 53	11	0	
$m_{-5} = 8.10^{-3}$	21	142	— 47	9	0	
$m_{-4} = 8.10^{-3}$	5	145	— 30	5	0	
$m_{-3} = 8.10^{-3}$	— 5	135	— 5	0	0	
$m_{-2} = 8.10^{-3}$	— 10	115	25	— 5	0	
$m_{-1} = 8.10^{-3}$	— 11	88	57	— 9	0	
$m_0 = 8.10^{-3}$	— 8	53	94	— 15	1	Передвигающ. средняя часть.
$m_1 = 8.10^{-3}$	— 1	9	139	— 26	4	
$m_2 = 8.10^{-3}$	4	— 21	159	— 21	4	
$m_3 = 8\ 10^{-3}$	4	— 26	139	9	— 1	
$m_4 = 8.10^{-3}$	1	— 15	94	53	— 8	
$m_5 = 8.10^{-3}$	0	— 9	57	88	— 11	Крайние старч. группы.
$m_6 = 8\ 10^{-3}$	0	— 5	25	115	— 10	
$m_7 = 8.10^{-3}$	0	0	— 5	135	— 5	
$m_8 = 8.10^{-3}$	0	5	— 30	145	5	
$m_9 = 8.10^{-3}$	0	9	— 47	142	21	
$m_{10} = 8.10^{-3}$	0	11	— 53	123	44	
$m_{11} = 8.10^{-3}$	0	10	— 45	85	75	
$m_{12} = 8.10^{-3}$	0	5	— 20	25	115	
$m_{13} = 8.10^{-3}$	0	— 5	25	— 60	165	
$m_{14} = 8.10^{-3}$	0	— 21	93	— 173	226	

Практически вычисление однолетних выравненных коэффициентов смертности с наибольшим удобством может быть осуществлено при помощи арифмометра (или иной счетной машины) и специальных „приборов", представляющих собой пластинки из твердого картона с прорезью и нанесенными на них множителями, ткоо-



рые по мере вычисления передвигаются вдоль возрастной шкалы вниз [1]).

С помощью этих „приборов“ вычисление ведется весьма просто. Покажем на примере ход такого вычисления по средней части таблицы для населения Европейской части СССР (без 36 крупн. городов). Прежде всего, пользуясь некоторой возрастной группировкой (напр. 2—6, 7—11, 12—16 и т. д.) находим средние коэффициенты смертности данных пятилетних возрастных групп [2]) (или средние из пяти однолетних коэффициентов). Далее, ведя вычисление в целых числах, умножаем значащую часть просто на 8.

Население Европ. части СССР без 36 крупных городов.

Мужской пол.

Возраст	M_x	8 M_x
12—16	0,0026843	2147,44
17—21	0,0044261	3540,88
22—26	0,0060311	4824,88
27—31	0,0064443	5155,44
32—36	0,0074830	5986,40

и т. д.

Предполагая в дальнейшем вести вычисление с пятью десятичными знаками, просто отбрасываем в колонке 8 M_x два последних знака (за запятой). Для пользования прибором, располагаем числа 8 M_x на промежутках, через четыре строки (см. правую половину этой страницы) и накладываем прибор № 2.

[1]) „Прибор“ сконструирован сотрудником А. М. Локотским.

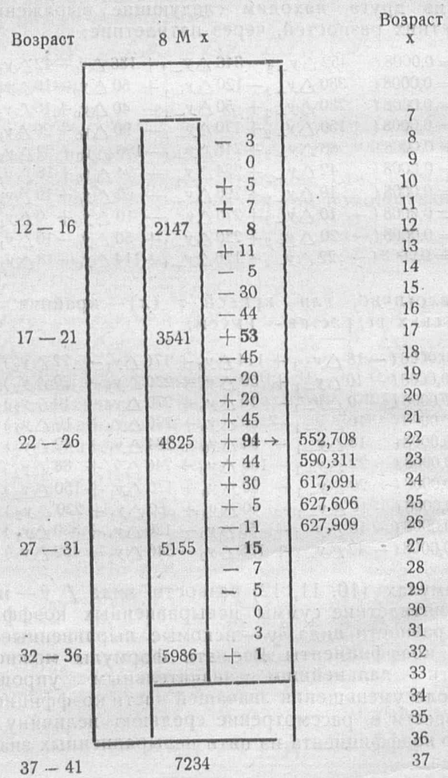
[2]) Деля сумму умерших за пять лет возраста на соответствующую возрастную сумму живущих.

Прибор накладывается таким образом, чтобы полученные ранее числа графы (8 M_x) расположились против пятой, десятой, пятнадцатой, двадцатой и двадцать пятой строки прибора (против цифр — 8, + 53, + 94, — 15, + 1 прибора).

Вычисление производится следующим образом: поставив на арифмометр число 2147, мы, в силу того, что на приборе против этого числа стоит цифра — 8, восемью поворотами ручки вычитаем это число [1]). Далее, не сбрасывая результат, ставим число 3541 и умножаем его на 53; не сбрасывая результата, ставим число 4825 и умножаем его на 94; не снимая результата, ставим число 5155 и умножаем его на — 15 (вычитаем 15 раз); не сбрасывая, опять-таки, результата, поставив число 5986, умножаем его на 1.

Результат — даст искомый коэффициент (552, 708) для 22 лет — числа, стоящего против указателя прибора.

Не сбрасывая результат с арифмометра, передвигаем „прибор“ на одну строку вниз; тогда против чисел 2147, 3541, 4825, 5155, 5986 окажутся новые цифры



прибора + 7, — 44, + 45, — 11, + 3. Все время, не снимая результата с арифмометра, производим соответствующие действия:

2147 — умножаем на 7, 3541 вычитаем 44 раза, 4825 умножаем на 45, 5155 вычитаем 11 раз и 5986 умножаем на 3. Результат — 590,311 — опять дает искомый коэффициент смертности для возраста, стоящего против указателя — для 23 лет. Оставив и этот результат на арифмометре, сдвигаем прибор вниз еще на одну строку и проделываем аналогичные новые операции умножений, согласно тем множителям, какие будут стоять на приборе против чисел графы (8 M_x). Действуя и далее таким путем (все время не сбрасывая результат с арифмометра), мы найдем все коэффициенты для пятилетней группы возрастов 22, 23, 24, 25, 26 лет. Для получения коэффициентов следующей пятилетки необходимо знание еще одного числа из графы (8 M_x) — 7234 для возрастов 37—41 г. При переходе к следующей пятилетке, вся операция начинается заново, совершенно аналогичным способом. Точно также осуществляется пользование приборами № 1 и № 3 [1]). При этом, в приборе № 1 первая пятилетка строится при помощи множителей, расположенных на правой стороне прибора, а вторая при посредстве левой части прибора. При пользовании прибором № 3, предпоследняя пятилетка строится по правой стороне прибора, а последняя — по левой [2]).

Контроль вычисления осуществляется весьма просто. Сложив найденные пять однолетних коэффициентов и умножив сумму на 1,6, мы должны в точности получить соответственное число графы (8 M_x). В нашем примере:

$$552{,}708 + 590{,}311 + 617{,}091 + 627{,}606 + 627{,}909 = 3015{,}625 \times 1{,}6 = 4825{,}000.$$

Заметим, что при вычислении можно ограничиваться лишь целой частью найденных величин m_x, отбрасывая цифры за запятой. При этом, конечно, контроль не будет давать совершенно точного совпадения.

При использовании, в качестве исходных начал, некоторых группировок населения по возрасту, возникает обычно крайне существенный вопрос о том, какую именно группировку нужно избрать, как лучшую.

Для этого необходимо, предварительно, остановиться на вопросе — о критериях признания того или иного выравненного ряда лучшим или худшим по сравнению с другими.

В качестве таких критериев применялись два обычных оценочных метода: оценка степени плавности полученного ряда и оценка степени соответствия между рядом выравненным и рядом невыравненным (первоначальным). Естественно, что за лучший ряд признавался тот, который при достаточной плавности давал наименьшее сравнительное удаление от непосредственных данных.

Следует заметить, что два эти требования (плавность и минимум отклонения от непосредственных данных) являются, в сущности, друг другу противоречащими. При заведомой неплавности эмпирических данных, всякое приближение к идеалу плавности — неминуемо должно повлечь за собой удаление от основных непосредственных данных. При этом роль исследователя в области построения таблиц смертности сводится к отысканию наилучшего компромисса между этими двумя требованиями. Вполне понятно, что решение вопроса о выборе такого компромисса выходит из пределов всякого математического анализа и относится скорее к области экспериментального искусства и знания конкретных материальных основ явлений (смертности), чем к области интерполяционной техники.

[1]) Не следует смущаться тем, что на арифмометре ранее ничего не стояло и, вследствие вычитания, должны появиться девятки.

[1]) Для построения двух первых и двух последних пятилеток таблицы.

[2]) И в том и в другом случае обе пятилетки вычисляются „не сбрасывая с арифмометра“.

Однако, и в методах решения вопроса могут отразиться те или иные предпочтительные стремления автора. В отдельных случаях может отдаваться преимущественное предпочтение критерию плавности или критерию соответствия.

При построении настоящих таблиц предпочтение было отдано второму из этих критериев, именно — критерию соответствия первоначальным данным.

Подробнее о технических сторонах нахождения указанных критериев будет сказано далее. В настоящее время укажем лишь, что основным критерием „хорошего“ выравнивания признавалось достижение возможно более полного совпадения между смертностью ожидаемой (вычисленной при помощи таблицы) и смертностью действительной, причем мы стремились, по возможности, к получению совпадения не только на протяжении всей таблицы в целом, но и на отдельных, сравнительно небольших, участках таблицы.

На основе таких положений были экспериментальным путем обследованы результаты весьма большого количества разнообразных группировок данных о смертности по возрасту. При этом прежде всего стал на очередь вопрос о самой величине группировки.

Нужно сказать, что в наших условиях величину и расположение границ группировочных интервалов необходимо должны определять те аккумуляции, какие являются характерным свойством русских повозрастных данных. Как известно, данные любых возрастных распределений по нашему Союзу обнаруживают весьма большие накопления на возрастах кратных пяти.

Отсюда, первым условием целесообразной группировки должно было явиться условие возможно более равномерного распределения указанных „сомнительных“ однолетних возрастных групп между намеченными интервалами. С этой точки зрения были прежде всего отброшены все попытки создать группировки, включающие в себя интервалы, величиной менее пяти лет, ибо при таких группировках, неминуемо некоторые интервалы оказались бы лишенными „сомнительных“ возрастных групп (т. е. возрастов, кратных 5), в то время, как соседние интервалы включали бы в себя эти группы. С той же точки зрения были отброшены и группировки по 6, 7, 8, 9 лет, ибо в этом случае, опять-таки, оказывались неизбежно такие инвервалы, в которые попадали по две сомнительных точки, в то время, как соседние интервалы имели бы лишь по одной сомнительной группе.

Выбор, таким образом, оставался лишь за пяти и десятилетними интервалами. Соображения о неодинаковости накоплений на возрасты, оканчивающиеся на 0 и на 5, говорили скорее в пользу десятилетних группировок. При пользовании десятилетними группировками являлось, однако, опасение слишком обезличить индивидуальные особенности конкретных данных, ибо в этом случае вся внутренняя структура смертности на протяжении десятилетней группы потеряла бы свои характерные особенности, подчинившись механически сглаженному ходу кривой выравнивания.

В результате была принята группировка по пятилетним возрастным интервалам.

Существенным далее являлся вопрос о тех границах, какие следовало установить для группировочных интервалов. Как известно, в этом отношении нет общепринятых обычаев. Английские и американские исследователи в области таблиц смертности в результате значительных изысканий пришли, повидимому, к убеждению, что наиболее удовлетворительные результаты можно получить из следующих группировок:

1) 2—6, 7—11 и т. д.
2) 3—7, 8—12 и т. д.
3) 4—8, 9—13 и т. д.

При этом американские последние таблицы смертности были построены на основе группировок 4—8, 9—13 и т. д., а английские 2—6, 7—11 и т. д.

Длительное рассмотрение нашего материала привело к тем же результатам. С несомненностью удалось установить, что группировки типа 0—4, 5—9 и т. д. и типа 1—5, 6—10 и т. д. — дают значительно худшие результаты, нежели три вышеуказанные. Отдать предпочтение, однако, какой-либо из трех указанных группировок — оказалось невозможно. Ряд таблиц (преимущественно относящихся к женскому населению) давал наилучшие результаты при группировке 2—6, 7—11 и т. д. Вместе с тем, не меньшее количество опытов, произведенных с группировкой 4—8, 9—13 и т. д. (в особенности часто в таблицах смертности мужского населения) приводит к убеждению, что в этих случаях, именно группировка 4—8 и т. д. — является наиболее целесообразной. Реже наилучшие результаты встречались при группировке вида 3—7, 8—12 и т. д. Обычно, лучше всего оказывались результаты (в смысле соответствия действительной смертности и ожидаемой) при получении выравненных коэффициентов, как средних из всех пяти возможных группировок. Принимая во внимание легкость и быстроту того способа выравнивания, какой был изложен выше, мы сочли возможным, как правило, остановиться на этом последнем методе выравнивания, т. е. принимать за окончательно выравненный ряд — последовательность средних арифметических из пяти предварительно выравненных рядов по всем возможным группировкам. Пример такого получения коэффициентов приводим далее.

Нужно заметить, что исключительная разнохарактерность материалов различных районов неминуемо должна была найти свое отражение и в известном разнообразии методов выравнивания. В некоторых районах, вместо пользования всеми пятью возможными группировками, пришлось ограничиться комбинацией лишь двух-трех группировок, причем иногда, на протяжении одной возрастной кривой — даже менять систему группировок.

Сельское население Ленинградско-Карельского района 1926/1927 г.г.
Вероятность смерти. Мужской пол.

Возраст \ Группировка	1—5	2—6	3—7	4—8	5—9	Среднее
20	0,00574	0,00615	0,00638	0,00625	0,00576	0,00606
21	0,00615	0,00632	0,00670	0,00688	0,00645	0,00650
22	0,00658	0,00652	0,00680	0,00718	0,00695	0,00681
23	0,00698	0,00675	0,00693	0,00725	0,00723	0,00703
24	0,00720	0,00693	0,00705	0,00734	0,00734	0,00717
25	0,00736	0,00714	0,00716	0,00743	0,00746	0,00731
26	0,00750	0,00734	0,00725	0,00745	0,00759	0,00743
27	0,00766	0,00753	0,00734	0,00743	0,00764	0,00752
28	0,00775	0,00770	0,00738	0,00736	0,00760	0,00756
29	0,00775	0,00782	0,00743	0,00728	0,00750	0,00756

Как было выше указано, данные о смертности детей, в особенности на самых ранних возрастах жизни, вообще являются обычно объектом особого, наиболее тщательного изучения. В наших условиях, при весьма значительных величинах детской смертности, эти данные должны бы были вызвать повышенный интерес и служить предметом особо детальных построений.

К сожалению, этого рода стремления при построении настоящих таблиц смертности — почти не получили осуществления. Причиной этого явился недостаток наиболее необходимого статистического материала.

Как сказано было выше, в огромном большинстве случаев, в нашем распоряжении имелся лишь следующий материал:

1) Данные о числе живущих на 17 декабря 1926 г. детей (по однолетним возрастным группам).

2) Данные о числе умерших за 1926 и 1927 г.г. детей (также по однолетним возрастным группам).

3) Данные о числе родившихся за 1926 и 1927 г.г.

Обычно, в этом и заключались все решительно статистические данные, бывшие в нашем распоряжении.

Во всех случаях, когда это оказывалось возможным, привлекались некоторые дополнительные данные. Однако, случаи таких возможностей представлялись крайне редко. Обычно, если такие дополнительные данные и имелись, то они оказывались приведенными в территориально-несопоставимых пределах с основными данными, почему и утрачивали почти всю свою ценность.

Основным случаем являлся тот, при котором мы имели в своем распоряжении лишь указанные выше три вида статистических данных, почему только этот случай и имеется здесь в виду с точки зрения принятой методики построения вероятностей для детских возрастов.

Вполне понятно, что при таких условиях не было иного пути, кроме использования переписных данных о числах живущих детей (за исключением, конечно, возраста до 1 года), несмотря на всю известную теоретическую недостаточность такого метода.

При этом, все же, во всех случаях мы стремились к получению, хотя бы приближенному, первых совокупностей живущих детей и к использованию именно такого рода данных. (*См. чертеж на стр. XXV*).

Для получения вероятности смерти в возрасте до 1 года была использована вся сумма совокупностей умерших 3-го рода за 1926 и 1927 г.г., т. е. число, равное числу смертных точек, умещенному на параллелограмме $a_0 a_1 c_1 c_0$.

Нашей задачей в этом случае являлся лишь подбор такого числа родившихся, при котором названная совокупность 3-го рода могла бы приближенно играть роль совокупности умерших 1-го рода.

Естественно, что в искомую совокупность родившихся должно было полностью попасть число родившихся в 1926 году. Из чисел же родившихся в 1925 г. и 1927 году брались лишь некоторые доли. Величина этих долей определялась для 1925 года — процентом лиц из поколения 1925 года, попавших в число умерших (в возрасте до 1 года) за 1926 год, а для 1927 г. — процентом лиц из поколения 1927 года, попавших в число умерших (до 1 года) за 1927 год.

Таким образом, если через $M_0^3{}_{,1926}$ и $M_0^3{}_{,1927}$ обозначить числа умерших в возрасте до 1 года за 1926 и 1927 годы, а через g_{1925}, g_{1926} и G_{1927} обозначить числа родившихся за соответственные годы, выражение для вероятности смерти на первом году получит следующий вид:

$$q_0 = \frac{M_0^3{}_{,1926} + M_0^3{}_{,1927}}{k_1 g_{1925} + g_{1926} + k_2 g_{1927}}$$

Коэффициенты k_1 и k_2 определились способом, указанным ниже.

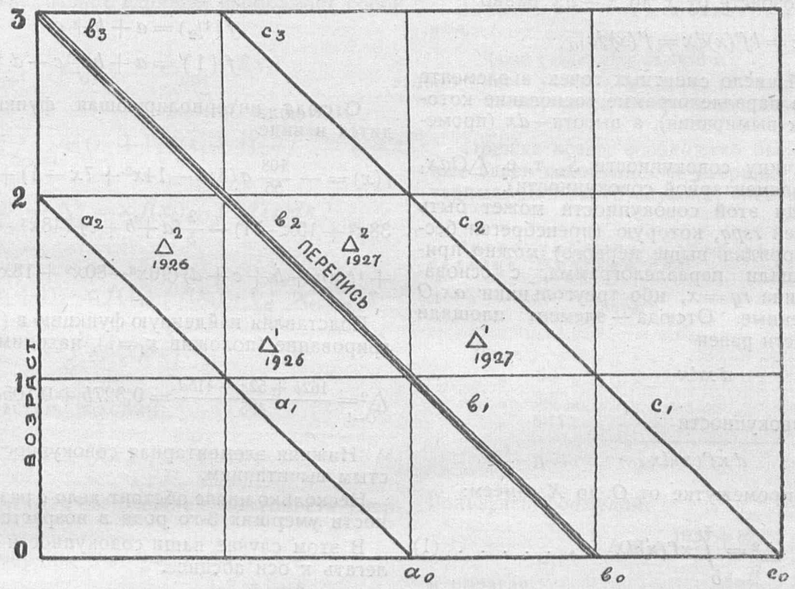
Во многих случаях, однако, когда территориально однородных данных о родившихся в 1925 году получить не удавалось, вероятность смерти q_0 приходилось определять исходя лишь из данных о родившихся в 1926 году, по формуле

$$q_0 = \frac{\triangle_0^1{}_{,1926} + \triangle_0^2{}_{,1927}}{g_{1926}}$$

т. е. брать в числителе совокупность умерших 1-го рода, получая ее, как сумму двух соответствующих элементарных совокупностей.

Вероятности смерти для возраста 1 г., 2 г., 3 г. и 4 года строились также этим последним способом. Укажем в виде примера способ построения величины q_1.

Пусть $\triangle_1^1{}_{,1926}$ и $\triangle_1^2{}_{,1926}$ обозначают величины нижней и верхней элементарных совокупностей для 1926 года, а $\triangle_1^1{}_{,1927}$ и $\triangle_1^2{}_{,1927}$ такие же величины для 1927 года (все числа, относятся к возрасту 1-2 года). Пусть далее P_1



обозначает число живущих в возрасте 1 года, зарегистрированное переписью (мы принимаем, что перепись очень близка к границе между 1926 и 1927 календарными годами). Тогда величина

$$M_1{}^1 = \triangle_1^1{}_{,1926} + \triangle_1^2{}_{,1927}$$

будет изображать собой совокупность умерших первого рода, а

$$L_1{}^1 = P_1 + \triangle_1^1{}_{,1926}$$

будет изображать соответствующую совокупность живущих первого рода, иными словами число доживших до возраста 1 год. Отсюда

$$q_1 = \frac{\triangle_1^1{}_{,1926} + \triangle_1^2{}_{,1927}}{P_1 + \triangle_1^1{}_{,1927}}$$

Совершенно аналогично определялись и величины вероятностей и для последующих лет возраста.

