

МОСКОВСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
имени М.В. ЛОМОНОСОВА
ЭКОНОМИЧЕСКИЙ ФАКУЛЬТЕТ

На правах рукописи

Максимов Михаил Антонович

**РЕГИОНАЛЬНЫЕ РАЗЛИЧИЯ СТРУКТУРЫ СМЕРТНОСТИ ПО
ПРИЧИНАМ В РОССИЙСКИХ ПОКОЛЕНИЯХ**

Специальность 5.2.3. Региональная и отраслевая экономика
(экономика народонаселения и экономика труда)

ДИССЕРТАЦИЯ

на соискание ученой степени кандидата экономических наук

Научный руководитель:

к.э.н., доцент

Н.М. Калмыкова

Москва–2026

Оглавление

ВВЕДЕНИЕ	4
Глава 1. Теоретические основы изучения смертности в разрезе поколений	16
1.1. Незавершенность эпидемиологического перехода в России	16
1.2. Понятие и факторы формирования когортного эффекта в смертности	23
1.3. Смертность в России в контексте поколений	31
Глава 2. Методологические подходы к когортному анализу смертности	36
2.1. Инструменты описательного анализа смертности поколений: сетка Лексиса и когортные коэффициенты смертности	36
2.2. Модели «возраст–период–когорта» для анализа смертности	39
2.2.1. Спецификация модели, используемой в исследовании	39
2.2.2. Ограничения APC-анализа применительно к анализу данных российских регионов	42
2.3. Обзор используемых в исследовании методов	46
2.3.1. Обработка статистических данных о смертности	46
2.3.2. Метод декомпозиции изменений демографических величин	52
2.4. Подход к оценке экономических потерь от избыточной смертности, вызванной когортным эффектом.....	55
Глава 3. Когортные эффекты в смертности поколений в России и ее регионах	60
3.1. Связь года рождения со смертностью по причинам в России	60
3.2. Географическая дифференциация когортного эффекта в смертности в России	80
3.2.1. Группировка регионов по динамике когортных эффектов	80

3.2.2. Вклад различий в когортных эффектах в дифференциацию ОПЖ между регионами России	87
3.2.3. Региональные различия когортных эффектов в смертности от отдельных классов причин смерти.....	94
3.3. Экономические потери от избыточной смертности, вызванной когортным эффектом.....	113
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	120
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ.....	123
ПРИЛОЖЕНИЯ.....	143
Приложение 1. Соотношение коэффициентов смертности по основным классам причин смерти в 1999 и 1998 годах	143
Приложение 2. Значения коэффициентов силы когортного эффекта	145
Приложение 3. Графики когортных эффектов в смертности от шести классов причин смерти в регионах России.....	151
Приложение 4. Накопленные экономические потери от избыточной смертности женщин, вызванной когортным эффектом в поколениях 1970–1985 годов рождения по регионам и причине смерти, млн рублей	163
Приложение 5. Накопленные экономические потери от избыточной смертности мужчин, вызванной когортным эффектом в поколениях 1970–1985 годов рождения по регионам и причине смерти, млн рублей	167

ВВЕДЕНИЕ

Актуальность исследования

С начала XXI века в России существенно меняются уровень и структура смертности. Наиболее заметные сдвиги произошли после 2003 г., когда начался устойчивый рост ожидаемой продолжительности жизни при рождении (ОПЖ) в России в целом (в отдельных регионах рост начался только в 2005 году). По данным Федеральной службы государственной статистики, в 2003 г. ОПЖ составляла 65,02 года (58,6 лет для мужчин и 71,9 года для женщин), тогда как к 2019 году она достигла 73,08 года (68,33 года для мужчин и 78,09 года для женщин), что свидетельствует о положительной динамике демографической ситуации в стране. После временного снижения ОПЖ в 2020–2021 гг. в связи с пандемией COVID-19, в 2022 г. снова начался рост этого показателя.

Повышение продолжительности жизни – один из приоритетов социально-экономического развития России. Рост ОПЖ с 2003 г. стал результатом как общих позитивных изменений в экономике, так и реализации национального проекта «Здоровье» (2006–2011 гг.), государственной программы «Развитие здравоохранения» (с 2013 г.), а также национальных проектов «Здравоохранение» и «Демография» (с 2019 г.). Увеличение ожидаемой продолжительности жизни до 78 лет к 2030 г., до 81 года к 2036 г. является одной из национальных целей развития Российской Федерации.