Из изложенного видно, что первоначальной задачей во всех этих случаях являлась задача некоторого, хотя бы и приближенного разделения совокупностей умерших третьего рода на элементарные совокупности.

Принятый для решения указанной задачи метод в основных чертах заимствован у П. В. Охочинского [1]).

[1]) П. В. Охочинский. Опыт применения интерполирования к некоторым вопросам статистики движения населения. СПБ, 1891, Изд. Центр. Стат. Комитета.

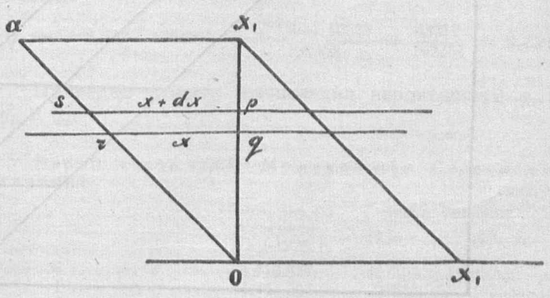
Пусть в нашем распоряжении имеется ряд последовательно расположенных по возрасту совокупностей умерших третьего рода за единицу времени (напр. за 1 календарный год), так, что в результате некоторого интерполирования мы имеем возможность определить некоторую функцию

$$z = f(x)$$

где $f(x)$ определяется, как количество умерших в возрасте от O до x в течение данной единицы времени.

Отметим, прежде всего, что такое задание функции может иметь реальное значение лишь в условиях небольших по величине значений x, ибо при x значительном по величине, z неизбежно становится уже сильно зависимой не только от x, но и от эпохи рождений.

Рассмотрим случай, когда нужно разложить на элементарные совокупности такую совокупность умерших третьего рода, которая имеет промежуток возраста, равный промежутку вымирания и, при том, примыкает к оси абсцисс (т. е. начинается от нуля и простирается до некоторого возраста x_1; промежуток вымирания, следовательно, тоже равен x_1).



В таком случае

$$\frac{dz}{dx}=f'(x)$$

будет представлять собой плотность смертности в момент возраста x (при условии промежутка вымирания, равного единице). При этом же условии

$$dz=f'(x)dx$$

будет измерять число умерших на промежуток возраста от x до $x+dx$ (за единицу времени).

Если промежуток вымирания равен k единиц, то число умерших в возрасте от x до $x+dx$ равно

$$kdz=kf'(x)dx=f'(x)ds$$

и изображает собой число смертных точек в элементе площади ds, т. е. в параллелограмме, основание которого k (промежуток вымирания), а высота—dx (промежуток возраста).

Рассмотрим величину совокупности S_2, т. е. $\triangle Oax_1$ (верхней искомой элементарной совокупности).

Элемент площади этой совокупности может быть изображен трапецией $rspq$, которую (пренебрегая бесконечно-малыми, порядка выше первого) можно принять равной площади параллелограмма, с основанием rq. Но величина $rq=x$, ибо треугольники ax_1O и rqx равнобедренные. Отсюда — элемент площади искомой совокупности равен

$$d\,xdx$$

а элемент самой совокупности

$$d\,xf'(x)dx$$

Иинтегрируя в промежутке от O до X, имеем:

$$\triangle^2_{x_1}=\int_O^{x_1} xf'(x)dx \quad . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \quad (1)$$

Пусть, напр., для некоторого календарного года мы имеем возможность из статистических данных иметь следующие величины:

1) Число умерших в возрасте до 1 месяца — a.
2) Число умерших в возрасте 1 и 2 месяцев — b.
3) Число умерших в возрасте 3, 4 и 5 месяцев — c.
4) Число умерших в возрасте 6-11 месяцев — d

Иными словами, нам известны значения функции:

$$f(^1/_{12})=a$$
$$f(^1/_4)=a+b$$
$$f(^1/_2)=a+b+c$$
$$f(1)=a+b+c+d$$

Отсюда интерполирующая функция легко находится в виде

$$f(x)=-\frac{108}{55}a(8x^3-14x^2+7x-1)+{}^4/_3(a+b)(24x^3-38x^2+15x-1)-\frac{2}{5}(a+b+c)(48x^3-64x^2+17x-1)+{}^1/_{33}(a+b+c+d)(96x^3-80x^2+18x-1) \quad . \; . \; . \; . \quad (2)$$

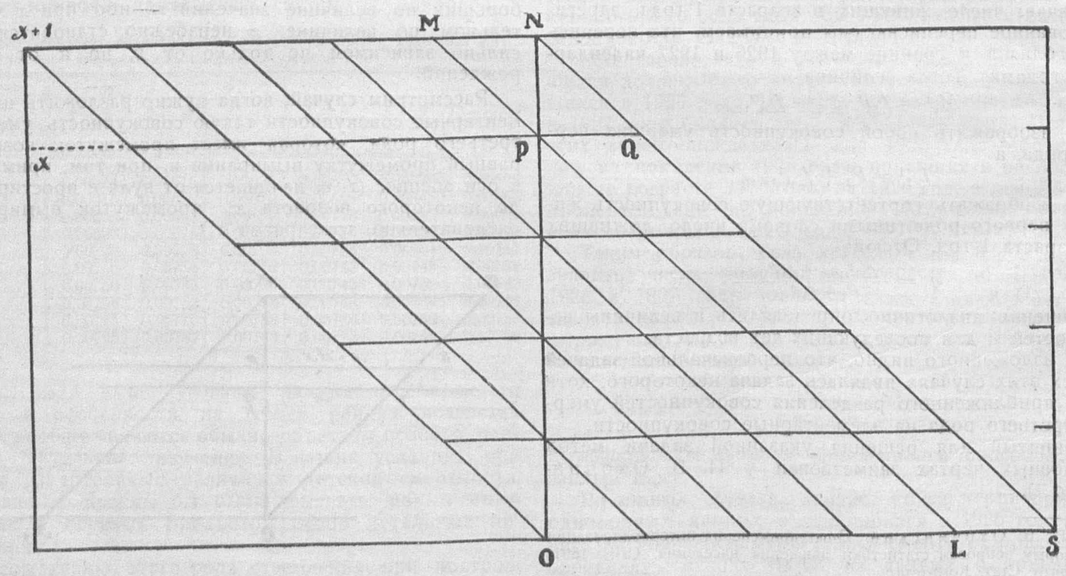
Подставляя найденную функцию в (1), выполняя интегрирование (положив $x_1=1$), находим:

$$\triangle^2_{O-1}=\frac{162b+52c+415d}{495}=0{,}327b+0{,}105c+0{,}838d \quad . \; . \; . \quad (3)$$

Нижняя элементарная совокупность находится простым вычитанием.

Несколько иначе обстоит дело с разложением совокупности умерших 3-го рода в возрастах 1, 2, 3 и 4 года.

В этом случае наши совокупности не будут уже прилегать к оси абсцисс.



Пусть нам надо разложить на элементарные совокупность

$$M^3_{x_1/x_1+1}$$

изображаемую параллелограммом $MNPQ$.

Совокупность, заключенную в треугольнике PNQ — можно найти весьма просто. Из чертежа видно, что

площ. NPQ = пл. ONS — пл. OPL — пл. $LPQS$.

Треугольники ONS и OPL мы умеем находить из предыдущего. Наклонная полоса $LPQS$, как и всякая наклонная полоса на чертеже, простирающаяся до x и имеющая основание, равное единице, изображает собой $f(x)$. Отсюда

$$\triangle^1_{x_1/x_1+1}=\triangle^1_{O/x_1+1}-\triangle^1_{O/x_1}-f(x_1)$$

Но

$$\triangle^1_{O/x_1+1}=M^3_{O/x_1+1}-\triangle^2_{O/x_1+1}=(x_1+1)f(x_1+1)-\int_O^{x_1+1}xf'(x)dx$$

$$\triangle^1_{O/x_1}=M^3_{O/x_1}-\triangle^2_{O/x_1}=x_1f(x_1)-\int_O^{x_1}xf'(x)dx$$

Отсюда

$$\triangle^1_{x_1/x_1+1}=(x_1+1)f(x_1+1)-x_1f(x_1)-f(x_1)-\left(\int_O^{x_1+1}xf'(x)dx-\int_O^{x_1}xf'(x)dx\right)$$

Интегрируя по частям, находим:

$$\triangle^1_{x_1/x_1+1}=-f(x_1)+\int_{x_1}^{x_1+1}f(x)dx \quad . \; . \; . \; . \quad (4)$$

Пусть у нас имеются следующие совокупности умерших (3-го рода).

Число умерших в возрасте 0-1 г. — a
„ „ „ 1-2 г. — b
„ „ „ 2-3 г. — c
„ „ „ 3-4 г. — d

Тогда интерполирующая функция может быть найдена из условий:

$$f(1)=a$$
$$f(2)=a+b$$
$$f(3)=a+b+c$$
$$f(4)=a+b+c+d$$

Имеем:

$$f(x)=a+(x-1)b+\frac{(x-1)(x-2)}{2}(c-b)+\frac{(x-1)(x-2)(x-3)}{6}\cdot(d-2c+b) \quad . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \quad (5)$$

Пользуясь выражением (4) и, подставляя последовательно, $x_1=1, 2, 3$, находим:

$$\triangle_1{}^1={}^5/_8\,b-{}^1/_6\,c+{}^1/_{24}\,d$$
$$\triangle_2{}^1={}^1/_{24}\,b+{}^1/_2\,c-{}^1/_{24}\,d$$
$$\triangle_3{}^1={}^1/_{24}\,b+{}^1/_6\,c+{}^3/_8\,d$$

или, в более удобном для вычисления виде:

$$\triangle_1{}^1=0{,}62500\,b-0{,}16667\,c+0{,}04167\,d$$
$$\triangle_2{}^1=0{,}04167\,b+0{,}50000\,c-0{,}04167\,d \quad . \; . \quad (6)$$
$$\triangle_3{}^1=0{,}04167\,b+0{,}16667\,c+0{,}37500\,d$$

Точно также, для определения $\triangle_4{}^1$ мы можем применить последнюю из приведенных формул, положив в ней

$b=M_2{}^3$ (число умерших в возрасте 2-3 года)
$c=M_3{}^3$ „ „ „ 3-4 „
$d=M_4{}^3$ „ „ „ 4-5 „

Покажем на примере применение указанных формул. Например, по Сибирскому Краю, имелись следующие данные.

Сибирский Край. Сельское население. Женский пол.

Число родившихся за 1926 г.	192458
Число умерших в возрасте до 1 года за 1926 г.	44102
Число умерших в возрасте до 1 года в 1927 г.	44398

Прежде всего, необходимо было разбить приведенные здесь совокупности умерших 3-го рода на элементарные. Для этого служили следующие данные:

Число умерших. Сибирский край. Сельское население. Женский пол.

Возраст.	Число умерших. 1926 г.	1927 г.
Менее 1 мес.	8201	9047
„ 1-2 „	9976	9893
„ 3-5 „	10205	10848
„ 6-11 „	15720	14610
Всего 0-1 года	44102	44398

Пользуясь формулой:

$$\triangle_0{}^2=\frac{162b+52c+415d}{495}$$

и полагая

$$b=9976$$
$$c=10205$$
$$d=15720$$

находим

$$\triangle_0{}^2{}_{,1926}=17516\,;\ \triangle^1{}_{0,1926}=44102-17516=26586$$

точно также

$$\triangle_0{}^2{}_{,1927}=16626;\ \triangle^1{}_{0,1927}=44398-16626=27772$$

Отсюда

$$q_0=\frac{\triangle_0{}^1{}_{,1926}+\triangle_0{}^2{}_{,1927}}{g_{1926}}=\frac{26586+16626}{192458}=\frac{43212}{192458}=0{,}22453$$

Приведем пример вычисления вероятностей q_1, q_2, q_3 и q_4.

Европ. часть СССР. Мужской пол. Сельское население.

	Население по переписи 17/XII-1926 г.	Число умерших 1926 г.	1927 г.
0 г.	1.713.577	407503	457088
1 г.	1.444.534	96548	105533
2 г.	1.351.771	48872	47023
3 г.	1.412.004	28832	27283
4 г.	1.143.037	17054	17350

Обозначив первоначально:

	1926 г.		1927 г.
$a =$	407503	или	457088
$b =$	96548	„	105532
$c =$	48872	„	47023
$d =$	28832	„	27283

и подставляя, последовательно, сначала для 1926 а затем для 1927 г., величины a, b, c и d в формулы

$$\triangle_1{}^1 = 0{,}62500\,b - 0{,}16667\,c + 0{,}04167\,d$$

$$\triangle_2{}^1 = 0{,}04167\,b + 0{,}50000\,c - 0{,}04167\,d$$

$$\triangle_3{}^1 = 0{,}04167\,b + 0{,}16667\,c + 0{,}37500\,d$$

Находим:

Возраст (x)	1926 г. $\triangle_x^1$	1926 г. $\triangle_x^2$	1927 г. $\triangle_x^1$	1927 г. $\triangle_x^2$
1 г.	53398	43150	59257	46275
2 г.	27258	21614	26772	20251
3 г.	14934	13898	13671	13612
4 г.	9164	7890	9094	8256

Последняя строчка находится при подстановке в третью формулу значений:

	1926 г.	1927 г.
b	48872	47023
c	28832	27283
d	17054	17350

Отсюда легко получить искомые вероятности:

$$q_1 = \frac{\triangle_1{}^1{}_{,1926} + \triangle_1{}^2{}_{,1927}}{P_1 + \triangle_1{}^1{}_{,1926}} = \frac{53398 + 46275}{1444534 + 53398} = \frac{99673}{1497992} = 0{,}6654$$

$$q_2 = \frac{\triangle_2{}^1{}_{,1926} + \triangle_2{}^2{}_{,1927}}{P_2 + \triangle_2{}^1{}_{,1926}} = \frac{27258 + 20251}{1351771 + 27258} = \frac{47509}{1379029} = 0{,}03445$$

$$q_3 = \frac{\triangle_3{}^1{}_{,1926} + \triangle_3{}^2{}_{,1927}}{P_3 + \triangle_3{}^1{}_{,1926}} = \frac{14934 + 13612}{1412004 + 14934} = \frac{28546}{1426938} = 0{,}02001$$

$$q_4 = \frac{\triangle_4{}^1{}_{,1926} + \triangle_4{}^2{}_{,1927}}{P_4 + \triangle_4{}^1{}_{,1926}} = \frac{9164 + 8256}{1143037 + 9164} = \frac{17420}{1152201} = 0{,}01512$$

В тех немногих случаях (Ленинград и отчасти Москва), когда имелись данные о детской миграции, для более точного вычисления совокупностей доживших и умерших (исходя из совокупностей родившихся) привлекались и эти данные. При этом совокупности прибывших и выбывших, аналогичные совокупностям умерших второго рода [1], разлагались также на элементарные совокупности, при чем в этом случае для целей разложения нами были использованы данные о миграциях за отдельные календарные месяцы.

Выше уже было указано на затруднения, связанные с исследованием старческой смертности в наших условиях. Совершенно исключительные неправильности возрастного ряда живущих и умерших, нередко не дающие никакой возможности уловить хотя бы общую тенденцию хода повозрастных чисел — еще не исчерпывают указанных трудностей. Еще большее затруднение создает та, нередко наблюдаемая, количественная незначительность основных статистических данных, какая имеет место в целом ряде отдельных районов, по отношению к однолетним группировкам старческих возрастов.

Нередки случаи, когда на протяжении всего пятилетия общее число умерших измеряется единицами или немногими десятками единиц. Числа живущих в этих возрастах, по отдельным районам, в особенности при разделении по полу и категории населения (городское и сельское) — также оказываются весьма малыми. Бывают случаи, когда коррекция числа умерших на 2-3 единицы может на 50% повысить или понизить коэффициенты смертности отдельной возрастной группы. В крайних старческих возрастах нередки случаи, когда коэффициент смертности для изолированной возрастной группы может внезапно принять значение, равное нулю (умерших — не значится, при некотором числе живущих) или бесконечности (имеются единичные числа умерших, при отсутствии соответствующих по возрасту чисел живущих).

При таких условиях на задачу построения вероятностей смерти для старческих возрастов приходится смотреть под особым углом зрения. При всем несомненном интересе, какой может вызывать задача исследования смертности старческих, в особенности, крайних старческих групп в наших условиях, необходимо признать, что при существующем в настоящее время состоянии статистических данных, глубокое и, в особенности, детализированное разрешение этой проблемы — вещь едва ли возможная. При наличии ныне существующего статистического материала приходится довольствоваться значительно более скромными задачами. Мы считали возможным ограничиться лишь получением таких табличных данных о старческой смертности, которые, с одной стороны, по возможности близко к наблюдаемым данным отражали бы суммарную старческую смертность, начиная, скажем, с возраста 85 лет (и далее) [1], с другой — намечали бы некоторую общую тенденцию хода повозрастных вероятностей. Именно под таким углом зрения и должны рассматриваться приводимые в таблицах данные о повозрастной смертности в старческих возрастах.

Принятая концепция, естественно, должна была найти свое отражение и в практических методах получения табличных чисел для старческих возрастов.

Пользование непосредственным статистическим материалом при таком условии естественно подвергалось значительным ограничениям, уступая место разного рода интерполяционным и экстраполяционным методам.

Нужно считать, что применявшиеся в решении этой задачи методы были далеко не во всех случаях совершенно единообразны. Конкретные условия статистического материала отдельных районов (по отношению к старческим возрастам) — неизбежно налагали свой отпечаток и на детали материала построения.

В основном, наиболее типичный и наиболее часто применявшийся метод построения табличных данных для старческих возрастов сводился к следующему.

Однолетние коэффициенты смертности получались при помощи некоторой параболической интерполяционной кривой, удовлетворявшей определенным условиям.

---

[1] Вместо данных о возрасте в карточках прописки и отметки у детей чаще всего проставляется год рождения.

[1] В отдельных случаях этот возрастный предел передвигался, как в ту, так и в другую сторону.

В качестве таких условий выставлялись обычно следующие:

1) Ряд интерполируемых коэффициентов должен давать плавный переход от ранее полученных коэффициентов (для более молодых возрастов) к последующим и сохранять основные черты наметившейся на предыдущем участке кривой тенденции.

2) Вычисленная при помощи найденных коэффициентов „ожидаемая“ смертность должна совпадать с действительной смертностью, хотя бы суммарно, на довольно значительном отрезке возрастной кривой.

3) Для некоторого, заранее намеченного, в достаточной мере высокого возраста должно быть обеспечено получение весьма высоких (близких к единице) значений вероятностей смерти. Условие это вполне аналогично тому условию, какое обыкновенно ставится при получении табличных величин по методу Wittstein'a.

При таких условиях интерполирование могло быть сведено к интерполированию по соответственно видоизмененным формулам Ньютона.

Рассмотрим конкретный пример такого получения коэффициентов для старческих возрастов (Европейская часть СССР без 36 городов. Мужской пол).

Способом, указанным выше, были получены величины коэффициентов смертности до возраста 80 лет. Последние две величины коэффициента смертности были:

$$79 \text{ л.} - 10^{-5} \cdot 10.479 = 0{,}10479$$

$$80 \text{ л.} - 10^{-5} \cdot 11.515 = 0{,}11515$$

(В дальнейшем мы отбрасываем множитель 10^{-5} и ведем вычисление в целых числах).

Общее уравнение интерполяционной кривой задавалось в следующем виде:

$$m_x = m_{79} + (x-79)\triangle m_{79} + \frac{(x-79)(x-79-1)}{1\cdot 2}\triangle^2 m_{79} + \frac{(x-79)(x-79-1)(x-79-2)}{1\cdot 2\cdot 3}\triangle^3 m_{79}$$

или

$$m_x = m_{79} + (x-79)\,\delta_1 + (x-79)(x-80)\,\delta_2 + (x-79)(x-80)(x-81)\,\delta_3 \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (1)$$

где

$$\delta_1 = \triangle m_{79}$$

$$\delta_2 = \frac{\triangle^2 m_{79}}{1\cdot 2}$$

$$\text{откуда: } \delta_3 = \frac{\triangle^3 m_{79}}{1\cdot 2\cdot 3}$$

При этом δ_1 легко определялась подстановкой в (1)

$$m_{79} = 10479 \qquad m_{80} = 11515$$

$$\text{откуда } \delta_1 = 1036$$

и уравнение (1) принимало вид:

$$m_x = 10479 + 1036\,(x-79) + (x-79)\,(x-80)\,\delta_2 + (x-79)\,(x-80)\,(x-81)\,\delta_3 \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (2)$$

Для получения δ_2 и δ_3 вводились два новых условия.

Во-первых для m_{125} принималось значение

$$m_{125} = 2{,}00000 = 20{,}000 \cdot 10^{-5} \quad (q_{125} = 0{,}86497).$$

Во-вторых, зная, что на протяжении — от 82 лет и до 99 лет мы имели за два года (1926 и 1927) всего 36613 наблюденных смертных случаев, мы ставили условие, чтобы на том же промежутке возраста и интерполированные коэффициенты смертности давали (при приложении их к конкретному переписному населению) ту же сумму смертных случаев.

Обозначая через P_x число населения по переписи (удвоенное) в возрасте x, мы таким образом приходим к следующему новому уравнению.

$$\sum_{82}^{99} m_x P_x = 36613$$

или

$$\sum_{x=82}^{x=99} [10479 + 1036\,(x-79)]\,P_x + \delta_2 \sum_{x=82}^{x=99} (x-79)(x-80)\,P_x + \delta_3 \sum_{x=82}^{x=99} (x-79)(x-80)(x-81)\,P_x = 36613 \cdot 10^5 \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (3)$$

Заметим, что при массовом характере таких вычислительных операций, имевших у нас место (а также и в ряде других вычислительных операций) большую помощь оказывали предварительно вычисленные вспомогательные таблички вида:

[1] n	[2] $n(n-1)$	[3] $n(n-1)(n-2)$	[4] $n(n-1)(n-2)(n-3)$
0	0	0	0
1	0	0	0
2	2	0	0
3	6	6	0
4	12	24	24
5	20	60	120
6	30	120	360
7	42	210	840

. . . . (4)

и т. д.

Таблички были построены для n в пределах до $n=50$ и чрезвычайно облегчали вычисление, давая сразу готовые коэффициенты в уравнениях (2) и (3).

Ход вычисления указан в нижеследующей таблице. В графе 2 дано удвоенное переписное население. Числа графы 3 получаются путем последовательного прибавления к числу 10479 одной и той же величины

$$\delta_1 = 1036$$

Числа графы 4 и 5 получены путем умножения числа населения (P_x) на соответствующие коэффициенты, обычно, прямо заимствованные из вспомогательных табличек (4). Наконец, числа графы 6 получены путем умножения чисел графы 3 на число (переписного) населения (гр. 2).

Суммированием, в пределах от $X=82$ до $X=99$, мы находим: посредством чисел граф 4, 5 и 6

Решая совместно уравнения (5) и (6), имеем:

$$\delta_2 = 68{,}534 - 44\,\delta_3$$
$$4396{,}09\,\delta_3 = 8406{,}00$$
$$\delta_3 = 1{,}912$$
$$\delta_2 = -15{,}594$$

Подставляя найденные значения δ_2 и δ_3 в уравнение (2), легко найти все нужные коэффициенты. Конечно, и здесь лучше всего пользоваться вспомогательными табличками, прямо умножая соответствующие табличные числа на δ_2 и на δ_3. Результаты таких умножений даны в гр. гр. 7 и 8 предыдущей страницы.

Окончательное значение m_x получается путем сложения чисел граф 3, 7 и 8.

Не все таблицы строились совершенно таким способом в отношении старческих возрастов. В некоторых

Гр. 1. x	Гр. 2. P_x	Гр. 3. 10 479 + + 1 036 $(x-79)$	Гр. 4. $(x-79)\cdot(x-80)\cdot P_x\cdot 10^{-5}$	Гр. 5. $(x-79)\cdot(x-80)\cdot(x-81)\cdot P_x\cdot 10^{-5}$	Гр. 6. гр 3 · гр 2 · 10^{-5}	Гр. 7. $(x-79)\cdot(x-80)\cdot\delta_2$	Гр. 8. $(x-79)\cdot(x-80)\cdot(x-81)\cdot\delta_3$	Гр. 9. $m_x\cdot 10^5$
79	24 837	10 479	—	—	—	0	0	10 479
80	122 105	11 515	—	—	—	0	0	11 515
81	20 890	12 551	—	—	—	— 31	0	12 520
82	27 360	13 587	1,64	1,64	3 717,4	— 94	11	13 504
83	20 273	14 624	2,43	4,87	2 964,5	— 187	46	14 482
84	16 145	15 659	3.23	9,69	2,528,1	— 312	115	15 462
85	42 228	16 695	12,67	50,67	7 050,0	— 468	229	16 456
86	14 143	17 731	5,94	23,70	2,507,7	— 655	402	17 478
87	11 760	18 767	6,59	39,51	2,207,0	— 873	642	18 536
88	9 647	19 803	6,95	48,62	1 910,4	— 1 123	964	19 644
89	6 153	20 839	5,54	44,30	1,282,2	— 1 403	1 377	20 813
90	25 343	21 875	27,88	250,90	5,543,8	— 1 715	1 893	22 053
91	2 901	22 911	3,83	38,29	664,6	— 2 058	2 524	23 377
92	3 463	23 947	5,40	59,43	829,3	— 2 433	3 281	24 795
93	2 723	24 983	4,96	59,47	680,3	— 2 838	4 176	26 321
94	1 982	26 019	4,16	54,11	515,7	— 3 275	5 220	27 964
95	6 082	27 055	14,60	204,35	1 645,5	— 3 743	6 424	29 736
96	2 531	28 091	6,88	103,26	711,0	— 4 242	7 801	31 650
97	1 847	29 127	5,65	90,43	538,0	— 4 772	9 361	33 716
98	1 910	30 163	6,53	111,05	576,1	— 5 333	11 116	35 946
99	1 029	31 199	3.91	70,38	321,0	— 5 926	13 078	38 351
100	—	32 235	$\sum_{82}^{99} = 128{,}79$	$\sum_{82}^{99} = 1\,270{,}69$	$\sum_{82}^{99} = 36\,192{,}6$	— 6 549	15 258	40 944
101	—	33 271	—	—	—	— 7 204	17 667	43 734
102	—	34 307	—	—	—	— 7 891	20 317	46 739
103	—	35 343	—	—	—	— 8 608	23 219	49 954
104	—	36 379	—	—	—	— 9 356	26 381	53 409
105	—	37 415	—	—	—	— 10 136	29 827	57 106
106	—	38 451	—	—	—	— 10 947	33 556	61 060
107	—	—	—	—	—	—	—	—
108	—	—	—	—	—	—	—	—
109	—	—	—	—	—	—	—	—
110	—	—	—	—	—	—	—	—

нужные нам коэффициенты уравнения (3). Получаем:

$$36192{,}6 + 128{,}79\,\delta_2 + 1270{,}67\,\delta_3 = 36613 \quad . \quad . \quad . \quad (5)$$

С другой стороны, из условия

$$m_{125} = 200000$$

приходим к уравнению (из 2)

$$200000 = 10479 + 1036\ (125-79) +$$
$$+ (125-79)(125-80)\delta_2 + (125-79)(125-80)(125-81)\delta_3$$

или

$$58135 + 2070\,\delta_2 + 31080\,\delta_3 = 200000 \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (6)$$

случаях, простая интерполяция и дальнейшая экстраполяция по трем-четырем заданным точкам (в общем случае неравно-отстоящим) приводила к хорошим результатам. В этих случаях роль „заданных“ точек играли возрасты, для которых непосредственно полученные коэффициенты могли считаться достоверными. В таких случаях чаще к хорошим результатам приводило интерполирование и экстраполяция не самих величин, а их логарифмов и, вообще, интерполяция по показательным кривым.

Особый метод применялся при построении таблиц смертности изолированных социальных групп населения—рабочих, служащих, рабочих-металлистов и проч.

Нужно сказать, что и цели, какие ставились при выборе метода построения таблиц смертности отдельных социальных групп, были иными, нежели цели, поставленные при выборе метода построения таблиц смертности общего населения.

Основная цель, которой должен был удовлетворить метод построения общих таблиц, заключалась в том, чтобы выбранный метод мог гарантировать, по возможности, полное освобождение табличных рядов от тех неправильностей, какие являлись следствием неверного указания возраста отдельными группами населения. При этом, в случае общего населения имелись все данные для построения непосредственных однолетних коэффициентов. Кроме того, в этих же случаях достаточно хорошо изученный (на многочисленных прежних исследованиях) общий характер повозрастной кривой смертности позволял входить в критическую оценку индивидуальных изгибов отдельных кривых и, тем самым, производить решающий выбор между разнообразными деталями методики.

Иное положение создавалось в случае построения смертности отдельных социальных групп населения. Рассматривая, напр., ряд первоначальных данных, на основе которых строились таблицы для рабочих и служащих г. Ленинграда, — можно было притти к заключению, что основное свойство русских данных — наличие колоссальных неправильностей в указании возраста — в этом случае играло малую роль.

Таким образом, в этом случае, главнейшая цель, какую преследовали методы построения таблиц смертности общего населения, — в значительной степени отпадала.

С другой стороны — здесь выступили на сцену совершенно новые задачи. В большей части случаев вообще не имелось однолетних данных *ни по отношению к живущим, ни по отношению к умершим*. При таких условиях, естественнее всего было бы остановиться на построении краткой таблицы смертности, дающей значение табличных функций через пятилетние промежутки. Нужно сказать, однако, что подобная сокращенная таблица смертности могла бы иметь весьма малую практическую значимость.

Решение вопросов страхового порядка, вопросов связанных с естественной ежегодной убылью рабочих контингентов и с воспроизводством новых кадров — едва ли могло бы быть получено при помощи краткой таблицы смертности, в силу того, что при решении подобных задач жизнь нередко заставляет назначать самые разнообразные возрастные пределы, по отношению к которым должны решаться вопросы о доживаемости.

В результате, было решено построить, хотя бы в виде опыта, таблицы смертности некоторых социальных групп по образцу полных таблиц смертности. Публикуемые таблицы смертности рабочих, рабочих-металлистов, служащих, прочего населения — именно и следует расценивать, как некоторого рода опыт, впервые поставленный в условиях нашего Союза.

Таким образом, при выборе методики построения, задача сводилась прежде всего к нахождению такого метода, при котором однолетние табличные величины могли быть получены при помощи наличных пятилетних величин.

При этом выбор того или иного метода обусловливался рядом дальнейших соображений.

Очевидно, что в условиях изучения смертности отдельных социальных групп нельзя прибегать к сепаратному выравниванию чисел живущих и умерших. Все те соображения, какие побудили отказаться от этого способа в таблицах смертности общего населения еще с большей убедительностью фигурировали в данном случае. A priori можно было ожидать, что возрастная кривая рабочего населения может быть столь сильно деформирована (не только войной, но и условиями, связанными с производством, рынком труда, методами пополнения рабочих кадров и т. п.), что вкладывание ее в рамки математически-выглаженной кривой, исключающей переломы, — было бы явным нарушением условий конкретной действительности.

С этой точки зрения, не оставалось иного исхода, как искать методов, позволяющих оперировать уже с полученными (при помощи пятилетних данных) относительными числами, характеризующими смертность.

Вместе с тем, механическое перенесение методов построения таблиц смертности общего населения, на случай измерения смертности отдельных социальных групп — также следовало признать нежелательным.

Возрастная кривая смертности отдельных социальных групп может в действительности обнаруживать ряд изгибов, нередко небольших по протяжению, причем таких, какие могут и не наблюдаться в кривых смертности общего населения, где повозрастная кривая является суммарной, и тем самым сглаженной характеристикой смертности конгломерата различных социальных групп. Указанные изгибы, возможно, и являлись бы теми особенностями, какие отличают одну социальную группу от другой, в смысле смертности.

С этой точки зрения, крайне нежелательным было признано употребление таких методов, какие сильно сглаживали бы кривую и подводили бы ее, тем самым, под общие рамки возрастных кривых смертности общего населения.

Поэтому, мощные способы выравнивания, при которых данные одной пятилетней группы ставились бы в сильную зависимость от данных значительного числа предшествующих и предыдущих лет, следовало по возможности заменить иными, более слабыми, в смысле выравнивания, методами.

С другой стороны, для применения способов, приведенных в предыдущем изложении (для общего населения) мы, в сущности, должны были иметь в своем распоряжении пятилетние суммы однолетних повозрастных коэффициентов, между тем, как материал не позволял получить этих данных. Правда, в случае исследования смертности общего населения признавалось во многих случаях возможным брать вместо суммы однолетних коэффициентов упятеренный средний пятилетний коэффициент. В условиях же изучения смертности отдельных социальных групп не было уверенности в целесообразности и практической законности такой замены.

Все это заставляло стать на путь конструирования некоторой специальной методики построения таблиц смертности отдельных социальных групп.

Наиболее целесообразным казалось остановиться на тех общих идеях, какие кладутся в основу построения английских таблиц смертности.

Имея суммарные данные о смертности отдельных пятилетних групп, мы считали желательным, прежде всего, установить величины коэффициентов, соответствующих центральным (для нашей пятилетней группы) возрастам.

Далее, промежуточные возрасты следовало заполнять методом интерполирования, связанного обычными условиями необходимости соблюдения плавности в переходах. При этом интерполяционные формулы желательно было строить так, чтобы по возможности не привлекать более одной вспомогательной пятилетней группы (с каждой стороны) для получения выравненных пяти значений.

Все употреблявшиеся английскими исследователями методы, однако, оказывались непригодными для нашей цели, ибо они были основаны на идее отдельного выравнивания чисел живущих и умерших. Нельзя было также и механически перенести формулы, предназначенные для выравнивания чисел населения, на выравнивание вероятностей смерти, ибо не имелось пятилетних сумм вероятностей смерти. Кроме того, даже при наличии данных такое механическое перенесение (попытка подобного рода была сделана при построении последних английских таблиц смертности [1]) при ближайшем рассмотрении оказывается лишенным логического содержания: если в равенстве пятилетних сумм населения по выравненным и невыравненным данным заключается определенный вполне конкретный смысл, то равенство пятилетних сумм однолетних вероятностей смерти по выравненным и невыравненным данным не находит объяснения с точки зрения изучения смертности, ибо сумма вероятностей событий не независимых не имеет конкретного логического содержания.

В результате, для построения таблиц смертности отдельных социальных групп, была выработана (Паевский) следующая методика.

Нужно было найти такие значения коэффициентов смертности центральных (для каждого пятилетия) возрастов, при которых средние пятилетние коэффициенты смертности, взятые по выравненным и невыравненным данным (на протяжении трех пятилетних интервалов, были бы равны между собой.

Обозначим средние пятилетние коэффициенты смертности (полученные непосредственным делением пятилетней суммы умерших на соответствующую пятилетнюю сумму живущих) для трех каких-либо последозательных пятилетий через

$$m'_1,\ m'_2,\ m'_3.$$

Полагая начало координат в центральной точке среднего пятилетия и обозначая через l_x, как обычно, числа доживающих, приходим к следующим выражениям средних пятилетних коэффициентов по выравненным данным (коэффициенты смертности табличные).

$$m_1 = \frac{l_{-\frac{15}{2}} - l_{-\frac{5}{2}}}{\int_{-\frac{15}{2}}^{-\frac{5}{2}} l_x\,dx};\qquad m_2 = \frac{l_{-\frac{5}{2}} - l_{\frac{5}{2}}}{\int_{-\frac{5}{2}}^{\frac{5}{2}} l_x\,dx};$$

$$m_3 = \frac{l_{\frac{5}{2}} - l_{\frac{15}{2}}}{\int_{\frac{5}{2}}^{\frac{15}{2}} l_x\,dx} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (1)$$

Наше условие, в этом случае, получает выражение:

$$m'_1 = m_1;\ m'_2 = m_2 \text{ и } m'_3 = m_3 \quad . \quad . \quad . \quad (2)$$

Для возможности практического использования этой системы, с целью получения центрального для средней пятилетки, однолетнего коэффициента

$$m_c = \frac{l_{-\frac{1}{2}} - l_{\frac{1}{2}}}{\int_{-\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} l_x\,dx} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (3)$$

следует задаться каким-либо предположением о виде функции l_x. Вполне достаточное практическое приближение может дать интерполяция функции l_x (на протяжении отрезка в три пятилетки) по параболической кривой третьего порядка. Кривая второго порядка является недостаточной, в силу возможности перегибов на взятом отрезке.

Зададим указанную кривую в следующем, несколько искусственном, но наиболее удобном для выкладок виде:

$$l_x = \left(\frac{64}{125}ax^3 + \frac{24}{25}bx^2 + \frac{8}{5}cx + 1\right)r \quad . \quad . \quad . \quad (4)$$

где a, b, c и r — постояннные, подлежащие определению. Легко видеть, что вполне достаточным для нашей задачи является определение лишь трех из указанных постоянных

$$a,\ b \text{ и } c$$

ибо r — не входит в искомое выражение для m_c

$$m_c = \frac{l_{-\frac{1}{2}} - l_{\frac{1}{2}}}{\int_{-\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} l_x\,dx} = \frac{\left[\frac{64}{125}ax^3 + \frac{24}{25}bx^3 + \frac{8}{5}cx + 1\right]_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} \cdot r}{\left[\frac{16}{125}ax^4 + \frac{8}{25}bx^3 + \frac{4}{5}cx^2 + x\right]_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} \cdot r} =$$

$$= -\frac{3{,}2\,a + 40\,c}{2\,b + 25} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (5)$$

Подставляя l_x из уравнения (4) в систему (1) и (2) и, выполняя интегрирование, приходим к следующей системе уравнений относительно a, b и c

$$(400\,m'_1 - 208)\,a - (130\,m'_1 - 48)\,b + (40\,m'_1 - 8)\,c = 5\,m'_1$$
$$-16\,a \qquad -10\,m'_2\,b \qquad -8\,c = 5\,m'_2$$
$$(-400\,m'_3 - 208)\,a + (-130\,m'_3 - 48)\,b +$$
$$+ (-40\,m'_3 - 8)\,c = 5\,m'_3$$

Составляя детерминант для этой системы:

$$\triangle = \begin{vmatrix} 400\,m'_1 - 208, & -130\,m'_1 + 48, & 40\,m'_1 - 8, \\ -16, & -10\,m_2, & -8, \\ -400\,m'_3 - 208, & -130\,m'_3 - 48, & -40\,m'_3 - 8, \end{vmatrix}$$

мы легко находим единственные решения для a, b и c

$$a = \frac{\begin{vmatrix} 5\,m'_1, & -130\,m'_1 + 48, & 40\,m'_1 - 8, \\ 5\,m'_2, & -10\,m'_2, & -8, \\ 5\,m'_3, & -130\,m'_3 - 48, & -40\,m'_3 - 8, \end{vmatrix}}{\triangle} = \frac{\triangle_1}{\triangle}$$

$$b = \frac{\begin{vmatrix} 400\,m'_1 - 208, & 5\,m'_1, & 40\,m'_1 - 8, \\ -16, & 5\,m'_2, & -8, \\ -400\,m'_3 - 208, & 5\,m'_3, & -40\,m'_3 - 8, \end{vmatrix}}{\triangle} = \frac{\triangle_2}{\triangle}$$

$$c = \frac{\begin{vmatrix} 400\,m'_1 - 208, & -130\,m'_1 + 48, & 5\,m'_1, \\ -16, & -10\,m'_2, & 5\,m'_2, \\ 400\,m'_3 - 208, & -130\,m'_3 - 48, & 5\,m'_3, \end{vmatrix}}{\triangle} = \frac{\triangle_3}{\triangle}$$

Отсюда:

$$a = \frac{15\,(15\,m_2m_3 - 15\,m_1m_2 - 50\,m_1m_2m_3 - 2\,m_3 + 4\,m_2 - 2\,m_1)}{16\,(315\,m_3 - 50\,m_2m_3 - 315\,m_1 - 650\,m_1m_3 - 50\,m_1m_2 + 144)}$$

$$b = \frac{5\,(10\,m_1m_3 - 3\,m_3 + 10\,m_2m_3 + 3\,m_1 + 10\,m_1m_2)}{2\,(315\,m_3 - 50\,m_2m_3 - 315\,m_1 - 650\,m_1m_3 - 50\,m_1m_2 + 144)} \quad (6)$$

$$c = \frac{15\,(250\,m_1m_2m_3 + 115\,m_1m_2 - 115\,m_2m_3 - 52\,m_2 + 2\,m_1 + 2\,m_3)}{8\,(315\,m_3 - 50\,m_2m_3 - 315\,m_1 - 650\,m_1m_3 - 50\,m_1m_2 + 144)}$$

(значки вверху m^1 для сокращения письма пропускаем)

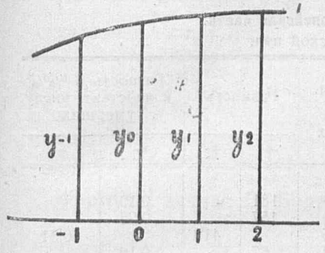
Подставляя найденные значения a, b и c b (5), окончательно имеем для центрального коэффициента смертности средней пятилетки:

$$m_c = \frac{m_2\,[715\,(m_3 - m_1) - 1550\,m_1m_3 + 324] - 12\,(m_3 + m_1)}{655\,(m_3 - m_1) - 100\,(m_1 + m_3)\,m_2 - 1350\,m_1m_3 + 300} \quad . \quad . \quad (7)$$

После того, как коэффициенты смертности (выравненные), для центральных возрастов каждой пятилетки оказываются найденными, задача сводится к интерполированию промежуточных значений.