Рост ОПЖ сопровождается ее региональной дифференциацией: по данным официальной статистики в регионах-лидерах в 2019 г. ОПЖ мужчин достигала 74–76 лет (Ингушетия – 76,86 лет, Дагестан – 76,84 лет, Москва – 74,4 года), ОПЖ женщин – 81–82 года (Ингушетия – 82,34, Москва – 81,46 лет, Дагестан – 81,19 год), тогда как в некоторых регионах продолжительность жизни была около 62 лет у мужчин (Тыва, Забайкальский край) и около 72 лет у женщин (Тыва, Чукотский автономный округ, Еврейский автономный округ). Отметим, что для ряда кавказских регионов значения

коэффициентов смертности могут быть занижены из-за завышения численности населения по результатам переписей населения, а следовательно, ОПЖ может казаться выше ее реальных значений. Сохраняются и различия в структуре смертности по причинам, и высокий уровень смертности в трудоспособных возрастах, особенно у мужчин.

Несмотря на рост ожидаемой продолжительности жизни, Россия в 2023 году оставалась страной с одной из самых низких ОПЖ в Европе, более чем на 10 лет отставая от Швейцарии, Италии и Испании, опережая только Молдову (рис. 1).

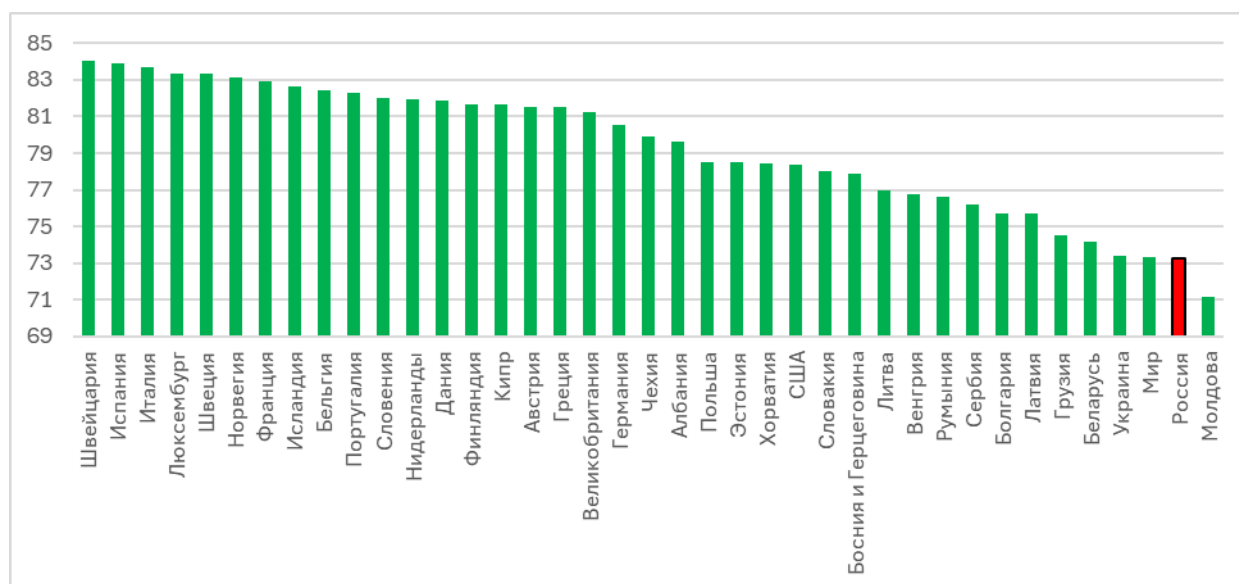


Рисунок 1. Ожидаемая продолжительность при рождении в Европе, США и в мире в целом (для обоих полов) в 2023 г. Источник: составлено автором на основе данных World Bank

Проблема высокой смертности в регионах России в сочетании со значительной дифференциацией ОПЖ остается нерешенной, что вызывает необходимость определения причин региональных различий. В течение каждого года, для которого рассчитывается показатель ОПЖ, представители разных поколений находятся в разных возрастах. Сочетание уровней смертности в этих возрастах в разных поколениях формирует ОПЖ каждого года. Если влияние календарного года на

смертность одновременно живущих поколений одинаково, то смертность в определенных возрастах, например, трудоспособных, в одном поколении, может отличаться от смертности в другом поколении. Такое отличие получило название когортного эффекта, который может быть одной из причин низкой продолжительности жизни. Некоторые поколения имеют более высокие риски смерти, несмотря на общее снижение смертности. Более высокой смертностью отдельных поколений можно объяснить отставание в росте ОПЖ в целом, а также региональные различия.

Степень изученности проблемы

Анализ смертности российских поколений опирается на основные теоретические подходы к изучению смертности в условных и реальных поколениях. Исследования смертности в России представлены в работах отечественных (Е.М. Андреев, М.С. Бедный, А.Г. Вишневский, А.Е. Иванова, Т.П. Сабгайда, В.М. Школьников, С.А. Тимонин, Т.А. Фаттахов, А.Е. Щур и др.) и зарубежных исследователей (B. Anderson, D. Bloom, J. Vallin, D. Leon, F. Meslé, R.B. Silver, F. Willekens и др.).

Исследования, посвященные определению и интерпретации поколенческих различий в уровне смертности, велись такими признанными зарубежными авторами, как R. Case, A. Forsdahl, B. Greenberg, T. Holford, J. Hobcraft, W. Kermack, D. Kuh, S. Preston, N. Ryder, V. Derrick, R. Willets, J. Wilmoth, Y. Yang и др. Исследований смертности в контексте поколений в России не так много, когортный анализ смертности встречается в работах С.В. Захарова, В. Anderson и R.B. Silver, Д.Н. Пустовалова, F. Willekens.

На региональном анализе смертности концентрируются такие авторы, как А.Е. Иванова, Т.П. Сабгайда, С.А. Тимонин, В.М. Школьников, Т.А. Фаттахов, А.Е. Щур и др.

Главную идею когортного анализа изложил Норман Райдер: «каждое поколение приобретает целостность и преемственность благодаря особенному развитию своих членов и собственным устойчивым характеристикам. Поколения различаются по содержанию формального образования, социализации в среде сверстников и уникальному историческому опыту» [Ryder, 1965 с. 843]. Таким образом все поколения различаются между собой своими характеристиками, в том числе и рисками смерти.

Одно из первых исследований различий смертности поколений на российских данных было проведено Б. Андерсоном и Р.Б. Сильвером. По данным 1958–1987 гг. для СССР исследователи построили модель age-period-cohort (APC, «возраст-период-когорта»), при помощи которой показали, что и мужские, и женские поколения, рожденные во время Второй мировой войны, а также когорты мужчин, рожденных незадолго до начала войны, имели повышенные риски смерти [Anderson и Silver, 1989]. Спустя два года Ф. Виллекенс и соавт. подтвердили эти выводы на тех же данных по СССР, используя иную спецификацию APC модели [Willekens и Scherbov, 1991]. В их исследовании также было определено, что все поколения, рожденные после второй мировой войны, имели меньший когортный эффект, чем рожденные во время войны. Дополнительно авторы выявили, что если в СССР в целом поколения, рожденные до 1940-х годов, имеют более низкие риски смерти, чем военные поколения, то когортный эффект отдельно для России стабильно высокий для всех довоенных поколений, в особенности для поколения, рожденного в начале 1930-х годов (поколение, рожденное во время голода в СССР).

В современной российской науке когортный анализ начали активно использовать с конца 1990-х годов. С.В. Захаров одним из первых показал наличие выраженных когортных эффектов в смертности российских мужчин [Захаров, 1999]. Д.Н. Пустовалов на данных за 1959–2012 гг. показал, что когортная компонента особенно высока для мужчин, рожденных в конце 1970-х годов. [Пустовалов, 2015].

В исследовании Т. Смирновой и В. Крутько этот результат был подтвержден [Смирнова и Крутько, 2016].

Немногочисленные исследования посвящены анализу когортных особенностей смертности от отдельных причин. Когортные особенности смертности от рака в России были найдены в работе В.М. Школьников. Исследователи связывают снижение смертности от новообразований в 1990-е гг. с тем, что поколения, достигшие зрелости после Второй мировой войны, имели больший когортный эффект по сравнению с последующими поколениями. [Shkolnikov и др., 1999]. В работе, посвященной смертности от суицидов в России в 1956–2005 гг. [Jukkala, 2017], показано, что наиболее высокий когортный эффект – у поколений, рожденных до 1930-х среди мужчин и до 1910-х годов среди женщин. Для всех последующих поколений когортная компонента смертности от суицидов снижается.