[1] The Registrar-General's Decennial Supplement. 1921. Part. I. Life-tables. London. 1927. p. 6—7.

Эта задача решается совершенно аналогично той задаче, какая была поставлена при нахождении однолетних выравненных коэффициентов в таблицах смертности общего населения, с той лишь разницей, что условия, связывающие переходы от одной кривой к последующей (в смысле плавности) ставятся здесь в упрощенном виде. Проведя сначала две вспомогательных кривых второго порядка, через первые три, а затем вторые три заданные точки (равностоящие), мы затем ищем параболу третьего порядка, удовлетворяющую четырем условиям:



1) прохождение через точку $(0,y_0)$

2) прохождение через точку $(1,y_1)$

3) наличие в точке $(0,y_0)$ общей касательной с первой вспомогательной кривой.

4) наличие в точке $(1,y_1)$ общей касательной со второй вспомогательной кривой.

Не приводя подробностей [1]) построения, вполне аналогичных изложенным выше (для общего населения), укажем, что если на основании найденных ранее значений для центральных возрастов мы определим разности первого, второго и третьего порядка (при приращении возраста $h = 5$) и обозначим их для точки $(-1, y_{-1})$ через

$$\Delta y_{-1},\ \Delta^2 y_{-1},\ \Delta^3 y_{-1},$$

где под y_{-1} подразумевается коэффициент смертности центрального (для первой пятилетки), возраста, то однолетние разности возрастного промежутка (0,1) найдутся по формулам:

$$\delta^3 m_0 = 0{,}024\,\Delta^3 y_{-1}$$
$$\delta^2 m_0 = 0{,}04\,\Delta^2 y_{-1} - 0{,}016\,\Delta^3 y_{-1}$$
$$\delta^1 m_0 = 0{,}2\,\Delta y_{-1} + 0{,}12\,\Delta^2 y_{-1} - 0{,}016\,\Delta^3 y_{-1} \quad . \quad (8)$$

Найдя указанные разности, значения коэффициентов смертности легко получить простым суммированием.

Приведем конкретный пример:

Ленинград, 1926—1927. Рабочие-мужчины.

Нахождение коэффициентов смертности для центральных возрастов.

Возрастные интервалы	Непосредств. средние пятилетние коэффициенты смертности m'_i	$m_3 - m_1$	$m_1 m_3$	$m_1 + m_3$	$\frac{100\,m_2}{(m_1 + m_3)}$	Центральн. возраст	Коэффициенты смертности центральных возрастов (по формуле (7))
15—19[2])	0,00413	0,00185	0,00002	0,01011	0,00418	17	0,00406
20—24	0,00598	0,00108	0,00002	0,00934	0,00559	22	0,00609
25—29	0,00521	0,00052	0,00004	0,01248	0,00650	27	0,00513
30—34	0,00650	0,00289	0,00004	0,01331	0,00865	32	0,00649

После того, как были найдены значения коэффициентов смертности для центральных возрастов, коэффициенты для промежуточных возрастов были получены интерполированием при помощи формул (8). При этом интерполированию подвергались не самые коэффициенты, а выражения [3])

$$lg\ (m_x + 0{,}1) = u_x$$

[1]) Подробнее см. С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910 — 1911, 1920 и 1923 г.г. Материалы по статистике Ленинграда, вып. 6. Ленинград 1925.

[2]) При вычислении значений для первой строки, мы полагаем $m_1 = m_2$ аналогично поступаем и при вычислении значений для последней строки.

[3]) Для получения разностей мы брали лишь мантиссу логарифма.

Приведем пример:

x	m_x	$m_x + 0{,}1$	$lg\ (m_x + 0{,}1)$ [4])	Δu_0	$\Delta^2 u_0$	$\Delta^3 u_0$
17	0,00406	0,10406	1,01778	839	— 1 233	2 185
22	0,00609	0,10609	1,02567	— 394	952	— 870
27	0,00513	0,10513	1,02173	558	82	—
32	0,00649	0,10649	1,02731	640	—	—
37	0,00807	0,10807	1,03371	—	—	—

x	$0{,}2\,\Delta u_0$	$0{,}12\,\Delta^2 u_0$	$0{,}016\,\Delta^3 u_0$	$0{,}04\,\Delta^3 u_0$	$0{,}024\,\Delta^3 u_0$
17	167,800	— 147,960	34,960	— 49,320	52,440
22	— 78,800	114,240	— 13,920	38,080	— 20,880
27	111,600	9,840	—	3,280	—

Отсюда, по формулам (8) легко получить величины однолетних разностей

x	$\delta^3 u_1$	$\delta^2 u_1$	δu_1
22	52,440	— 84,280	— 15,120
27	— 20,880	52,000	49,360

Самое интерполирование осуществляется путем обычного суммирования [5]).

x	$\delta^3 u_1$	$\delta^2 u_1$	δu_1	$u = lg\,(m_x + 0{,}1)$ [6])	m_x
22	52,440	— 84,280	— 15,120	1,02567000	0,00609
23	—	— 31,840	— 99,400	1,02551880	0,00605
24	—	20,600	— 131,240	1,02452480	0,00581
25	—	73,040	— 110,640	1,02321240	0,00549
26	—	—	— 37,600	1,02210600	0,00522
27	— 20,880	52,000	49,360	1,02173000	0,00513
28	—	31,120	101,360	1,02222360	0,00525
29	—	10,240	132,480	1,02323720	0,00550
30	—	— 10,640	142,720	1,02456200	0,00582
31	—	—	132,080	1,02598920	0,00617
32	—	—	—	1,02731000	0,00649

Нахождением однолетних коэффициентов смертности на протяжении всей возрастной кривой (0 — 100 лет) заканчивалась основная часть работы по построению таблиц смертности, часть, требовавшая наибольшего критического отношения и изобретательности в методике.

Прежде чем переходить к оставшейся части работы — нахождению значений табличных функций, мы считали необходимым подвергнуть некоторой проверке совокупность полученных результатов, с точки зрения во-первых степени соответствия этих результатов данным непосредственного наблюдения, во-вторых, с точки зрения вопроса о степени достигнутой правильности (плавности) кривой.

Стремление к плавности ставилось во всех случаях, отнюдь не как самоцель, а лишь как средство получе-

[4]) В этой графе характеристика везде отрицательна.

[5]) Первое пятилетие (17 — 22 л.) заполняется при посредстве первой вспомогательной кривой второго порядка. Последнее пятилетие в таблице — при помощи второй вспомогательной параболы.

[6]) В этой графе характеристика везде отрицательна.

ний некоторой гарантии в освобождении от тех искажений, какие имелись в непосредственном материале, и которые в наибольшей степени имели своим источником неправильные указания возраста.

В качестве показателя достигнутой плавности служил, как обычно, ряд третьих разностей для величин m_x (однолетних выравненных коэффициентов). Пример такого рода представлен в следующей таблице.

Европейская часть СССР. Городское население.
Женский пол.

Возраст	$10^5\Delta^3 m_x$		Возраст	$10^5\Delta^3 m_x$		Возраст	$10^5\Delta^3 m_x$		Возраст	$10^5\Delta^3 m_x$		Возраст	$5\,10\Delta^3 m_x$		Возраст	$10^5\Delta^3 m_x$	
X	+	−	X	+	−	X	+	−	X	+	−	X	+	−	X	+	−
5		3	21		3	37	2		53	10		69		15	85	38	
6		65	22		7	38		2	54	19		70		18	86	25	
7	43	—	23	3		39		1	55		2	71		9	87	38	
8		2	24	5		40	4		56	10		72	4		88	34	
9		2	25	0	0	41		12	57	7		73	18		89		31
10		1	26	1		42		4	58	36		74	74		90		63
11		35	27	3		43	6		59		87	75		35	91	82	
12	9		28		2	44	9		60	25		76	46		92		39
13	0	0	29		2	45		3	61	11		77		42	93	3	
14	9		30	0	0	46	16		62	2		78	66		94	6	
15		3	31	0	0	47	8		63	8		79		178	95	4	
16		11	32	0	0	48		7	64	7		80	24		96	6	
17		3	33	0	0	49		15	65	12		81	8				
18	2		34	2		50	5		66	5		82	18				
19	7		35		2	51		16	67	0	0	83	14				
20	0	0	36	3		52		10	68		7	84	17				

Частота перемен знаков третьих разностей и их малость по абсолютной величине, в случаях, подобных приводимому, повидимому являются достаточной гарантией достижения известной плавности.

Вопрос о критериях соответствия между смертностью наблюдаемой и ожидаемой по таблице может решаться разнообразными путями. Недостаточным является критерий, основанный на близости совпадения смертности наблюденной и ожидаемой по всей таблице в целом. Добиться такого соответствия в сущности весьма нетрудно. Однако если ограничиться только этим, то не будет никаких гарантий в том, что целые участки таблицы, напр., рабочий возраст, детские возрасты и т. д., не будут охарактеризованы неправильно. Следует, повидимому, стремиться к тому, чтобы и на отдельных участках возрастной кривой различия между смертностью наблюдаемой и табличной сводились бы к минимуму. Нельзя, однако, итти слишком далеко и по этому пути, ибо предельное соответствие — соответствие однолетних групп — заставило бы вновь притти к невыравненному ряду. Очевидно, нужно остановиться на каких то, не слишком малых участках кривой. Едва ли можно с полной объективностью указать, какие именно границы этих участков и какие величины участков должны быть избраны. Вопрос этот в значительной доле пока что приходится решать произвольно, внося сюда немалую долю субъективизма.

Мы полагали, что выбранные для сравнения участки кривой должны прежде всего, по возможности, не совпадать с теми участками, какие служили основой для интерполирования и выравнивания. С этой точки зрения, поскольку основой наших построений являлись пятилетние интервалы возраста, постольку для сравнений нужно было остановиться на участках с числом лет не равным и не кратным пяти. После некоторой опытной работы мы остановились на семилетних отрезках возрастной кривой. Проверка осуществлялась следующим образом. Взяв непосредственные числа живущих (удвоенные переписные) по однолетним возрастам и соответственные однолетние выравненные окончательно коэффициенты, мы и определили ожидаемое число умерших в каждом конкретном однолетнем промежутке возраста. Суммируя далее наблюденные и ожидаемые смертные случаи по семилетним промежуткам, можно было произвести сопоставление тех и других. Пример такого сопоставления приведен далее.

СССР. Европейская часть.
Мужской пол.

Возраст	Ожидаемое число умерших	Действит. число умерших	Разность		Разность в % к действит. числу умерших	
			+	−	+	−
5—11	93 945	93 764	181		0,19	
12—18	61 316	61 159	157		0,26	
19—25	81 236	81 655		419		0,51
26—32	64 791	64 724	67		0,10	
33—39	61 192	61 083	109		0,18	
40—46	77 080	77 589		509		0,66
47—53	85 056	85 336		280		0,33
54—60	106 985	106 586	399		0,37	
61—67	108 953	109 302		349		0,32
68—74	92 423	93 373	50		0,05	
75—81	73 686	72 225	1 461		2,02	
82—88	33 569	35 405		1 836		5,18
89—95	15 218	13 284	1 934		14,55	
96—99	3 529	3 074	455		14,80	
Всего 5—99 лет	958 979	957 559	4 813	3 393		+ 0,148%
			+ 1 420			

В приведенном примере расхождения вплоть до возраста 75 лет являются совершенно незначительными, редко превышая даже пол-процента. В старческих возрастах, особенно после 90 лет — расхождения неизбежно оказываются довольно большими, в силу крайней искаженности наших непосредственных данных. Общее расхождение по таблице — весьма невелико — всего 0,148%.

Неоспоримо, однако, что результат сравнения на отдельных участках кривых мог бы и измениться при выборе иных интервалов для сравнения, или даже, при назначении лишь иных пограничных линий для тех же семилетних интервалов возраста. Подобная условность выбора интервалов неизбежна.

Заметим, также, что не везде и не всегда удавалось получить аналогичную с указанной степень расхождения. В некоторых районах, отдельные возрастные группы оказывались столь сильно искаженными, что поневоле являлась необходимость мириться с большими расхождениями.

После получения выравненных однолетних коэффициентов смертности, нахождение всех остальных табличных функций сводилось лишь к чисто-техническим счетным операциям.

Переход от значений коэффициентов смертности (m_x) к величинам вероятности смертности (q_x) был осуществлен, как уже упоминалось выше, по формуле

$$q_x = 1 - e^{-m_x}$$

Для возможности легкого перехода от одних величин к другим были предварительно [1]) построены таблицы и функции

[1]) Сотрудником Б. Н. Черкасовым. Таблицы подготовляются к печати.

$$y_x = 1 - e^{-z}$$

В дальнейшем, прочие табличные функции были получены по известным формулам:

$$p_x = 1 - q_x$$
$$d_x = l_x q_x$$
$$l_{x+1} = l_x - d_x$$
$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2} + \frac{d_{x+1} - d_{x-1}}{24}$$
$$T_x = \sum_{\omega}^{x} L_x \qquad (\omega - \text{крайний возраст по таблице смертности}).$$
$$\overset{\circ}{e}_x = \frac{T_x}{l_x}$$

Формула, данная В. Борткевичем [1]) для L_x

$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2} + \frac{d_{x+1} - d_{x-1}}{24}$$

применялась лишь в возрастах старше 4-х лет. Для возрастов 0, 1, 2, 3, 4 года числа L_x определялись по формуле:

$$L_x = l_x - k_x d_x,$$

где k_x представляло собой отношение нижней элементарной ко всей первой совокупности умерших.

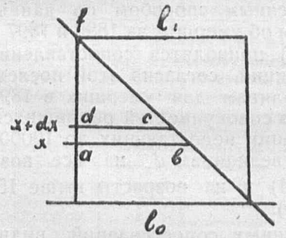
Легко проверить справедливость такого приема, хотя бы для промежутка возраста 0—1 год.

Полагая для простоты $l_o = 1$ и плотность смертности обозначив через $f(x)$, будем иметь для числа умерших в промежутке от 0 до x.

$$M(x) = \int_o^x f(x)\,dx, \text{ где } M'(x) = f(x)$$

$$l_x = 1 - M(x) = 1 - \int_o^x f(x)\,dx$$

$$L_o = \int_o^1 [1 - M(x)]\,dx = 1 - \int_o^1 M(x)\,dx \qquad (1)$$



Для получения нижней элементарной совокупности рассмотрим число умерших из этой совокупности на протяжении промежутка возраста от x до $x+dx$. Пренебрегая бесконечно малыми, порядка выше первого, можно рассматривать полоску $abdc$, как параллелограмм с основанием $(1-x)$ и высотой dx: отсюда число умерших в искомом промежутке равно

$$f(x)\,(1-x)\,dx,$$

а вся величина совокупности $\triangle^1_o$

$$\triangle^1_o = \int_o^1 f(x)\,(1-x)\,dx = \int_o^1 f(x)\,dx - \int_o^1 x f(x)\,dx =$$
$$= M(1) - \int_o^1 x M'(x)\,dx.$$

Интегрируя по частям, получаем

$$\triangle^1_o = M(1) - [xM(x)]^1_o + \int_o^1 M(x)\,dx = \int_o^1 M(x)\,dx \qquad (2)$$

Сравнивая (2) с (1) имеем

$$L_o = 1 - \triangle^1_o.$$

Аналогичным способом получаются значения k_x и для последующих детских возрастов.

Из отдельных функций таблицы смертности для нижеприводимых кратких сравнений и сопоставлений приняты следующие: числа доживающих до отдельных избранных возрастов, величины средней продолжительности жизни, вероятность смерти в отдельных возрастах и, для характеристики высоты смертности в различных возрастных пределах, вероятности смерти в течение ближайших n лет для доживших до отдельных избранных возрастов ($_nq_x$). Для удобства сравнения вероятности приводятся умноженными на 1.000.

Для оценки эволюции смертности в дореволюционной России, как указано выше, были построены в целях сравнения с построенной из совокупностей родившихся и умерших таблицей Борткевича, характеризующей смертность православного населения 50 губерний Европейской России за 1874—1883 гг. (табл. 63) аналогичные таблицы для 1896—1897 гг. и 1907—1910 гг. (табл. 64—67). Таблицы эти были построены в точном соответствии во всех деталях с техническими приемами, примененными Борткевичем, и сравнение этих таблиц должно было давать достаточно удовлетворительный материал для суждения об изменениях смертности православного населения в дореволюционной России и достаточно отражает эволюцию смертности всего населения Европейской России, так как по переписи 1897 г., православное население Европейской России составляло около 84% всего населения. При построении таблиц выяснилось, однако, что вполне обоснованное сравнение встречает здесь значительные затруднения, кроящиеся в дефектах самого метода построения таблиц из совокупностей родившихся и умерших.

В полной таблице смертности, как известно, должно быть выполнено условие $\sum_o^{w-1} d_x = 100.000$, принимая исходное число родившихся $= 100.000$. При первоначальном построении однако, у Борткевича получилось для мужского пола $\Sigma d = 94970$ и для женского пола $= 97303$. Возможные и вероятные причины полученного неравенства $\Sigma d < 100.000$ Борткевич [1]) усматривает: 1) в неполноте сведений об умерших; 2) в эмиграции лиц, родившихся в Европейской России, в другие части б. Российской Империи и за границу и 3) в уменьшении смертности во времени. Действительно, предположим, что смертность за время, предшествующее периоду, за который берутся данные об умерших, была

[1]) См. В. Борткевич. Смертность и долговечность мужского православного населения Европейской России. СПБ. 1890. Приложение к LXIII тому Записок Академии Наук. № 8.

[1]) В. И. Борткевич. Op. cit., стр. 78—82.

более высока, чем в этот период, и, пусть. смертность этого периода выражается величинами l'_x, d'_x, q'_x, удовлетворяющими условию $\Sigma d'_x = 100000$. Величины l'_x показывают числа лиц, которые доживали бы до последовательных возрастов из 100000 родившихся, если бы вероятности смерти в последовательных возрастах были равны для этой совокупности родившихся тем величинам, какие получились бы для соответствующих возрастов при условиях смертности, свойственной данному периоду, что и достигается при построении таблиц из совокупностей умерших и живущих. Вероятность умереть в пределах возраста от x до $x+1$ для новорожденного равняется произведению из вероятности для него дожить до возраста x на вероятность для x-летнего, умереть ранее достижения возраста $x+1$, т. е. $d'l_x \cdot q'_x$. Получаемая при построении таблиц путем комбинации умерших с родившимися величина d_x также равняется l_x, помноженной на q'_x, но здесь l_x в противоположность l'_x означает вероятность дожить до возраста x не при условиях смертности взятого периода, а при условиях смертности за предыдущее время, — смертности, по предположению, более высокой. Следовательно

$$l_x < l'_x.$$

Таким образом

$$d'_x = l'_x \cdot q'_x \text{ и } d_x = l_x \cdot q'_x.$$

Отсюда следует

$$\frac{d'_x}{d_x} = \frac{l'_x}{l_x} \text{ и } d_x < d'_x,$$

а так как

$$\Sigma d'_x = 100000, \text{ то } \Sigma d_x < 100000,$$

т. е. при условии понижения смертности во времени для величин d_0, d_1, d_2 должны получаться меньшие значения, чем те, которые получились бы в таблице доживающих, поставленных в условия смертности, свойственной данному периоду времени.

Практически Борткевич, за отсутствием конкретных данных об эмиграции и изменениях смертности во времени, не нашел возможным вносить какие-либо соответственные поправки в полученные таблицы и поступил, исходя из предпосылки, что неравенство $\Sigma d < 100000$ обусловливается исключительно неполнотой сведений об умерших, таким образом, что распределил недостающие для мужского пола $100000 - 94970 = 5030$ и для женского пола $100000 - 97303 = 2697$ на все возрасты пропорционально величинам d_x, т. е. определил новые значения d''_x из формулы

$$d''_x = \frac{d_x}{\Sigma d_x},$$

которая удовлетворяет условию $\Sigma d''_x = 100000$.

При построении нами таблиц из совокупностей родившихся и умерших для периода 1896—1897 гг. и 1907—1910 гг. также получилось неравенство $\Sigma d < 100000$, причем расхождение оказалось гораздо большим, чем в таблице Борткевича для периода 1874—1883 гг.