По остальным причинам смерти, а также по регионам когортный анализ смертности в России не проводился, во многом из-за короткого ряда данных по российским регионам. «Однако как ни серьезно выглядят проблемы чистоты российских данных со статистической точки зрения, они кажутся не столь важными по сравнению с проблемой ограниченности периода непрерывного наблюдения.» [Захаров, 1999]. Самые ранние данные доступны за 1989 год, тогда как для когортного анализа, чтобы уловить все особенности смертности, требуется более длинный ряд данных. В связи с этим исследовать поколенческие особенности смертности в регионах России стало возможно только в последние годы.

Цель диссертационного исследования состоит в выявлении различий в смертности поколений в российских регионах, в том числе с учетом вклада основных классов причин смерти.

Достижение поставленной цели предполагает решение следующих задач:

- 1) определить вклад отдельных классов причин смерти в когортный эффект в общей смертности России в целом;
- 2) выявить связь когортных эффектов в смертности с дифференциацией российских регионов по ОПЖ;
- 3) оценить вклад основных классов причин смерти в смертность поколений в российских регионах;
- 4) определить экономические потери от когортного эффекта в регионах России.

Объект исследования

Смертность населения России.

Предмет исследования

Смертность реальных поколений в России.

Теоретико-методологическая база исследования

Теоретическую основу данного диссертационного исследования составляют:

- Теория эпидемиологического перехода А. Omran и ее развитие [Omran, 1971; 1998].
- Теория санитарного перехода [Lerner, 1973; Caselli, 1993].
- Теоретические подходы к определению поколенческих эффектов T. Holford, J. Hobcraft, W. Kermack, D. Kuh, N. Ryder, V. Derrick, J. Wilmoth.

Основные методы, использованные в работе:

- Методы демографического анализа смертности.
- Модели APC (возраст-период-когорта) [Holford, 1983; Carstensen, 2007].
- Методы статистического анализа.

- Методы пошаговой декомпозиции ожидаемой продолжительности жизни и ее межрегиональной дисперсии [Andreev и др., 2002, Timonin и др., 2016].
- Методы оценки экономических потерь от избыточной смертности на основе упущенной выгоды от преждевременной смерти.

Информационная база исследования

1. Данные Российской базы данных по рождаемости и смертности (РосБРС)¹ Центра демографических исследований Российской экономической школы. Были использованы данные о среднегодовой численности населения, возрастных коэффициентах смертности по полу и причине смерти для России в целом за 1959–2022 гг. по пятилетним возрастным группам, о возрастных коэффициентах смертности по полу, региону по однолетним возрастным группам за 1989–2022 гг.

2. Данные статистической формы Федеральной службы государственной статистики России С51 «Распределение умерших по полу, возрастным группам и причинам смерти».

3. Данные Федеральной службы государственной статистики России об ожидаемой продолжительности жизни по полу и регионам России.

4. Данные Федеральной службы государственной статистики России об индексе потребительских цен, среднегодовых денежных доходах, валовом региональном продукте по регионам России.

Научная новизна исследования

1. Впервые выполнена оценка когортного эффекта в смертности от основных классов причин смерти в России для мужчин и женщин. Определены причины смерти, смертность от которых снижается от поколения к поколению, а также причины, от которых смертность в отдельных поколениях росла.

¹ Российская база данных по рождаемости и смертности. Центр демографических исследований Российской экономической школы, Москва (Россия). База данных доступна по адресу <https://www.nes.ru/demogr-fermort-data>.

2. Впервые на российских данных выявлена дифференциация регионов России по когортному эффекту в смертности поколений 1970–1985 годов рождения, оценен вклад этой дифференциации в различия в ожидаемой продолжительности жизни между регионами вплоть до начала пандемии коронавируса.

3. Определен вклад основных классов причин смерти в дифференциацию регионов России по когортному эффекту в смертности.