Так Σd равнялось:

	Мужской пол	Женский пол
1896—1897 гг.	85506	87116
1907—1910 „	86681	85195

Сводить при таких условиях причину неравенства $\Sigma d < 100000$ исключительно к неполноте данных об умерших и допускать, что неполнота эта с течением времени увеличивалась, не представлялось возможным, и в данном случае было бы неправильно, следуя Борткевичу, распределять недостающие величины во всем возрастам. Вряд ли подлежит сомнению, что полученное расхождение обусловливается в первую очередь изменением смертности во времени и усилившейся с конца 19 века эмиграцией из Европ. России заграницу и в особенности переселениями в Азиатскую Россию. Следует далее помнить, что указаные таблицы построены только для православного населения, в виду чего под характер миграций подходят и значительно участившиеся во второй половине 19 века случаи отпадения от православия и перехода в другие вероисповедания. Насильственно обращенные в 30-х и 40-х годах прошлого века в православие униаты, а также большие массы эстонцев и латышей лютеранского исповедания в прибалтийских губерниях, первоначально записывали родившихся в православные метрики, в дальнейшем же эти родившиеся отпадали от православия, и как умершие в православные метрики не заносились. Существенную роль в полученных значительных расхождениях играет далее и непосредственно предшествовавшая периоду, для которого строились таблицы, громадная холерная эпидемия 1892—1895 г. г., при которой в Европейской России от холеры умерло свыше 300.000. При этом холера поражает преимущественно рабочие и полурабочие возрастные группы, дети же заболевают холерой сравнительно редко. В Петербурге-Ленинграде, напр., за холерную эпидемию 1908—1910 г. г. из общего числа 8816 умерших от холеры только около 9% приходилось на возрасты моложе 15-ти лет.

В виду изложенного, представлялось более правильным недостающие в таблице 1896—1897 г. г. числа 14494 и 12884 и недостающие в таблице 1907—1910 г. г. 13319 и 14805 распределить пропорционально полученным величинам d_x не на все возрасты, но лишь начиная с 15-летнего возраста.

В целях некоторой проверки, насколько исправленные таким образом таблицы лучше отражают смертность данного периода, чем при распределении недостающих величин на все возрасты, для периода 1896—1897 г.г. была дополнительно построена таблица смертности православного населения Европейской России обычным косвенным способом по данным переписи 1896 г. и данным об умерших за 1896 и 1897 г. г. (табл. 62). Ниже (стр. 37) приводятся сопоставления отдельных табличных функций, согласно этой последней таблице, и согласно таблицам для умерших в 1896—1897 г. г., построенным из совокупностей родившихся и умерших, при распределении недостающих до 100000 чисел пропорционально величинам d_x на все возрасты (1 вариант—табл. 64) и на возрасты выше 15 лет (2-й вариант, табл. 65).

Из приведенных сопоставлений видно, что величины l_x для всех возрастов и величины q_x и e^0_x для детских возрастов при 2-м варианте ближе, чем при 1-м варианте, соответствуют величинам, характеризующим смертность периода 1896—1897 г. г., по таблице из совокупностей живущих и умерших и, очевидно, характеризуют смертность этого периода ближе к действительности. Вместе с тем, величины q_x и e^0_x, начиная с возраста 15—20 лет, при обоих вариантах почти одинаковы, в виду малости значений d_x для этих возрастов, сравнительно с величинами для детских возрастов, особенно для возраста до одного года. Наряду с этим величины q_x и e^0_x для возрастов выше 15—20 лет при обоих вариантах показывают преувеличенную смертность, сравнительно с таблицей из совокупностей живущих и умерших. Объясня тся это сущностью метода построения таблиц из совокупностей родившихся и умерших, могущего правильно охарактеризовать смерность данного периода только при условии неизменности порядка вымирания и отсутствия эмиграции, — условий на практике почти не встречающихся.

1896—1897 гг. (прав. нас. Европ. России).

Числа доживающих l_x

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	По табл. из совокупност. живущих и умерших	Из совокупностей родившихся и умерших		По табл. из совокупност. живущих и умерших	Из совокупностей родившихся и умерших	
		1 вариант	2 вариант		1 вариант	2 вариант
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	69 697	64 573	69 708	73 472	69 565	73 486
5	55 407	48 071	55 598	58 837	52 967	59 026
10	51 700	44 229	52 314	55 101	49 005	55 554
15	50 225	42 655	50 944	53 585	47 284	54 052
20	48 817	41 130	49 148	51 925	45 469	52 002
30	45 166	37 582	44 910	47 803	41 322	47 256
40	41 026	33 732	40 310	43 188	36 932	42 235
50	35 297	28 556	34 122	37 731	31 946	35 532
60	27 287	21 814	26 067	29 664	24 916	28 491
70	16 908	12 813	15 311	18 150	14 329	16 384

Средняя продолжительность жизни e^0_x

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	По табл. из совокупност. живущих и умерших	Из совокупностей родившихся и умерших		По табл. из совокупност. живущих и умерших	Из совокупностей родившихся и умерших	
		1 вариант	2 вариант		1 вариант	2 вариант
0	30,77	25,47	30,07	32.88	28,17	31,90
1	43,01	38,21	41,99	43.63	39,30	42,29
5	49,76	46,87	48.31	50,15	47,19	48,33
10	48,18	45,77	46,22	48.42	45,85	46.23
15	44,53	42,37	42,40	44,72	42,44	42,45
20	40,74	38,85	38,85	41.07	39,03	39.02
30	33,62	32,04	32,04	34,17	32,43	32,43
40	26,49	25,10	25.10	27.27	25,68	25,68
50	19,93	18,71	18.71	20.46	18,89	18.89
60	14,23	12,86	12,86	14,55	12,69	12,69
70	9,80	8,30	8.31	10,52	8,26	8,25

Вероятности смерти $1000\,q_x$

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	По табл. из совокупност. живущих и умерших	Из совокупностей родившихся и умерших		По табл. из совокупност. живущих и умерших	Из совокупностей родившихся и умерших	
		1 вариант	2 вариант		1 вариант	2 вариант
0	303,03	354,27	302,92	265,28	304.35	265,14
1	100,36	124.87	98,90	95,28	114.11	94,10
5	19,83	27.06	20,02	19.17	25,94	20,06
10	7,27	8,91	6.42	6.72	8,26	6,16
15	5,01	6,33	5,71	5,38	7,00	6,40
20	6,69	8,19	8.20	7,19	8.56	8,58
30	8,31	9,53	9,53	9,01	10,29	10.28
40	11,96	13,67	13.69	11.56	12.92	12.93
50	19,30	20,49	20,49	16,96	17,53	17,52
60	34,76	37,41	37.40	34.95	37,29	37,27
70	67,48	73,91	73,80	67,58	78,16	78,13

Для приближенного рассмотрения эволюции смертности правильнее во всяком случае основываться на 2-м варианте, хотя таблица Борткевича и основана на 1-м варианте. Это допустимо и потому, что величины недостающих до 100 000 чисел в таблице Борткевича для периода 1874—1883 г. г. много меньше (почти в 3 раза), чем в таблицах, построенных для периодов 1896—1897 г. г. и 1907—1910 г. г., благодаря чему и различия 1-го и 2-го варианта в таблицах Борткевича должны быть гораздо меньшими, чем в таблицах для последующих периодов времени.

50 губерний б. Европейской России (православное население).

Числа доживающих l_x

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	1874 — 1883 гг.	1896 — 1897 гг.	1907 — 1910 гг.	1874 — 1883 гг.	1896 — 1897 гг.	1907 — 1910 гг.
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	67 277	69 708	72 440	71 674	73 486	75 690
5	50 735	55 593	58 913	55 328	59 026	62 126
10	46 772	52 314	55 738	51 412	55 554	58 844
15	45 222	50 914	54 344	49 860	54 052	57 333
20	43 706	49 148	52 433	48 249	52 002	55 084
30	39 971	44 910	47 948	44 235	47 256	50 001
40	35 681	40 310	42 796	39 492	42 235	44 634
50	29 688	34 122	35 971	33 459	36 532	38 642
60	21 343	26 067	26 947	24 135	28 491	30 258
70	11 061	15 311	16 070	12 124	16 384	18 350

Средняя продолжительность жизни e^0_x

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	1874 — 1883 гг.	1896 — 1897 гг.	1907 — 1910 гг.	1874 — 1883 гг.	1896 — 1897 гг.	1907 — 1910 гг.
0	26,31	30,07	31,90	29.05	31,90	33,98
1	37,94	41.99	42.91	39 39	42,29	43 78
5	45,86	48.31	48 46	46,62	4[illegible],33	49,04
10	44,59	46,22	46,11	45,03	[illegible],23	46 67
15	41,04	42.40	42,23	41,36	42.45	42,83
20	37.37	38.85	38,67	37 65	39,02	39,47
30	3 .39	32,04	31,82	30,60	3[illegible],43	32,98
40	23,41	25 10	25,02	23,65	25,6[illegible]	26,32
50	17,08	18,71	18,78	16.97	18,89	19,62
60	11,67	12,86	13,32	11 42	12.69	13,56
70	7,92	8,31	8,89	7,84	8.25	9,00

Вероятности смерти $1\,000\,q_x$

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	1874 — 1883 гг.	1896 — 1897 гг.	1907 — 1910 гг.	1874 — 1883 гг.	1896 — 1897 гг.	1907 — 1910 гг.
0	327,23	302,92	275,60	283,26	265,14	243,10
1	115,77	98,90	92,30	106,04	94,10	87,13
5	26,96	20.02	17,19	24.76	20,06	16,97
10	8,10	6,42	5.94	7 02	6,16	5,69
15	6,08	5,71	5.94	6,04	6,40	6,63
20	7,87	8,20	8 26	7,38	8,58	8,93
30	9,58	9,53	9,59	9.81	10,28	10,22
40	14.43	13,69	14,51	13,50	12.93	13,11
50	23,55	20,49	22.07	21,79	17,52	17 52
60	47.7[illegible]	37,40	37.74	49,10	37,27	34,73
70	83,54	73,80	69,64	88,34	78,13	69,59

Вероятности смерти в течение ближайших n лет, для доживших до возраста x. $1\,000_n q_x$

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	1874—1883 гг.	1896—1897 гг.	1907—1910 гг.	1874—1883 гг.	1896—1897 гг.	1907—1910 гг.
0	327,23	302,92	275,60	283,26	265,14	243,10
1	245,88	202,42	186,73	228,06	196,77	179,20
5	78,11	59,07	53,89	70,78	58,22	52,83
10	33,14	26,19	25,01	30,19	27,04	25,68
15	33,52	35,25	35,16	32,31	37,93	39,23
20	85,39	86,23	85,54	83,19	91,27	92,28
30	107,39	102,43	107,45	107,22	106,25	107,34
40	167,96	153,51	159,48	152,77	135,03	134,25
50	281,09	236,06	250,87	278,64	220,11	216,97
60	481,75	412,63	403,64	497,68	424,94	393,55
70	696,86	670,43	635,72	701,50	676,03	629,81

Понижение смертности за взятые периоды времени происходило медленным темпом, причем это понижение с 1874—1883 г. г. к 1896—1897 г. г. было более выражено, чем с 1896—1897 г. г. к 1907—1910 г. г. Вместе с тем падение смертности отмечалось преимущественно в детских возрастных группах. В рабочем возрасте в первом периоде также отмечается небольшое понижение, во втором же периоде смертность мужчин несколько повысилась, смертность же женщин, хотя и понизилась, но в очень небольшой степени.

Коэффициенты смертности стационарного населения (обратные величины средней продолжительности жизни) изменялись следующим образом:

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	1874—1883 гг.	1896—1897 гг.	1907—1910 гг.	1874—1883 гг.	1896—1897 гг.	1907—1910 гг.
0	38,01	33,25	31,35	34,42	31,35	29,43
20	26,76	25,74	25,86	26,56	25,63	25,33
30	32,91	31,21	31,42	32,68	30,83	30,32
40	42,71	39,84	39,96	42,28	38,94	37,99

Таким образом, смертность в дореволюционные годы, хотя и понижалась, но в общем достаточно медленно. Гораздо интенсивнее понизилась смертность в 1926—1927 г. г. (по сравнению с периодом 1896—1897 г. г.), как это видно из нижеприводимых сопоставлений табличных функций для Европейской части СССР за 1926—1927 г. г. (табл. 1) и для населения б. Европейской России в аналогичных границах за 1896—1897 г. г. (табл. 55).

Европейская часть СССР.
Число доживающих l_x

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.
0	100 000	100 000	100 000	100 000
1	70 582	79 898	74 200	82 786
5	56 171	69 714	59 535	72 917
10	52 572	67 257	55 774	70 521
15	51 140	66 328	54 222	69 569
20	49 727	65 008	52 637	68 293
30	46 139	61 160	48 616	64 632
40	41 982	56 737	44 019	60 500
50	36 303	50 151	38 609	55 763
60	28 398	40 297	30 668	48 922
70	17 403	26 841	18 673	36 635
80	6 787	11 553	7 323	18 592

Средняя продолжительность жизни e^0_x

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.
0	31,43	41,93	33,36	46,79
1	43,39	51,40	43,83	55,46
5	50,19	54,72	50,30	58,79
10	48,49	51,65	48,56	55,72
15	44,79	47,34	44,88	51,45
20	40,98	43,24	41,16	47,36
30	33,78	35,65	34,14	39,75
40	26,61	28,02	27,17	32,12
50	19,94	20,99	20,26	24,41
60	14,04	14,85	14,11	17,07
70	9,58	9,65	9,77	10,96
80	7,25	6,05	7,69	6,77

Вероятности смерти $1\,000\,q_x$

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.
0	294,18	201,02	258,00	172,14
1	98,99	66,70	93,59	60,97
5	20,84	10,91	20,79	10,49
10	6,99	3,22	6,62	2,92
15	4,76	3,16	5,31	3,20
20	6,91	5,40	7,03	4,74
30	8,28	6,39	8,94	6,00
40	11,27	9,34	11,39	7,26
50	19,00	16,57	16,29	9,42
60	32,21	27,87	32,00	18,34
70	68,85	59,68	69,93	45,76
80	109,72	113,11	105,20	90,46

Вероятности смерти в течение ближайших n лет для доживших до возраста x. $1\,000_n q_x$

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.
0	294,18	201,02	258,00	172,14
1	204,17	127,46	197,64	119,21
5	64,07	35,24	63,17	32,86
10	27,24	13,81	27,83	13,50
15	27,63	19,90	29,23	18,34
20	72,15	59,19	76,39	53,61
30	90,10	72,32	94,56	63,93
40	135,27	116,08	122,90	78,30
50	217,75	196,49	205,68	122,68
60	387,18	333,92	391,12	251,15
70	610,01	569,58	607,83	492,51
80	740,39	806,72	713,64	768,83

Приведенные сопоставления указывают на весьма значительное понижение смертности и повышение средней продолжительности жизни в 1926—1927 г. г., сравнительно с 1896—1897 г. г. Понижение смертности для обоих полов особенно выражено в детском возрасте до 15 лет; в рабочем возрасте смертность женщин понизилась в значительно большей степени, чем мужская смертность. Если принять величины e^0_x и $_nq_x$ для отдельных возрастов в 1896—1897 г. г. = 100, то для 1926—1927 г. г. величины эти составляют:

Возраст	e^0_x		$_nq_x$	
	Мужской пол	Женский пол	Мужской пол	Женский пол
0	133	140	68	67
1	118	127	62	60
5	109	117	55	52
10	107	115	51	49
15	106	115	72	63
20	106	115	82	70
30	106	116	80	68
40	105	118	86	64
50	105	120	90	60
60	106	121	86	64
70	101	112	93	81

Хотя, в связи с указанным выше некоторым недоучетом умерших, особенно женщин рабочего и старческого возраста, построенные таблицы смертности 1926—1927 г. г. несколько преуменьшают действительную смертность, значительное ее понижение не подлежит сомнению, равно как и более интенсивное падение смертности женского населения, чем мужского. Это последнее обстоятельство находит свое объяснение в тех ослабляющих организм тягостях и потрясениях, которые выпали на долю мужского населения за годы империалистической и гражданской войны; понижению жизнестойкости мужского населения способствовала и громадная сыпнотифозная эпидемия 1918—1921 г. г., когда сыпным тифом переболело много миллионов преимущественно мужского населения, в связи с гораздо более высокой заболеваемостью сыпным тифом мужчин, чем женщин.

Благодаря более интенсивному понижению женской смертности в рабочем возрасте, изменились соотношения величин повозрастной смертности мужчин и женщин: в 1896—1897 г. г., смертность женщин была в молодом рабочем возрасте выше мужской смертности, а в 1926—1927 г. г., мужская смертность представляется более высокой во всех возрастных группах.

Коэффициенты смертности стационарного населения Европ. части СССР составляют:

	Мужск. пол.	Женск. пол.
1896—1897 г. г.	31,82	29,98
1926—1927 г. г.	23,85	21,37

Экономическое значение понижения смертности хорошо характеризуется величинами отсроченной временной средней продолжительности жизни новорожденных в рабочем и полурабочих возрастах, т.-е. величинами средней продолжительности жизни в данном возрастном промежутке для доживших до нижней границы этого промежутка при условиях повозрастной смертности, свойственной данному периоду времени.

Величины отсроченной временной средней жизни определяются по формуле

$$_{(n)t}e^o_o = \frac{l_n}{l_0}\left(e^0_n - \frac{l_t}{l_n}\cdot e^0_t\right)$$

где $_{(n)t}e^o_o$ означает отсроченную временную среднюю жизнь для новорожденного с возраста n до возраста t, l_o число родившихся по таблице смертности, l_n и l_t числа доживающих до возрастов n и t, e^o_n и e^o_t среднюю продолжительность жизни в возрастах n и t

или

$$_{(n)t}e^o_o = \frac{l_n}{l_o}\left(\frac{T_n}{l_n} - \frac{l_t}{l_n}\cdot\frac{T_t}{l_t}\right)$$

$$= \frac{l_n T_n}{l_o l_n} - \frac{l_t l_n T_t}{l_n l_t l_o}$$

$$= \frac{T_n - T_t}{l_o}.$$

Отсроченная временная средняя продолжительность жизни новорожденного в Европейской части СССР.

В возрасте	Мужской пол		Женский пол	
	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.
15—19 лет	2,52	3,29	2,67	3,45
20—59 „	16,39	22,13	17,34	23,99
60—69 „	2,32	3,39	2,50	4,34

Если принять год жизни в полурабочем возрасте 15—19 лет и 60—69 лет равным ½ года жизни в рабочем возрасте 20—59 лет и сложить приведенные величины, то получаются числа, выражающие количество рабочих лет, приходящихся на одного новорожденного при данных условиях повозрастной смертности.

Число рабочих лет, ожидаемых в среднем от одного новорожденного в Европейской части СССР.

	Мужской пол	Женский пол
1896—1897 гг.	18,81	19,93
1926—1927 гг.	25,47	27,89

Приведенное сопоставление наглядно выявляет экономическую выгоду понижения смертности. Благодаря этому понижению, ожидаемая продолжительность жизни в рабочем возрасте в СССР возросла в 1926—1927 гг. на 7 слишком лет по сравнению с дореволюционным временем.

В связи с понижением смертность в СССР, хотя и является повышенной сравнительно с главнейшими за-

Европейская часть СССР и другие страны.
Числа доживающих l_x

Возраст	Мужской пол				Женский пол			
	Европ. ч. СССР 1926—1927 гг.	Англия и Уэльс 1920—1922 гг.	Германия 1924—1926 гг.	Франция 1920—1923 гг.	Европ. ч. СССР 1926—1927 гг.	Англия и Уэльс 1920—1922 гг.	Германия 1924—1926 гг.	Франция 1920—1923 гг.
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	79 898	91 004	88 462	89 177	82 786	93 058	90 608	91 179
5	69 714	86 955	85 855	85 658	72 917	89 182	88 169	87 745
10	67 257	85 693	85 070	84 496	70 521	87 909	87 452	86 278
15	66 328	84 915	84 469	83 650	69 569	87 067	86 877	85 278
20	65 008	83 748	83 268	81 923	68 293	85 938	85 808	83 412
30	61 160	80 549	79 726	76 736	64 632	83 019	82 597	78 724
40	56 737	76 294	76 313	71 248	60 500	79 381	78 917	73 876
50	50 151	69 916	71 006	63 839	55 763	74 246	73 943	68 093
60	40 297	58 804	60 883	52 122	48 922	65 202	65 076	59 192
70	26 841	39 526	41 906	34 355	36 635	48 401	47 255	43 347
80	11 553	15 035	16 066	11 950	18 592	22 295	19 711	18 163

падно-европейскими странами, но различия в настоящее время не столь значительны, как в дореволюционное время, как видно из приводимых сопоставлений табличных функций по новейшим послевоенным таблицам смертности для Англии [1]), Германии [2]) и Франции [3])

Средняя продолжительность жизни e^0_x

Возраст	Мужской пол				Женский пол			
	Европ. ч. СССР 1926 — 1927 гг.	Англия и Уэльс 1920 — 1922 гг.	Германия 1924 — 1926 гг.	Франция 1920 — 1923 гг.	Европ. ч. СССР 1926 — 1927 гг.	Англия и Уэльс 1920 — 1922 гг.	Германия 1924 — 1926 гг.	Франция 1920 — 1923 гг.
0	41,93	55,62	55,97	52,19	46,79	59,58	58,82	55,87
1	51,40	60,07	62,24	57,47	55,46	62,99	63,89	60,23
5	54,72	58,81	60,09	55,13	58.79	61,67	61,62	58,53
10	51,65	54,64	55,63	51,51	55,72	57,53	57,11	54,49
15	47,34	50,12	51,00	47,00	51,45	53,06	52,47	50,10
20	43,24	45,78	46,70	42,93	47,36	48,73	48.09	46,16
30	35,65	37,40	38,56	35,50	39,75	40,26	39,76	38,61
40	28,02	29,19	30,05	27,84	32,12	31,86	31,37	30,82
50	20,99	21,36	21,89	20,45	24,41	23,69	23,12	22.99
60	14,85	14,36	14,60	13,81	17.07	16,22	15,51	15,63
70	9,65	8,75	8,74	8,25	10,96	9,95	9,27	9,33
80	6,05	4,93	4,77	4,33	6,77	5,56	5,06	5,04

Вероятность смерти $1000\ q_x$

Возраст	Мужской пол				Женский пол			
	Европ. ч. СССР 1926 — 1927 гг.	Англия и Уэльс 1920 — 1922 гг.	Германия 1924 — 1926 гг.	Франция 1920 — 1923 гг.	Европ. ч. СССР 1926 — 1927 гг.	Англия и Уэльс 1920 — 1922 гг.	Германия 1924 — 1926 гг.	Франция 1920 — 1923 гг.
0	201,02	89,96	115,38	108,23	172,14	69,42	93,92	88,21
1	66,70	23,39	16,19	20,70	60,97	21,37	14,93	19,18
5	10,91	4,17	2,42	3,48	10,49	4,24	2,19	3,78
10	3,22	1,81	1,42	1,91	2,92	1,80	1,20	2,14
15	3,16	2,18	1,94	2,72	3,20	2,27	1,81	3,55
20	5,40	3,49	4,27	6,39	4,74	3,06	3,32	5,19
30	6,39	4,34	4,05	6,60	6,00	3,92	4,14	5,90
40	9,34	6,88	5,35	8,98	7,26	5,32	5,31	6,74
50	16,57	11,79	10,30	14,30	9,42	9,15	8,86	10,37
60	27,87	25,61	23,62	28.31	18,34	18,97	19,47	19,89
70	59,68	59,97	58,08	65,12	45,76	46,46	51,98	50,94
80	113,11	140,02	141,96	169,07	90,46	117,66	133,71	134,24

Сравнительно с приведенными иностранными государствами, смертность в СССР особенно высока в детском возрасте до 15 лет; в рабочем возрасте различия значительно сглаживаются, причем в сравнении с Францией, смертность в возрастах 15—25 лет для обоих полов и во всех возрастных группах старше 50 лет для женского пола,в СССР ниже французской. При этом, однако, следует иметь в виду вероятный недоучет умерших женского пола этого возраста в СССР.

[1]) The Registrar-General's Decennial Supplement. Part. I. Life-tables. London. 1927.

[2]) Allgemeine Deutsche Sterbetafel für die Jahre 1924 bis 1926. Statistik des Deutschen Reichs, Band 401.

[3]) Tables de mortalité pour la population de la France. 1920—1923. Bulletin de la Statistique générale de la France. Tome XVII, fasc. IV. juillet-septembre 1928.

Вероятности смерти в течение n лет для доживших до возраста x. $1000_n\ q_x$

Возраст	Мужской пол				Женский пол			
	Европейская часть СССР 1926—1927 г.г.	Англия и Уэльс 1920—1922 гг.	Германия 1924—1926 гг.	Франция 1920—1923 гг.	Европейская часть СССР 1926—1927 гг.	Англия и Уэльс 1920—1922 гг.	Германия 1924—1926 гг.	Франция 1920—1923 г.г.
0	201,02	89,96	115,38	108,23	172,14	69,42	93,92	88,21
1	127,46	44,49	29,47	39,46	119,21	41,65	26,92	37,66
5	35,24	14,51	9,14	13,57	32,86	14,27	8,13	16,72
10	13,81	9,08	7,06	10,01	13,50	9,58	6,58	11,59
15	19,90	13,74	14,22	20·65	18,34	12,97	12,30	21,88
20	59,19	38,20	42,54	63,32	53,61	37,97	37,42	56,20
30	72,32	52,82	42,71	71,52	63,93	43,82	44,55	61,58
40	116,08	83,60	69,54	103,99	78,30	64,63	63,03	78,28
50	196,49	158,93	142,67	183,54	122,68	121,81	119,92	130,72
60	333,92	327,83	311,70	340,87	251,15	257,68	273,85	267,69
70	569,58	619,62	616,62	652,16	492,51	539,37	582,88	580,99
80	806,72	886,27	900,47	926,53	768,83	845,39	880,47	888,90

Вообще же понижение смертности в СССР по своему темпу значительно опередило понижение во Франции. По таблице смертности 1898—1903 г. г. средняя продолжительность жизни составляла для мужского пола 45,74 лет и для женского пола 49,13, и по таблице 1920—1923 г. г. для мужского пола 52,17 и для женского пола 55,86, т.-е. понижение составляет 6,43 и 6,73, тогда как в СССР соответственные разности равняются 10,50 и 13, 43.

Суммарно, в виде коэффициентов смертности стационарного населения, смертность в СССР, сравнительно с другими странами, представляется в следующем виде:

	Мужской пол.	Женский пол.
Европ. часть СССР (1926—1927 г. г.)	23,85	21,37
Франция (1920—1923 г. г.)	19,16	17,90
Германия (1924—1926 г. г.)	17,87	17,00
Англия и Уэльс (1920—1923 г. г.)	17,98	16,78

Выше были приведены сопоставления, относящиеся к Европейской части СССР в целом, и свидетельствующие о значительном понижении смертности в 1926—1927 г. г. Для сравнительной характеристики изменений смертности, отдельно для городского и сельского населения, ниже приводятся табличные функции из сводных таблиц смертности для 36 крупных городов Европ. части РСФСР и Белоруссии за 1896—1897 г. г. и 1926—1927 г. г. (табл. 57 и 60) и для населения той же территории без населения этих городов за те же годы (табл. 58 и 61). Эти последние таблицы можно считать в достаточной мере характеризующими смертность сельского населения указанной территории.

Смертность городского населения понизилась, сравнительно с дореволюционными годами, в большей степени, чем смертность сельского населения: исключение составляет возраст 10 — 19 лет для обоих полов, где понижение смертности несколько более выражено для сельского населения, чем для городского. Для сельского женского населения в возрасте 50—70 лет также отмечается более интенсивное понижение, чем для одновозрастного городского, но здесь следует иметь в виду вероятный недоучет умерших женщин этого возраста в сельских местностях в настоящее время.

Городское и сельское население Европейской части Р. С. Ф. С. Р. и Белоруссии

Возраст	Городское население				Сельское население			
	Мужской пол		Женский пол		Мужской пол		Женский пол	
	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.
Число доживающих l_x								
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	67 376	82 324	70 771	84 624	67 835	78 245	71 642	81 249
5	53 785	72 895	57 029	75 752	52 913	67 937	56 342	71 268
10	50 509	70 976	53 624	73 972	49 290	65 617	52 550	69 015
15	49 139	69 855	52 330	73 042	47 982	64 670	51 127	68 030
20	47 726	68 427	51 000	71 876	46 737	63 546	49 698	66 948
30	43 863	64 240	47 228	68 563	43 422	59 840	45 953	63 420
40	37 987	58 562	42 593	64 535	39 580	55 424	41 625	59 357
50	30 100	49 254	36 976	59 100	34 303	48 891	36 603	54 677
60	20 562	35 536	29 547	50 454	26 881	39 212	29 268	48 124
70	10 555	19 479	18 921	37 039	16 511	26 072	18 044	36 155
80	3 119	7 050	7 739	18 985	6 477	11 168	7 216	18 197
Средняя продолжительность жизни e^0_x								
0	27,62	41,43	32,24	49,13	29,66	40,91	31,66	45,97
1	39,84	49,26	44,42	56.99	42.56	51,20	43,05	55,51
5	45,61	51,49	50,83	54,53	50,19	54,78	50,38	59,11
10	43,43	47.82	48,92	55,92	48,74	51,65	48,88	55,97
15	39,58	43,55	45·08	51,60	45,01	47,37	45,18	51,71
20	35,67	39,40	41,18	47,39	41,14	43,16	41,40	47,54
30	28,35	31,63	34,06	39,43	33,89	35,52	34,36	39,89
40	21,91	24,18	27,20	31,57	26,68	27,93	27,40	32,28
50	16,30	17,72	20,54	23,98	19,96	20,94	20,45	24,60
60	11,45	12,53	14,37	17,16	14,02	14,83	14,23	17,22
70	7,66	8.80	9,58	11,45	9,51	9,64	9,78	11,09
80	5,16	6,19	6,31	7,49	7,00	6,17	7,43	7,10
Вероятности смерти $1000\ q_x$								
0	326,24	176,76	292,29	153,76	321,65	217,55	283,58	187,51
1	109,80	69,84	104,38	62,78	107,53	70,25	102,05	63,99
5	18,57	7,42	18,17	6,95	22,62	10,54	22,42	10,11
10	6,83	3,55	6,43	2,81	7,07	3,63	6,73	3,20
15	5,08	3,41	4,43	2,68	4,46	2,73	5,03	2,80
20	6,96	5,26	6,32	3,97	6,66	5,02	6,88	4,55
30	10,86	7,10	9,03	5,41	8,20	6,46	8,89	6,09
40	18,88	12,59	12,02	7,13	11,01	9,63	11,32	7.48
50	28,29	24,27	17,37	11,37	18,80	16,64	15,85	9,53
60	51,08	46,22	32,96	22,00	32,06	27,74	31,08	17,85
70	87,09	77,25	58,43	44,39	68.24	59,67	68,01	46,67
80	150,94	129,52	120,60	93,09	110,30	108,77	102,86	91,10
Вероятности смерти в течение n лет для доживших до возраста x $1000_n\ q_x$								
0	326,24	176,76	292,29	153,76	321,65	217,55	283,58	187,51
1	201,72	114,54	194,18	104,84	219,97	131,74	213,56	122,84
5	60,91	26,33	59,71	23,50	68,47	34,15	67,30	31,61
10	27,12	15,79	24,13	12,57	26,54	14,43	27,08	13,55
15	28,76	20,44	25,42	15,96	25,95	17,38	27,95	16,63
20	80,94	61,19	73,96	46,09	70,93	58,32	75,36	52,70
30	133,96	88,39	98,14	58,75	88,48	73,80	94,18	64,06
40	207,62	158,94	131,88	84,22	133,32	117,87	120,65	78,84
50	316,88	278,52	200,91	146,29	216,37	197,97	200,39	119,85
60	486,67	451,85	359,63	265,89	385,77	335,10	383,49	248,71
70	704,50	638,07	590,98	487,43	607,72	571,65	600,09	496,69
80	861,17	786,52	792,61	700,97	754,36	798,89	734,76	731,49

Если принять величины e^0_x и $_nq_x$ за период 1896—1897 г. г. = 100, то соответствующие величины для периода 1926—1927 г. г. составляют:

Средняя продолжительность жизни $\mathring{e}_x$ в 1926—1927 гг принимая $\mathring{e}_x$ для 1896—1897 гг = 100

Возраст	Городск. населен.		Сельское населен.	
	Мужч.	Женщ.	Мужч.	Женщ.
0	150	152	138	145
1	124	128	120	129
5	113	117	109	117
10	110	114	106	115
15	110	114	105	114
20	110	115	105	115
30	112	116	105	116
40	110	116	105	118
50	109	117	105	120
60	109	119	106	121
70	115	120	101	113

Вероятности смерти в течение n лет для доживших до возраста x ($_nq_x$) в 1926—1927 г. г. принимая $_nq_x$ для 1896—1897 г. г. = 100 составляют

Возраст	Городск. населен.		Сельское населен.	
	Мужч.	Женщ.	Мужч.	Женщ.
0	54	53	68	66
1	57	54	60	58
5	43	39	50	47
10	58	52	54	50
15	71	63	67	60
20	76	62	82	70
30	66	60	83	68
40	77	64	88	65
50	88	73	92	60
60	93	74	87	65
70	91	82	94	83

Коэффициенты смертности стационарного населения для городского и сельского населения за взятые периоды времени выражаются следующими величинами

Годы	Городское население		Сельское население	
	Мужч.	Женщ.	Мужч.	Женщ.
1896—1897 гг.	36,21	31,02	33,72	31,59
1926—1927 „ .	24,14	20,35	24,44	21,75

Соотношения величин городской и сельской повозрастной смертности в 1926—1927 г. г. представляют в общем обычные для этих групп населения различия: значительно повышенную в городах смертность мужчин рабочего и молодого полурабочего возраста и небольшие, сравнительно с различиями мужской смертности, различия в смертности женщин рабочего возраста, при несколько повышенной сельской женской смертности в молодом рабочем и полурабочем возрасте и при повышенной городской смертности в пожилом рабочем возрасте после 30—40 лет. Как и раньше, смертность детей обоего пола в возрасте 1—10 лет в городах ниже, чем в сельских местностях. Существенные отличия от прежних соотношений отмечаются для смертности грудных детей в возрасте моложе 1 года. В противоположность наблюдавшейся прежде несколько более высокой детской смертности в городах, чем в сельских местностях, в настоящее время смертность грудных

детей в городах значительно ниже, чем в сельских местностях.

Приведенные соотношения повозрастной городской и сельской смертности основаны на табличных функциях таблиц смертности населения 36 бывших губернских и более крупных городов Европейской части РСФСР и Белоруссии и таблицах той же территории за вычетом населения этих городов,— таблицах, отражающих преимущественно смертность сельского населения означенной территории.

Аналогичные соотношения повозрастной городской и сельской смертности наблюдаются и при рассмотрении табличных функций для городского и сельского населения Европейской части всего Союза, при отнесении к городскому населению всех городов, городских поселений и рабочих поселков и других населенных пунктов, считавшихся городскими при переписи 1926 г. Ниже приводятся соответствующие сопоставления по таблицам 2 и 3.

Городское и сельское население Европейской части СССР. 1926—1927 гг. Числа доживающих l_x

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	Городск.	Сельск.	Городск.	Сельск.
0	100 000	100 000	100 000	100 000
1	82 484	79 480	84 768	82 465
5	73 184	69 141	75 909	72 424
10	71 164	66 624	74 002	69 954
15	70 188	65 701	73 165	68 984
20	68 694	64 436	71 984	67 682
30	64 529	60 630	68 499	63 960
40	59 126	56 469	64 365	59 810
50	50 777	50 285	59 200	55 155
60	38 434	40 927	51 436	48 497
70	23 543	27 579	38 680	36 228
80	9 520	12 039	20 219	18 256
90	2 057	2 283	5 147	4 129

Средяя продолжительность жизни $\mathring{e}_x$

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	Городск.	Сельск.	Городск.	Сельск.
0	42,74	41,91	49,42	46,33
1	50,75	51,66	57,24	55,11
5	53,06	55,19	59,79	58,57
10	49,50	52,20	56,28	55,57
15	45,16	47,90	51,90	51,32
20	41,08	43,79	47,70	47,25
30	33,40	36,22	39,88	39,70
40	25,96	28,50	32,11	32,11
50	19,35	21,35	24,46	24,39
60	13,87	15,03	17,34	16,99
70	9,43	9,72	11,28	10,89
80	6,32	6,01	6,91	6,78

Вероятность смерти 1000 q_x

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	Городск.	Сельск.	Городск.	Сельск.
0	175,16	205,20	152,32	175,35
1	67,67	66,54	61,49	60,89
5	8,13	11,36	7,89	10,95
10	2,93	3,27	2,37	3,01
15	3,39	3,12	2,70	3,28
20	5,43	5,31	4,15	4,86
30	7,20	6,19	5,56	6,13
40	11,42	8,84	7,14	7,28
50	20,87	15,55	10,14	9,26
60	37,22	26,92	19,17	18,17
70	65,19	58,21	42,79	46,18
80	114,81	112,46	93,20	90,11

Вероятности смерти в течение n лет для доживших возраста x. 1000_nq_x

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	Городск.	Сельск.	Городск.	Сельск.
0	175,16	205,20	152,32	175,35
1	112,75	130,08	104,51	121,76
5	27,60	36,40	25,12	34,10
10	13,71	13,85	11,31	13,87
15	21,29	19,25	16,14	18,87
20	60,63	59,07	48,41	54,99
30	83,73	68,63	60,35	64,88
40	141,21	109,51	80,25	77,83
50	243,08	186.10	131,15	120,71
60	387,44	326,14	248,00	252,98
70	595,63	563,47	477,28	496,08
80	783,93	810,37	745,44	773,83

Публикуемые таблицы смертности для отдельных республик и районов (табл. 4—51, 68—70) дают богатейший материал для всевозможных сопоставлений и сравнений и изучения смертности населения в зависимости от социально-экономических, культурно-бытовых, санитарных и иных условий жизни населения различных районов. Такое сопоставление должно явиться предметом отдельного исследования. Здесь приходится ограничиться суммарным сопоставлением коэффициентов смертности стационарного населения по таблицам смертности для отдельных районов.

Коэффициенты смертности стационарного населения по таблицам смертности за 1926—1927 гг.

Наименование территории	Все население		Городское население		Сельское население	
	Мужск. пол	Женск. пол	Мужск. пол	Женск. пол	Мужск. пол	Женск. пол
Гор. Ленинград	—	—	23,56	19,90	—	—
Ленингр.-Карельский район (без Ленинграда)	23,95	20,48	25,13	21,12	23,76	20,38
Северный район	27,61	23,55	27,92	22,47	27,47	23,64
Гор. Москва	—	—	21,98	18,85	—	—
Московско-Промышленный подрайон (без Москвы)	23,99	20,35	24,62	20,61	23,83	20,29
Рязано-Тульский подрайон	24,04	20,99	22,99	19,89	24,03	21,07
Западный район	23,27	20,66	22,22	19,33	23,32	20,79
Центр.-Черноземный район	23,61	21,77	22,16	19,59	23,70	21,98
Средне-Волжский район	26,65	23,99	27,30	23,47	26,50	24,00
Нижне-Волжский район	23,27	20,96	26,23	22,27	22,62	20,73
Вятский район	31,31	27,64	27,83	22,93	31,50	27,96
Уральская область	28,94	25,45	29,03	24,29	28,80	25,71
Башкирская АССР	23,32	22,10	29,33	24,41	22,68	21,83
Крымская АССР	20,86	18,90	—	—	—	—
Северо-Кавказский Край	22,99	21,49	23,56	20,99	22,72	21,57
Европейская часть РСФСР	24,86	21,93	24,77	21,05	24,76	22,08
Украинская ССР	22,02	20,48	20,66	18,49	22,26	20,87
Белорусская ССР	19,70	18,28	19,51	17,90	19,75	18,29
Сибирский Край	25,52	23,15	28,67	24,63	25,04	22,93

Наиболее высокая смертность наблюдается в Северном районе, Вятском, Средневолжском, в Уральской области и в Сибирском крае. Низкая сравнительно смертность отмечается в Белорусской ССР, Украинской ССР и в Крымской АССР.

Как было выше указано, достаточно пригодные материалы для построения таблиц смертности в социально-классовом разрезе имелись только для г. Ленинграда. Основным требованием для получения удовлетворительных результатов при таких построениях является полная правильная и однообразная регистрация

социального положения при переписи и при записях умерших. Ленинградские материалы в общем представляли в этом отношении пригодный материал для построения таблиц смертности для двух основных социальных групп,—рабочих и служащих: в отношении же остальных групп (хозяев, иждивенцев государственных учреждений, безработных, несамодеятельных и т. п.) материалы были мало удовлетворительные. Препятствовали построению таблиц для этих групп и малые числа наблюдений; в виду этого отдельные таблицы были построены только для рабочих (с выделением рабочих-металлистов), и для служащих: все остальные социальные группы были объединены под общей рубрикой „прочие“. Ниже сопоставлены табличные функции из соответствующих таблиц смертности (табл. 52—54).

Социальные группы Ленинграда 1926—1927 гг.