4. Произведена экономическая оценка потерь от избыточной смертности в России в 2005–2023 гг., вызванной когортным эффектом поколений 1970–1985 годов рождения.

Теоретическая и практическая значимость исследования

1. Теоретическая значимость диссертационной работы заключается в развитии когортного подхода применительно к анализу смертности населения России с акцентом на структуру по причинам смерти. Исследование расширяет понимание возрастных групп с повышенным риском смерти от основных классов причин смерти;

2. Предложенная типология регионов по динамике когортного эффекта и выявление вклада когортных различий в межрегиональную дисперсию ожидаемой продолжительности жизни вносят вклад в развитие подходов к изучению территориальной дифференциации продолжительности жизни;

3. Адаптирована методология расчета экономических потерь от избыточной смертности в реальных поколениях.

Практическая значимость исследования заключается в использовании его результатов при разработке и корректировке государственной демографической и социальной политики, направленной на снижение смертности и повышение ожидаемой продолжительности жизни населения России с учетом дифференциации смертности между поколениями и между регионами. Результаты исследования могут

быть использованы в преподавании таких дисциплин, как «Демография», «Экономика народонаселения», «Методы демографического анализа».

Положения, выносимые на защиту:

1. Выявлен наиболее высокий отрицательный когортный эффект в смертности от болезней системы кровообращения, внешних причин, инфекционных заболеваний и болезней органов пищеварения у российских поколений 1970–1985 годов рождения и когортный эффект в смертности от новообразований и болезней органов дыхания – у поколений 1950-х годов рождения. Женские поколения имеют более высокие когортные эффекты в смертности от инфекционных заболеваний, тогда как мужские поколения имеют более высокие риски смерти от болезней системы кровообращения.

2. Выделены 4 группы регионов России в зависимости от различий динамики когортного эффекта в смертности поколений 1970–1985 годов рождения. В регионах первой группы когортный эффект стабильно снижается, второй группы – стабилен, третьей группы – незначительно растет, а в регионах четвертой группы наблюдается заметный рост когортного эффекта. Смертность мужских поколений в большинстве регионов соответствует второй и четвертой группам, женских – третьей и четвертой группам. Деление регионов на группы оказывается значимым: межгрупповая дисперсия ОПЖ при рождении в регионах России и ее доля в общей дисперсии возрастают по мере вступления в средние трудоспособные возраста поколений 1970–1985 годов рождения. Соответствующие возрастные группы вносят положительный вклад в изменение межгрупповой дисперсии. У женщин этот эффект менее заметен, что может быть связано как с низкой смертностью женщин в трудоспособных возрастах, так и с тем, что когортный эффект может компенсироваться положительным эффектом периода.

3. Когортные эффекты в смертности по основным классам причин смерти существенно различаются между регионами России. Наибольшие различия

наблюдаются в смертности от болезней органов пищеварения, инфекционных заболеваний и внешних причин, эти причины в первую очередь могут объяснить дифференциацию когортных эффектов в смертности в регионах.

4. Накопленные экономические потери от избыточной смертности женщин и мужчин, вызванной когортным эффектом, с 2005 по 2023 годы составили 0,17% и 0,27% суммарного регионального ВРП соответственно. Основным источником потерь – смертность от инфекционных заболеваний и болезней системы кровообращения, также высокая доля экономических потерь от избыточной смертности мужчин вызвана внешними причинами. Высокие потери, вызванные смертностью от болезней системы кровообращения, связаны не только с когортным эффектом, а скорее с тем, что это лидирующая причина смерти в России. Низкие потери от избыточной смертности, связанной с болезнями органов пищеварения, несмотря на высокий когортный эффект, обусловлены невысоким числом смертей от этой причины. Экономические потери дифференцированы по регионам России, наибольшие потери выявлены в Кемеровской и Свердловской областях.

Соответствие диссертации паспорту научной специальности.

Работа выполнена в соответствии с паспортом специальности 5.2.3. Региональная и отраслевая экономика. По пунктам:

8.1. Народонаселение как субъект и объект экономических отношений. Экономические, институциональные и социо-культурные детерминанты динамики демографических процессов. Взаимосвязь демографического и экономического поведения. Концепция человеческого развития.

8.3. Поколенческое изменение демографических и социально-экономических процессов. Межпоколенческие трансферты доходов и ресурсов. Экономика старения населения.

8.6. Экономика здоровья. Здоровье как компонент человеческого капитала. Влияние здоровья народонаселения на экономическое развитие.

Апробация и реализация результатов исследования

Основные положения и результаты исследования были представлены на конференциях и научных семинарах, в том числе:

- Международная конференция студентов, аспирантов и молодых ученых «Ломоносов 2024» (Экономический факультет МГУ), апрель 2024 года;
- Международные студенческие Смольные чтения (СПбГУ), апрель 2024 года;
- Международная конференция памяти Ж.А. Зайончковской "Демографические изменения, миграция и расселение населения" (НИУ ВШЭ), 11–12 декабря 2024 года;
- Ломоносовские чтения (Экономический факультет МГУ), 10 апреля 2025 года;
- XXV Ясинская (Апрельская) международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества (НИУ ВШЭ), 16 апреля 2025 года;
- Конференция «Формирование транспортных систем и социально-экономическое развитие городских агломераций» (ИПРЭ РАН), 28–29 мая 2025 года;
- Демографическая секция Центрального Дома Ученых РАН, 29 мая 2025 года;
- Научный семинар лаборатории экономики народонаселения и демографии экономического факультета МГУ, 19 июня 2025 года;
- Международная конференция XII Валентеевские чтения «Демографические процессы в условиях глобальных вызовов» (Экономический факультет МГУ), 23 октября 2025 года.

По теме исследования опубликованы (лично и в соавторстве) 6 статей в рецензируемых научных изданиях, соответствующих требованиям п. 2.3 Положения о присуждении ученых степеней в Московском государственном университете имени М.В. Ломоносова по экономическим наукам.

Структура и объем диссертационного исследования

Диссертация состоит из введения, трех глав и заключения. В работе содержится 55 рисунков, 5 таблиц и 5 приложений. Список литературы включает 163 источника. Общий объем диссертации составляет 170 страниц.

Глава 1. Теоретические основы изучения смертности в разрезе поколений²

1.1. Незавершенность эпидемиологического перехода в России

За последние два столетия продолжительность жизни людей во всем мире значительно выросла. В экономически развитых странах Европы, в США, Японии ОПЖ увеличилась почти в два раза, с 30–45 лет в середине XIX века до 80 лет в начале XXI века [Horiuchi, 2013]. Увеличение продолжительности жизни исследователи связывают с изменениями в системе здравоохранения и научными достижениями в медицине [Omran, 1998]. Рост продолжительности жизни в середине XX века наблюдался и в России, но, начиная с середины 1960-х годов рост замедлился, а в некоторые периоды наблюдалось снижение ОПЖ, в то время как в других европейских странах рост продолжился (рис. 2).

² В главе используются материалы из следующих публикаций автора:

Максимов М.А. Региональные различия смертности в России: когортные эффекты // Вопросы статистики. – 2025. – Т. 32. – №. 3. – С. 62-80.

Maximov M.A. Cohort Effects in HIV and Tuberculosis Mortality in Russia // Population and Economics. – 2025. – Т. 9. – №. 4. – С. 115-127

Максимов М.А. Связь года рождения со смертностью российских поколений // Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика. – 2025. – Т. 60. – №. 5. – С. 320–352

Максимов М.А. Когортный эффект в смертности в регионах России: экономические потери. // Демографическое обозрение. – 2025. – Т. 12. – №. 4. – С. 45–71.

Калабихина И.Е., Максимов М.А. Гендерный разрыв демографических потерь во время пандемии коронавируса: почему в России потери женщин в ожидаемой продолжительности жизни больше, чем у мужчин // Государственное управление. Электронный вестник. – 2023. – №. 97. – С. 26–41.

Maximov M.A., Migunov N.V. Socio-economic and Demographic Factors of Excess Mortality Due to the Coronavirus Pandemic in Regions of Russia // Population and Economics. – 2025. – Т. 9. – №. 1. – С. 129–154.