Средняя продолжительность жизни $\mathring{e}_x$

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	Рабочие	Служащие	Прочие	Рабочие	Служащие	Прочие
20	41,88	42,58	35,60	51,37	51,42	46,84
25	38,06	38,60	31,48	47,35	47,25	42,93
30	34,02	34,58	27,62	43,22	43,05	39,00
35	30,05	30,43	23,98	38,98	38,86	35,10
40	26,18	26,42	20,78	34,57	34,65	31,28
45	22,49	22,58	17,91	30,34	30,33	27,44
50	19,08	19,12	15,29	26,18	26,33	23,83
55	16,04	15,69	13,09	21,94	22,27	20,42
60	12,98	12,83	10,94	18,17	18,49	17,16
65	10,22	10,43	9,14	14,80	15,00	14,18
70	8,13	8,19	7,83	11,72	11,77	11,61

Вероятность смерти 1 000 q_x

20	5,62	4,55	4,60	3,86	3,00	4,34
25	5,46	5,40	6,67	3,92	3,50	5,15
30	5,80	5,07	9,07	3,84	3,75	5,55
35	7,34	6,08	13,60	3,15	4,30	6,62
40	9,42	8,05	19,58	4,00	3,86	7,38
45	13,00	12,88	25,22	5,72	6,02	9,40
50	19,70	15,92	34,86	5,62	7,30	12,90
55	24,30	24,14	42,94	9,30	9,76	16,52
60	31,77	38,45	54,60	16,80	15,52	22,12
65	51,34	51,57	75,30	23,77	21,66	31,56
70	76,07	68,97	92,85	38,03	34,06	47,84

Вероятности смертности в течение n лет для доживших до возраста x. $1\,000_nq_x$

20	29,06	25,00	26,19	19,67	16,54	23,83
25	26,25	26,36	37,94	19,09	17,58	26,01
30	31,81	25,88	51,47	18,27	19,64	29,28
35	39,75	34,12	77,67	15,79	21,26	34,78
40	52,40	46,70	104,81	23,56	20,89	39,06
45	74,19	71,60	134,21	29,29	34,72	52,65
50	106,06	86,82	179,87	31,46	38,34	69,83
55	125,46	140,55	212,00	59,91	58,24	89,02
60	177,90	201,43	275,06	94,86	87,02	121,45
65	275,10	258,49	355,03	136,36	124,82	173,26
70	368,95	364,10	396,83	232,57	229,40	240,39

Смертность „прочих“, как видно из таблиц, значительно выше смертности рабочих и служащих, что и понятно, так как в эту рубрику входят, кроме сравнительно малочисленных „хозяев“, лиц свободных профессий, учащихся, и такие группы как инвалиды, пенсионеры, безработные, различные деклассированные элементы и т. п. Смертность рабочих мужского пола в большинстве возрастных групп несколько выше смертности служащих; наоборот, смертность женщин-работниц в большинстве возрастных групп ниже смертности служащих женщин.

Построенная отдельно таблица смертности для ленинградских металлистов (по профессиональному признаку) показывает пониженную среди них смертность сравнительно с рабочими вообще и служащими.

Средняя продолжительность жизни $\mathring{e}_x$

Возраст	Все рабочие мужского пола	Металлисты
20	41,88	43,58
25	38,06	39,65
30	34,02	35,62
35	30,05	31,64
40	26,18	27,64
45	22,49	23,78
50	19,08	20,27
55	16,04	16,99
60	12,98	13,65

Вероятности смерти в течение n лет для доживших до возраста x. $1\,000_nq_x$

20	29,06	25,39
25	26,25	25,65
30	31,81	29,80
35	39,75	33,22
40	52,40	43,69
45	74,19	65,95
50	106,06	88,19
55	125,46	103,00
60	177,90	144,52

TABLES DE MORTALITÉ POUR LA POPULATION DE L'URSS.

Les tables de mortalité publiées ci-dessous sont basées sur les données du recensement de la population de l'URSS effectué le 17 décembre 1926 et sur les relevés des décès de 1926 et 1927.

L'enregistrement des actes d'état-civil était dans la Russie d'ancien régime confié au clergé, mais après la révolution, par décret en date du 20 décembre 1917 et par celui du 23 janvier 1918, établissant la séparation de l'église et de l'état, l'enregistrement civil était mis en vigueur, et à l'heure actuelle le soin en incombe exclusivement aux pouvoirs civils — dans les villes à des bureaux d'enregistrement des actes d'état-civil spécialement ad hoc créés et dans les campagnes aux soviets des communes rurales. Les difficultés considérables qui se présentent dans la voie de l'organisation du nouvel ordre de choses font qu'à ce jour cette procédure d'enregistrement est loin de pouvoir être considérée comme fonctionnant d'une manière satisfaisante pour toute l'étendue de l'URSS. La situation est particulièremenr défavorable à cet égard pour la partie d'Asie de la RSFSR et dans les républiques asiatiques de l'Union, telles que les RSS Uzbèque, Turkmène, Transcaucasienne, dans les Républiques Kasaque, Kirghise, Yakoute, Bouriato-Mongole et dans le Pays d'Extrême Orient. Vu le caractère encore fort incomplet des données disponibles sur les décès dans la partie d'Asie de l'URSS et de la RSFSR, les tables de mortalité ne sont dressées que pour la partie d'Europe, tandis que pour la partie d'Asie l'exécution de ce travail n'a éte reconnue possible que dans les limites de la Sibérie, où les relevés des décès peuvent être estimés plus ou moins satisfaisants. Il importe en même temps d'avoir en vue que dans certaines régions de la partie d'Europe de l'URSS et de la RSFSR les relevés des décès n'ont pas atteint le degré de plénitude exigible pour leur reconnaître sans conteste le caractère d'exactitude rigoureuse. Ces défauts que nous tenons à signaler sont à mettre sur le compte en premier lieu de certaines traditions encore tenaces et d'habitudes invétérées dans la population rurale et d'autre part aussi de quelques fautes dans l'organisation des travaux de statistique sur les lieux. Il en résulte que les tables publiées tendent à rabaisser quelque peu le niveau réel de la mortalité. Cette fâcheuse diminution ne saurait d'ailleurs être tant soit peu considérable. Les lacunes en question portent surtout, apparemment, sur les enfants des deux sexes, morts au cours de la première semaine après la naissance et sur des morts de sexe féminin notamment à des âges avancés et séniles

Les tables que nous publions sont dressées séparément pour des régions de régimes économiques différents de la partie d'Europe de la RSFSR, pour les républiques prises à part (Ukrainienne, Bélorussienne et partie d'Europe de la RSFSR dans son entier) et, en dernier lieu, l'URSS d'Europe dans son entier. Toutes les tables sont dressées séparément pour les populations urbaine et rurale de chacun des territoires indiqués et pour la totalité de leur population.

Pour ce qui est de la Russie pré-révolutionnaire, il n'existe qu'une seule table de mortalité complète, dressée suivant la méthode démographique et ayant pour base le recensement général de la population effectué à la date du 28 janvier 1897 et les relevés des morts de 1896 et 1897 [1]). Outre cette table nous possédons quelques tables se rapportant non pas à la totalité de la population de la Russie, mais à une partie seulement (à la population orthodoxe) et construites avec des ensembles de naissances et de morts.

De ce nombre nous citerons les tables de V. Bouniakovsky [2]) de K. Andreiev [3]) de W. Bortkievicz [4]) et de Besser et Ballod [5]).

La table de 1896—97 a trait à la Russie d'Europe dans ses anciennes limites et pour cette raison n'est pas susceptible d'être directement comparée avec les tables contemporaines. Dans l'intérêt de comparaisons plus raisonnées à établir entre la mortalité d'autrefois et celle d'aujourd'hui, une table pour la partie d'Europe de l'URSS dans ses limites actuelles a été expressément construite sur la base des matériaux susmentionnés du recensement de 1897 et des relevés des morts pour 1896 et 1897. De plus, pour étudier l'évolution de la mortalité dans la Russie d'avant la révolution une série de tables a été dressée pour diverses périodes en partant des données disponibles sur les naissances et sur les décès. La construction de tables pour les années précédentes par le procédé ordinaire sur la base de relevés des effectifs de la population et des décès n'a pas été possible pour la raison déjà indiquée que nous ne possédons pour tout l'ancien régime que le seul et unique recensement de 1897.

Les tables construites d'après les relevés des naissances et des décès n'ont trait qu'aux personnes de religion orthodoxe, vu que pour cette partie de la population seulement les matériaux indispensables dans l'emploi de ladite méthode étaient disponibles pour un laps de temps suffisant (les relevés des naissances sont nécessaires pour une période de plus de cent ans). Ces tables sont construites en stricte conformité aves les procédés techniques mis en oeuvre par M. W. Bortkiewicz dans la table de mortalité de la population orthodoxe de la Russie d'Europe, par lui dressée sur la base de relevés des décès pour 1874—1883 et de données sur les naissances de 1754 à 1883 [6]). Les tables mêmes de Bortkiewicz sont reproduites, pp. . . . du présent livre.

Dans les matériaux que nous publions une tentative est faite également de construire des tables de mortalité séparées pour des groupes représentatifs de diverses classes sociales de la population; ces tables, faute de données suffisantes, ont pu être élaborées pour Leningrad seulement.

---

[1]) S. Novosselski. La mortalité et la durée da la vie en Russie. Petrograd, 1916 (en russe).

[2]) Mémoires de l'Académie des Sciences, vol. VIII suppl. 6. 1865.

[3]) K. Andreiev. Sur les tables de mortalité. Moscou. 1871.

[4]) Mémoires de l'Académie des Sciences. Vol. 63. Suppl. 8 et vol. 66. suppl. 3. 1890—1891.

[5]) Ibid., Classe d'histoire et de philologie. Ser. 8, vol. I. № 5, 1897.

[6]) „Zapiski Akademii Nauk" (Mémoires de l'Académie des Sciences) vol. LXIII, suppl. 8 et vol. LXVI, suppl. 3. (en russe) et Allgemeines Statistisches Archiv, 3 Jahrg., I Halbband. 1893. (en allemand).

Pour passer à la question de la méthode générale et des procédés techniques mis en oeuvre dans la construction des tables, il est indispensable de passer en revue tout d'abord de façon sommaire les données qui figurent à la base de tout le travail.

Les auteurs avaient à leur disposition une somme relativement précaire de données statistiques qui se présentaient comme suit:

1) Données sur le nombre des décès, classées, comme règle, par intervalles d'âge annuels, pour les années 1926 et 1927.

2) Données sur le nombre des vivants à la date du recensement du 18 décembre 1926 (c.à d. pour un moment approchant de très près du milieu de l'intervalle déterminé au calendrier pour lequel la mortalité était observée), distribuées également par intervalles d'âge annuels.

3) Données sur le nombre des naissances (avec indication du sexe) pour les années 1926 et 1927.

Dans des cas fort rares (pour peu de régions) on avait des données sur les nombres d'enfants nés et morts pour des années antérieures (1925, 1924 et très rarement 1923). Pour la ville de Leningrad et, partiellement, pour Moscou il y avait des relevés de migrations de la population par âges pour une suite d'années.

Dans ces conditions, pour tout le vaste intervalle d'âges de 5 ans à 75-80 ans il a été reconnu possible d'identifier le coefficient de mortalité annuel ordinaire (quotient de la division du nombre de décès pour deux années consécutives par le double des vivants selon le recensement) avec le coefficient de mortalité (annuel) de la population stationnaire. Dans le texte russe il est démontré qu'une pareille identification peut être reconnue parfaitement valable sous la réserve que les conditions suivantes soient remplies:

1) Différences très petites dans l'ordre de survie de générations contigues (pour l'époque de naissance).

2) Possibilité d'envisager la densité des naissances comme fonction linéaire du temps sur l'étendue d'un intervalle restreint (2-3 ans).

3) Possibilité d'envisager la force de mortalité μ_x comme constante à l'intérieur des intervalles d'âge annuels.

Ces conditions qui, en fait, n'ont rien de spécifique pour le domaine particulier en question et qui sont mises en avant presque toujours dès qu'il s'agit de construire des tables de mortalité par des procédés démographiques, pouvaient être considérées comme remplies (à peu de chose près) dans le cas de l'élaboration des présentes tables de mortalité.

Le reste, pour les opérations avec les âges échelonnés de 5 à 75-80 ans, consistait principalement dans le choix à chaque fois du procédé d'ajustement le plus convenable de valeurs dérivant des données statistiques immédiates.

Il est à signaler que le chercheur russe se trouve placé ici dans des conditions bien plus difficiles que ses collègues d'Europe occidentale, voire même d'Amérique. Ceux-ci, la plupart du temps, sont mis en présence de la tâche de supprimer des fluctuations purement accidentelles dans les valeurs des fonctions figurant aux tables; des fluctuations ayant pour source de véritables incorrections dans la déclaration de l'âge (des vivants et des morts) jouent, — ces temps derniers du moins, — un rôle bien moindre. Dans nos conditions, tout au contraire, ce sont précisément les irrégularités provenant de déclarations incorrectes (surtout dans le sens des nombres arrondis), qui prennent des dimensions excessives. Il suffira de dire, par exemple, que l'index d'inexactitude des déclarations d'âge appliqué par le Census Bureau américain [1]), atteint pour toute l'URSS suivant le recensement du 17 décembre 1926 les valeurs de

Pour le sexe masculin	Pour le sexe féminin
143,7	174,4

tandis que, par exemple, pour l'Angleterre et le pays de Galles le dernier recensement (19/20 juin 1921) donne les valeurs suivantes de cet index:

Pour le sexe masculin	Pour le sexe féminin
102,5	103,5

Dans certaines régions particulières de l'URSS qu'il y a eu lieu de prendre en considération dans la construction des tables de mortalité la situation était encore pire. Il n'y a rien de surprenant, dans des conditions pareilles, que les fonctions tabulaires obtenues en partant des données immédiates aient fait montre de fluctuations d'amplitudes tout-à-fait exceptionnelles. La comparaison des coefficients de mortalité immédiats et ajustés pour l'Angleterre et pour n'importe quelle région de l'URSS prise à titre d'exemple est bien de nature à faire toucher du doigt les difficultés auxquelles on se heurte dans le cours du travail de construction de tables de mortalité pour la population de l'URSS. Il est donc évident que la nécessité s'imposait de corrections des plus radicales à faire subir aux résultats qui pouvaient être obtenus en les faisant dériver des données immédiates.

Un ordre de faits encore devait exercer son influence sur les principes à suivre dans le choix des procédés de correction et dans leur application. Les tables qu'il s'agissait de construire se rapportent aux années 1926-27, c. à d. à une époque suivant de bien près les grands évènements de la guerre et de la révolution. La population de l'URSS a éprouvé à un degré pas moindre, sinon plus grand encore, que les autres pays ayant participé à la guerre mondiale, des perturbations considérables dans sa structure d'âge. La natalité, subissant une forte baisse pendant la guerre et reconstituée depuis, les grandes pertes décimant l'effectif masculin du fait de la guerre, les importantes migrations venant bouleverser la population de nombreuses régions au cours de la guerre mondiale en 1914 — 1918 et de la guerre civile subséquente, — tout cela a sensiblement altéré la structure d'âge de la population (masculine surtout) et occasionné des soubresauts et accidents divers dans la courbe des âges, déformations qui n'ont rien de commun avec n'importe quelles irrégularités dans la déclaration ou l'enregistrement de l'âge.

Les nombres des décès (par groupes annuels), non plus, ne pouvaient en vertu des mêmes raisons donner une série à allure régulière, même après élimination des erreurs tant fortuites que systématiques dans les âges enregistrés.

En conséquence, des opérations d'ajustement à exécuter séparément sur les nombres des vivants et des morts n'étaient pas indiquées. Au moyen d'opérations d'ordre purement mathématique (dans nos circonstances forcément assez compliquées) il est, certes, possible d'obtenir une courbe d'âges à cours parfaitement uni; mais pareille courbe serait indubitablement reconnue impropre à représenter la véritable distribution par âges. La même chose serait à dire de la courbe d'âges des décès. Il appert de là que des opérations d'ajustement pratiquées séparément sur les nombres des vivants et ceux des morts pourraient aboutir à des résultats rien moins que conformes à la réalité. Il est, du reste, connu que les auteurs des récentes tables de mortalité anglaises sont arrivés à des conclusions ana-

[1]) Quotient de la somme quintuplée des vivants aux âges déclarés de 25, 30, 35, 40, 45, 50, 55, et 60 ans, divisée par le chiffre total de la population pris dans les limites de 23 à 62 ans.

logues [1]). Dans les tables anglaises toutefois il n'a pas été tenu compte de ces conclusions, vu la différence insignifiante trouvée à l'essai entre les résultats obtenus par l'ancien et par le nouveau procédé. Dans nos conditions, en présence de la grande varieté des données selon la région, il a été jugé nécessaire de suivre une autre voie et de ne soumettre à l'ajustement que les valeurs des taux de mortalité.

Les conditions que l'on a imposées à l'ajustement étaient comme suit:

Pour certains intervalles quinquennaux choisis d'avance une condition était adoptée en vertu de laquelle la probabilité de survie sur l'espace des cinq années en question devait se comporter de la même façon, que les valeurs numériques des données utilisées fussent ajustées ou non.

Désignant la probabilité pour une personne d'âge x de survivre à l'âge de x + 5 par

$$_5p_x$$

en faisant usage des valeurs ajustées et par

$$_5p'_x$$

en faisant usage des valeurs non ajustées, on arrive à l'équation

$$_5p_x = {}_5p'_x$$

Cette équation est équivalente (en admettant une valeur constante de la mortalité à l'intérieur des intervalles annuels) à l'équation:

$$e^{-(m_x + m_{x+1} + m_{x+2} + m_{x+3} + m_{x+4})} = e^{-(m'_x + m'_{x+1} + m'_{x+2} + m'_{x+3} + m'_{x+4})}$$

$$\text{ou} \quad \sum_x^{x+4} m_x = \sum_x^{x+4} m'_x$$

où les m_x sont des valeurs ajustées et les m'_x les valeurs non ajustées des coefficients de mortalité annuels.

Considérons la fonction:

$$y(x) = \sum_o^{x-1} m'_x$$

et désignons par

$\triangle y_z = y_{z+5} - y_z = m'_z + m'_{z+1} + m'_{z+2} + m'_{z+3} + m_{z+4}$

alors les grandeurs $\triangle y_z$ se trouveront données sur toute l'étendue de la courbe des âges comme les sommes quinquennales des coefficients annuels non ajustés.

Il est connu que Sprague [2]) a depuis longtemps résolu le problème de l'interpolation dite osculatoire, c. à d. de l'interpolation pratiquée à l'aide d'une suite de courbes paraboliques, passant chacune par deux points de telle sorte qu'une courbe quelconque ait au premier point la tangente et le rayon de courbure en commun avec la courbe précédente, tandis que au deuxième point la même communauté de tangente et de rayon de courbure soit de rigueur pour la courbe suivante.

La formule générale de pareille courbe, donnée in extenso sous le № (6), p. 19 du texte russe, a été appliquée à l'interpolation de la courbe particulière

$$y_x = \sum_o^{x-1} m'_x$$

dans le but direct d'obtenir des différences annuelles de l'aspect de δy_x en partant de différences quinquennales données de l'aspect de $\triangle y_x$. Dans ces conditions les valeurs des différences δy_x se trouvaient liées aux valeurs des $\triangle y_x$ par le systéme d'équations figurant p. 20 texte russe, sous le № (10). Les différences du type de δy_x étaient précisément les valeurs cherchées des coefficients de mortalité annuels.

Les dix valeurs initiales et finales de la courbe des coefficients de mortalité annuels ont été obtenues avec les courbes auxiliaires de Sprague d'après les formules (11) et (12) de la p. 21 texte russe.

Pratiquement les calculs numériques se faisaient à l'aide d'arrangements spéciaux, consistant en des pièces de carton découpées portant en inscription les valeurs des multiplicateurs, c. à d. des coefficients numériques des equations 10, 11 et 12 [1]).

On prenait comme points de départ des sommes quinquennales des coefficients annuels non ajustés que dans nombre des cas il s'est trouvé possible de remplacer pour abréger les calculs par les valeurs quintuplées des quotients de mortalité moyens quinquennaux.

La question de la forme à choisir des groupements quinquennaux a été résolue de la façon suivante. Une série d'expériences d'essai nous a fait voir que des résultats préférables (comme concordance des nombres de morts immédiats avec les nombres calculés en faisant usage de coefficients de mortalité ajustés) étaient fournis par les groupements de l'aspect de:

1) 2 — 6, 7 — 11 etc.
2) 3 — 7, 8 — 12 „
3) 4 — 8, 9 — 13 „

Les résultats les meilleurs, toutefois, étaient obtenus en adoptant pour coefficients de mortalité ajustés les moyennes des cinq coefficients correspondants provenant des ajustements successifs exécutés suivant les cinq modes de groupement possibles. Un exemple d'un pareil procédé de calcul des coefficients définitifs est donné dans la table de la p. 24 du texte russe.

Le caractère relativement simple des calculs se réduisant à une multiplication et des additions faites avec la machine à calculer (en faisant usage des pièces à découpures susmentionnées) a permis dans presque tous les cas d'effectuer une détermination préliminaire des coefficients ajustés d'après tous les cinq modes de groupement possibles pour trouver de cette façon la moyenne cherchée. Le passage à la détermination de q_x se faisait dans tous les cas à l'aide de la relation connue

$$q_x = 1 - \quad - m_x$$

La détermination des probabilités de décès pour les âges infantiles (0 — 5 an[illegible] n'a pu que dans une faible minorité des cas être fait en se basant directement sur des relevés des naissanc[illegible] Ce n'est que pour la première année d'âge, 0-1 ans (q que les probabilités de décès ont pu être calculées p[illegible]r toutes les tables sans exception sur la base des relevés des naissances pour 1926 et 1927. Pour les autres âges infantiles (de 1 à 5 ans) la mise à contribution de relevés des naissances et des morts pour les années précédentes n'a été possible que dans de rares cas.

---

[1]) The Registrar-General decennial Supplement. England and Wales. 1921. Part. 1. Life Tables. London 1927.
Voir: l'extrait donné page 17 du texte russe.

[2]) Sprague. Explanation of a new formula for interpolation. Journ. of the Institute of Actuaries, XXII, p. 270.

[1]) Voir p. 22 du texte russe.

A défaut de données sur les naissances et décès pour les années antérieures les probabilités de décès étaient obtenues par voie de division des valeurs approchées des premiers ensembles de vivants et de morts.

Pour les valeurs approchées des premiers ensembles, on en était réduit à les trouver en partant des relevés du recensement et de valeurs approchées des ensembles élémentaires de morts. Dans cette voie, d'autant que en l'URSS c'est l'âge des morts seulement qui est sujet à enregistrement (et non pas la date de naissance), on était obligé à les chercher au moyen d'intégrations correspondantes faites sur des fonctions interpolatrices, où l'interpolation portait sur une série ordonnée par âges de troisièmes ensembles de morts. La marche générale des opérations donnant les formules définitives [1]) pour l'obtention des ensembles élémentaires apparaîtra en donnant un coup d'oeil sur les expressions mathématiques figurant p. 26 et 27 du texte russe.

Les probabilités de décès et autres fonctions tabulaires pour les âges séniles, à partir de 80 ans à peu près, n'étaient à déterminer qu'en ayant recours à certains procédés d'interpolation et d'extrapolation. Quel que fût l'intérêt que pourrait présenter l'étude de la survie dans la population de l'URSS pour les âges séniles extrêmes, il est impossible à l'heure actuelle de chercher à établir des données sérieusement fondées et bien déterminées sur la mortalité de groupes d'âge détaillés de la profonde vieillesse. Cela tient à des irrégularités d'importance capitale inhérentes aux déclarations d'âge recueillies de personnes ayant atteint l'extrême vieillesse. Les exagérations habituelles dans ces cas sont apparemment bien fréquentes en l'URSS. Au demeurant, les nombres par trop insignifiants de cas observés dans certaines régions, font encore obstacle à l'obtention de données assez exactes sur la mortalité des vieillards.

Toutes réflexions faites on prit le parti pour la majorité des tables d'appliquer au calcul des coefficients séniles un procédé d'interpolation parabolique soumis aux conditions suivantes:

1) La série interpolée des coefficients de mortalité, appliquée au nombre des vivants en fait, devait fournir le nombre de décès, pour les âges de 80 et davantage, égal au nombre observé.

2) La même série de coefficients devait donner une transition douce en passant aux coefficients relatifs aux âges moins avancés et déterminés par les méthodes exposées ci-dessus.

Il est à noter que les tables publiées indiquent presque pour toutes les régions, comme c'était le cas aussi pour les anciennes tables russes, une survie prolongée (relativement à l'Europe occidentale) dans la profonde vieillesse.

Cette particularité, apparemment, n'est pas en rapport avec les procédés de calcul adoptés, le même phénomène se manifestant tout seul avec n'importe quelle méthode d'obtention des probabilités de décès et quelles que soient les corrections apportées dans la distribution d'âge des vieillards.

Une méthode quelque peu différente nous a servi à obtenir les coefficients de mortalité de groupes de condition sociale déterminée considérés séparément (ouvriers, employés etc.) [2]), où les auteurs n'avaient à leur disposition que des sommes quinquennales des vivants et des morts et où les données annuelles faisaient défaut.

---

[1]) Voir formules (3), (6), p. 26 et 27 du texte russe. Dans la formule (6) les lettres b, c, et d représentent les nombres des morts aux âges de 1-2, 2-3, 3-4 ans pour une certaine année du calendrier.

[2]) Pour Leningrad seulement.

Dans ce cas on calculait au préalable les coefficients de mortalité quinquennaux moyens et ensuite, d'après la formule (7), p. 31 texte russe, on déterminait à l'aide de trois de ces coefficients de mortalité pour trois périodes quinquennales consécutives (m_1, m_2, m_3) le coefficient de mortalité annuel (m_c) pour l'âge central de la période quinquennale moyenne. La formule (7) est une conséquence de la résolution du système d'équations (1), p. 32 texte russe, où la fonction l_x est présentée sous forme d'une parabole de 3-me ordre, de l'aspect de (4), même page.

Les coefficients pour les âges centraux une fois obtenus, tous les autres se calculaient également par interpolation suivant la méthode de Sprague. Pour avoir la possibilité de calculer les vies moyennes, la fin des tables (à partir de 70 ans) était empruntée à la table de mortalité générale de la population de Leningrad.

Les calculs des coefficients de mortalité tabulaires étaient accompagnés (dans tous les cas) d'une vérification simultanée des résultats, tant au point de vue de la régularité d'allure de la suite de grandeurs obtenue, que dans le sens de la concordance des résultats définitifs avec les données immediats.

Les nombres immédiats des vivants (d'après le recensement) étaient multipliés par les coefficients de mortalité annuels ajustés et les valeurs résultantes des décès „attendus", comparées avec les nombres de décès réellement relevés.

La comparaison portait sur les sommes septennales de décès.

La question de la régularité d'allure était tranchée de la manière habituelle, c. à d., en examinant la succession des différences de 3-me ordre pour la fonction m_x.

Dans tous les cas on attribuait au critérium de l'accord des mortalités attendue et observée une importance bien plus grande (et décisive) qu'à celui de la régularité.

Un exemple de juxtaposition des mortalités attendue (col. 2) et réelle (col. 3) est donné p. 34 texte russe.

Après avoir trouvé la suite des valeurs des coefficients de mortalité annuels ajustés de la population stationnaire et passé aux valeurs numériques des probabilités de décès (q_x) d'après la formule

$$q_x = 1 - e^{-m_x}$$

toutes les autres fonctions tabulaires (l_x, d_x, p_x, L_x, T_x, e^o_x, V_x) étaient calculées par le procédé habituel, généralement admis.

Les matériaux publiés démontrent qu'une baisse considérable de la mortalité à l'heure actuelle, à la comparer avec celle d'avant la révolution, ne saurait être mise en doute. La vie moyenne à la naissance qui, dans la partie d'Europe de l'URSS, était en 1896-97 de 31,43 pour le sexe masculin et de 33,36 pour le sexe féminin, s'est accrue en 1926 — 27 jusqu'à 41,93, — c. à d., de 10,5 — pour le sexe masculin et jusqu'à 46,79 — c. à d. de 13,43 ans — pour le sexe féminin. La baisse de la mortalité se fait sentir d'une façon particulièrement saillante pour les enfants jusqu'à 15 ans; pour la période de la maturité et du travail la mortalité féminine a baissé apparemment dans une mesure plus forte que la mortalité masculine, sans qu'il faille toutefois oublier certaines lacunes mentionnées plus haut dans les relevés des décès féminins.

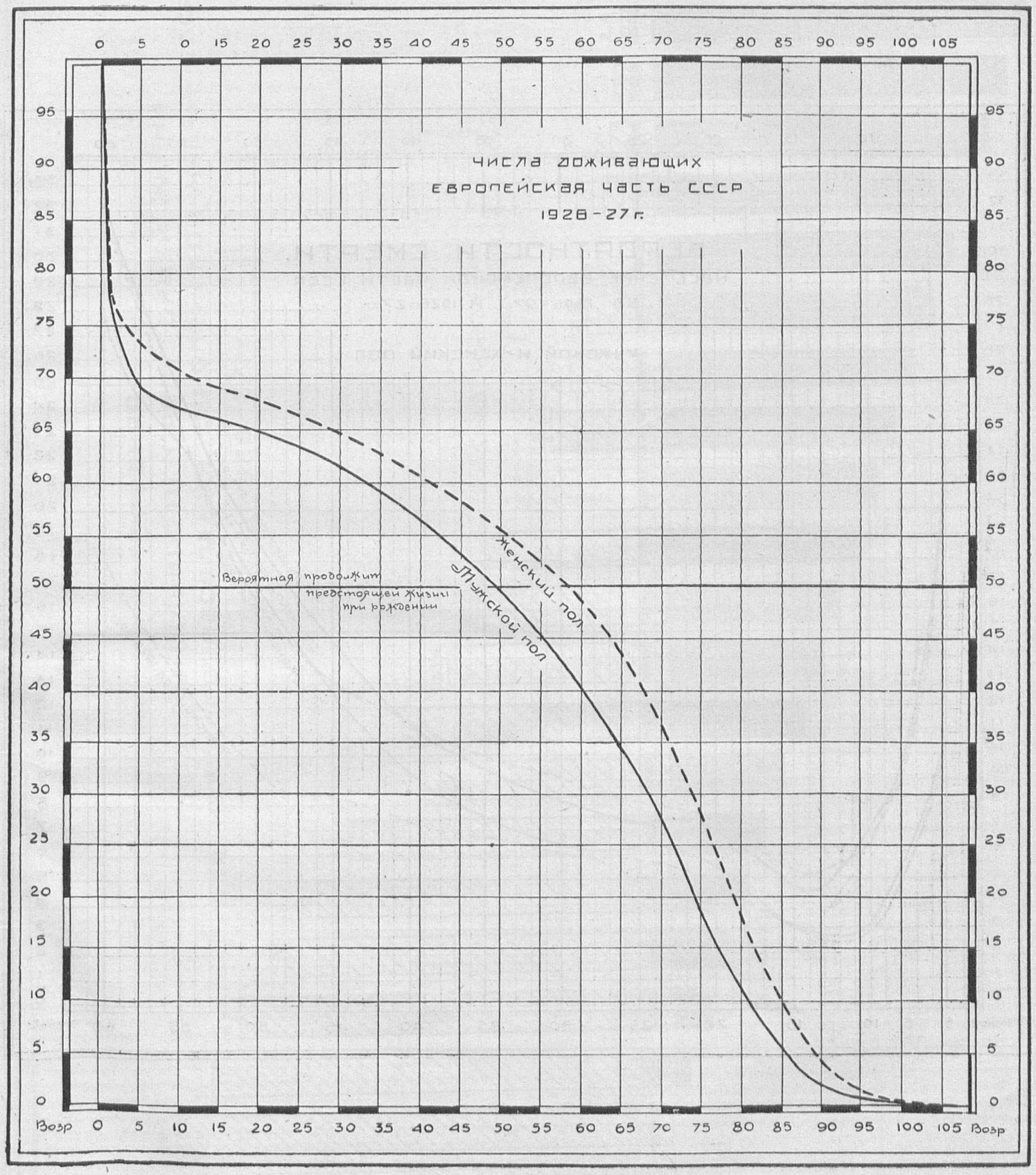
Les probabilités de décès (1000 q_x) à divers âges se montent à:

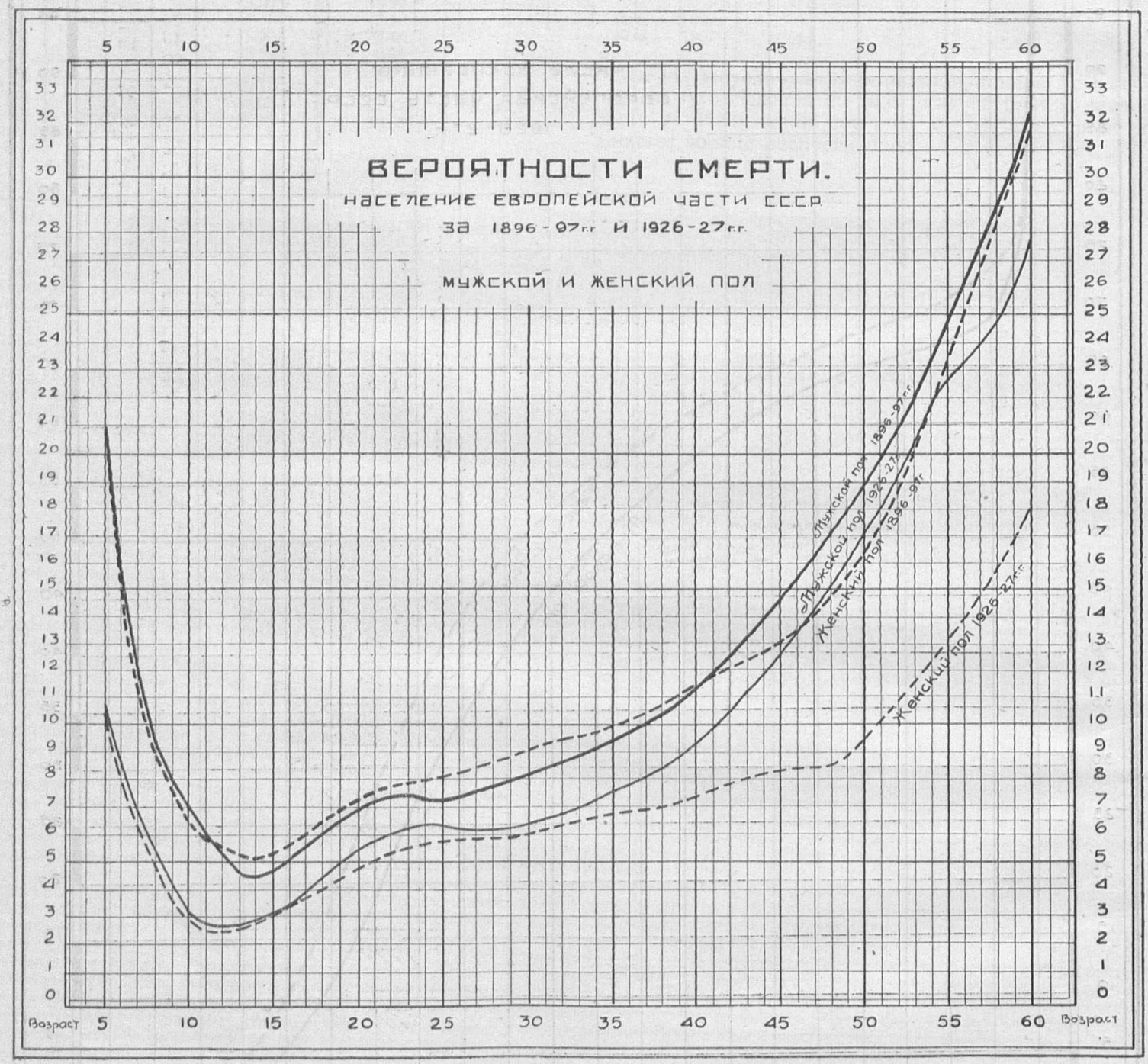
Age	1896 — 1897		1926 — 1927	
	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin
0	294.18	258.00	201.02	172.14
1	98.99	93.59	66.70	60.97
2	57.07	55.18	32.95	30.89
3	36.97	36.57	18.99	18.36
4	27.32	27.54	14.54	14.04
5	20.84	20.79	10.91	10.49
10	6.99	6.62	3.22	2.92
15	4.76	5.31	3.16	3.20
20	6.91	7.03	5.40	4.74
30	8.28	8.94	6.39	6.00
40	11.27	11.39	9.34	7.26
50	19.00	16.29	16.57	9.42
60	32.21	32.00	27.87	18.34
70	68.85	69.93	59.68	45.76

La mortalité de la population urbaine a baissé à un plus haut degré que celle de la population rurale. La vie moyenne à la naissance en RSSF de la Russie et en Bélorussie était de:

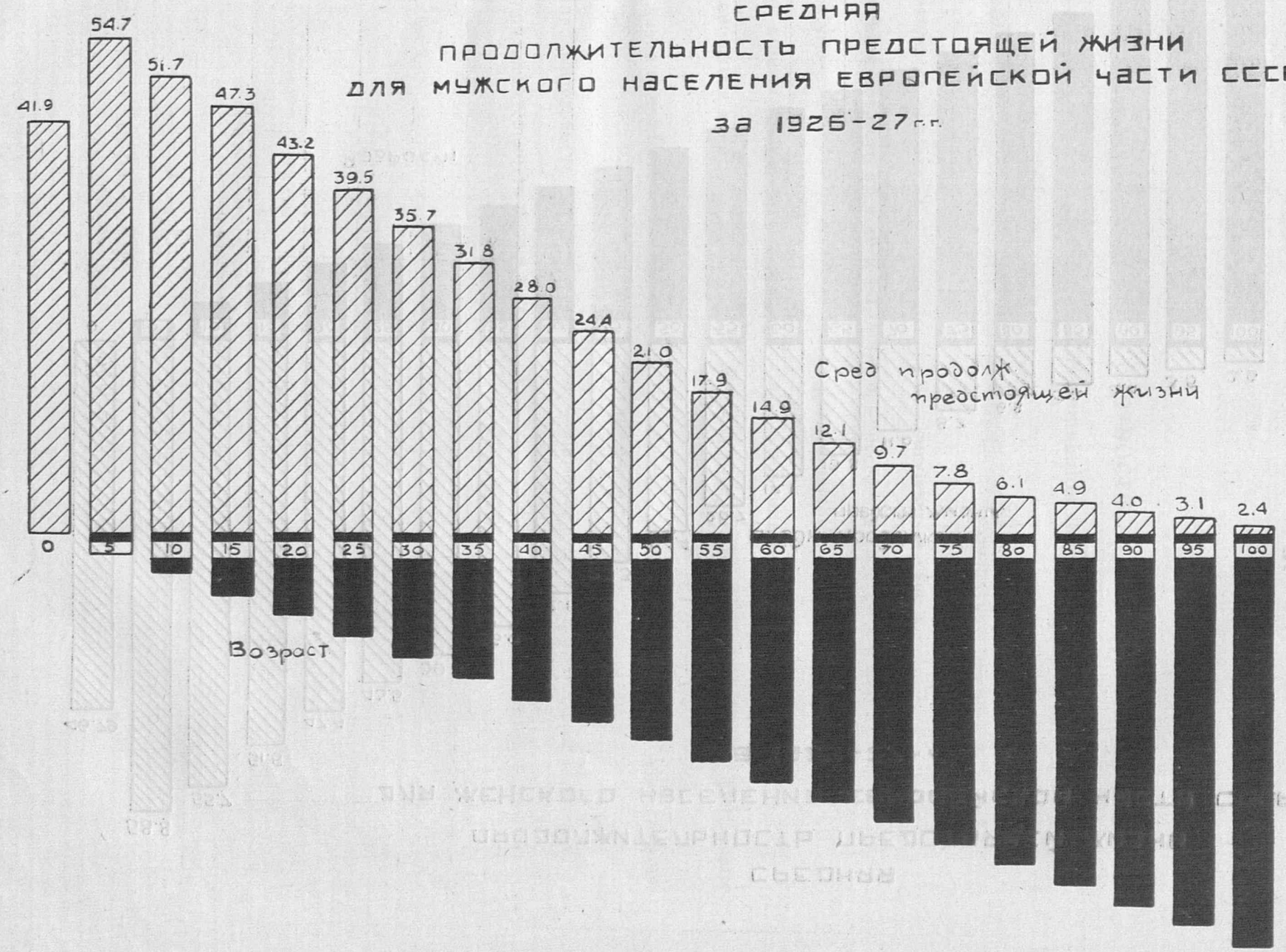
	Population urbaine (36 grandes villes)		Population rurale	
	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin
1896 — 1897	27.62	32.44	29.66	31.66
1926 — 1927	41.43	49.13	40.91	45.97

La vie moyenne de la population urbaine s'est accrue pour le sexe masculin de 13,81 ans et pour le sexe féminin de 16,69, tandis que pour la population rurale ces nombres sont respectivement de 11,25 et de 14,31.


ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ
ЕВРОПЕЙСКАЯ ЧАСТЬ СССР
1926-27 г.
Женский пол
Мужской пол
Вероятная продолжит предстоящей жизни при рождении
Возр
0 5 10 15 20 25 30 35 40 45 50 55 60 65 70 75 80 85 90 95 100 105
0 5 10 15 20 25 30 35 40 45 50 55 60 65 70 75 80 85 90 95


ВЕРОЯТНОСТИ СМЕРТИ.
НАСЕЛЕНИЕ ЕВРОПЕЙСКОЙ ЧАСТИ СССР
ЗА 1896-97гг И 1926-27гг.
МУЖСКОЙ И ЖЕНСКИЙ ПОЛ
Мужской пол 1896-97гг
Мужской пол 1926-27гг
Женский пол 1896-97г
Женский пол 1926-27гг
Возраст
Возраст

СРЕДНЯЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ПРЕДСТОЯЩЕЙ ЖИЗНИ ДЛЯ МУЖСКОГО НАСЕЛЕНИЯ ЕВРОПЕЙСКОЙ ЧАСТИ СССР ЗА 1926–27 гг.



СРЕДНЯЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ПРЕДСТОЯЩЕЙ ЖИЗНИ ДЛЯ ЖЕНСКОГО НАСЕЛЕНИЯ ЕВРОПЕЙСКОЙ ЧАСТИ СССР ЗА 1926-27 гг.