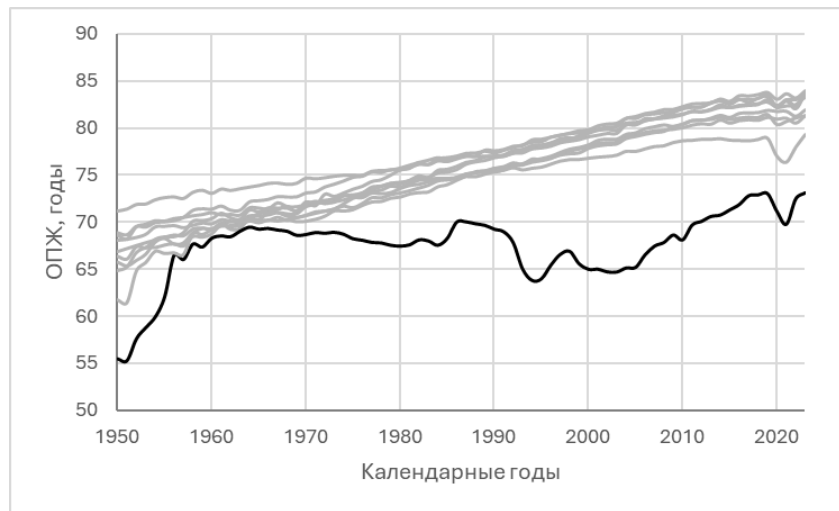


Рисунок 2. Ожидаемая продолжительность жизни при рождении в России, США и некоторых странах Европы. Черная линия – Россия. Источник: составлено автором на основе данных Human Mortality Database

В 1971 г. А. Омран сформулировал теорию, описывающую стадии, через которые проходит общество в процессе изменения смертности, названную им «концепцией эпидемиологический переход» [Omran, 1971]. В 1998 г. концепция была им дополнена еще двумя стадиями [Omran, 1998]. Согласно этой теории, экономически развитые страны проходят через 5 этапов эпидемиологического перехода.

1. Эпоха эпидемий и голода. На этой стадии основной причиной смертности являлись инфекционные заболевания, младенческая смертность составляла около одной смерти на пять новорожденных. На этой стадии регулярно происходили шоки смертности, связанные с пандемиями, войнами и неурожаями.
2. Эпоха отступающих пандемий. Этот этап характеризуется прекращением глобальных эпидемий. Смертность начинает постепенно снижаться, ОПЖ растет, достигая 40–50 лет, тем не менее преобладающей причиной смерти все еще являются инфекционные заболевания. Система здравоохранения остается

слабо доступной, но постепенно начинают улучшаться санитарные условия. К концу этого этапа снижается смертность от туберкулеза и начинает увеличиваться роль дегенеративных заболеваний.

3. Эпоха дегенеративных заболеваний. Эта эпоха характерна ростом смертности от болезней системы кровообращения и новообразований, инфекционные заболевания берутся под контроль – смертность и заболеваемость от них значительно снижается. Продолжительность жизни вырастает до 75 лет. Меняется образ жизни людей, что приводит к распространению хронических заболеваний. На этом этапе система здравоохранения становится общедоступной, к концу начинает стабилизироваться смертность от БСК.
4. Эпоха новых заболеваний. Во время этой стадии смертность от БСК и новообразований начинает снижаться, тем не менее остается ведущей причиной смерти. Инфекционные заболевания начинают возвращаться – как старые, вызванные возбудителями, устойчивыми к современным лекарственным препаратам, так и новые, например болезни, вызванные ВИЧ. Заболеваемость хроническими заболеваниями при этом остается высокой.
5. Эпоха парадоксального долголетия. Эта стадия гипотетическая, А. Омран предполагал, что в итоге начнет снижаться смертность от всех заболеваний, уровень жизни повысится, продолжительность жизни значительно вырастет.

Эта концепция рассматривалась исследователями как часть концепции «санитарного перехода», которая не только описывает изменения в структуре причин смертности, но и стремится объяснить эти изменения социально-экономическими и медицинскими детерминантами [Lerner, 1973; Casseli, 1995]. Концепция эпидемиологического перехода также была расширена идеей обратного перехода: «обратный переход, или откат, может иметь место при ухудшающейся ситуации» [Омран, 2019, с. 182]. Увеличение смертности в России в 1990-е гг. может считаться примером такого перехода [Семенова, 2005].

В России процесс эпидемиологического перехода и связанного с ним изменения продолжительности жизни проходил разными темпами на протяжении всего XX века, особенно противоречивыми являются тенденции второй половины XX века. В первой половине XX века ОПЖ в России росла очень быстрыми темпами (особенно после Великой Отечественной войны) – ОПЖ мужчин и женщин с 1930 по 1960 г. выросла на 29 лет и 44 года соответственно [Андреев и др., 1998, с. 136]. Однако уже между 1960 и 2016 гг. ОПЖ мужчин выросла всего на 2,9 лет, а женщин – на 5 лет, тогда как за тот же промежуток времени в развитых западных странах ОПЖ мужчин выросла в среднем на 11 лет, а женщин – на 10 лет [Вишневский и Щур, 2019]. Практически сравнявшись с ОПЖ развитых стран к середине 1960-х гг., ОПЖ в России практически перестала расти, а в определённые периоды времени (первая половина 1990-х гг. и первая половина 2000-х гг.) даже снижалась, тогда как в странах Западной Европы ОПЖ продолжала расти [Вишневский и др., 2016]. Схожая тенденция наблюдалась в большинстве стран Восточной Европы [Mesle, 2004].

Быстрый рост ОПЖ к 1960 г. в первую очередь был связан с распространением антибиотиков, вакцинации и повышением доступности первичной медицинской помощи для населения (система прикрепления к поликлиникам и т. п.), что позволило стремительными темпами сократить смертность от инфекционных заболеваний. К началу 1960-х гг. в России фактически закончился переход от этапа преобладания инфекций к этапу преобладания хронических и дегенеративных заболеваний в структуре причин смерти [Милле и Школьников, 1999].

После 1960 г. в России начала расти смертность от болезней системы кровообращения, хотя смертность от инфекций продолжала снижаться [Mesle, 1996]. Стандартизированный коэффициент смертности (СКС) к 1985 г. значительно вырос для таких причин смерти, как болезни системы кровообращения, внешние причины смерти, болезни органов пищеварения. Наряду с инфекционной смертностью продолжала снижаться смертность от новообразований (в первую очередь за счет

снижения смертности от рака желудка [Заридзе и др., 2018], тогда как смертность от других видов рака росла) и болезней органов дыхания (при этом снижение СКС от болезней органов дыхания (БОД) началось только в середине 1970-х гг.) [Shkolnikov и др., 2004].

Основной вклад в рост смертности от внешних причин вносили отравления алкоголем. Смертность от алкогольных отравлений росла вплоть до начала 1980-х гг. и в городском, и в сельском населении [Андреев и Чурилова, 2024]. В 1985 г. началась антиалкогольная кампания, что привело к значительному снижению смертности практически от всех причин – ОПЖ мужчин с 1985 по 1987 гг. выросла примерно на 2 года. С 1987 г. ОПЖ снова начала медленно снижаться, одновременно с этим возобновился рост смертности, обусловленной потреблением алкоголя [Милле и Школьников, 1999].

С распадом СССР произошел резкий скачок смертности: в 1994 г. по сравнению с 1987 г. ОПЖ мужчин и женщин упала на 7,5 лет и на 3,2 года соответственно, после чего последовал очередной период роста ОПЖ, который вновь прервался в 1998 г. В этот период в России значительно выросла смертность от всех причин, кроме новообразований. Последний факт может служить подтверждением, что резкое падение ОПЖ в начале 1990-х гг. не обусловлено проблемами со сбором статистики, а вызвано именно ростом смертности [Leon и др., 1997]. Основной вклад в падение ОПЖ в этот период вносила смертность от болезней системы кровообращения и внешних причин, особенно у мужчин [Вишневский, 2015].

С 2005 г. в России начался период быстрого роста продолжительности жизни: с 2005 по 2019 гг. ОПЖ мужчин выросла на 10 лет, женщин – на 7 лет. В 2020 г. началась пандемия COVID-19, из-за которой ОПЖ женщин упала на 3,66 года, а мужчин – на 2,6 года в 2021 г. [Калабихина и Максимов, 2023], более сильное снижение ОПЖ женщин может быть связано с тем, что изначально женская смертность была гораздо более низкой. При этом избыточная смертность во время пандемии коронавируса

была значительно дифференцирована между регионами. Снижение ОПЖ также было неравномерным [Maximov и Migunov, 2025]. В России в это время сокращалась смертность практически от всех причин, за исключением болезней органов пищеварения (рис. 3).

В 2020 г. по сравнению с 1990 г. смертность от болезней пищеварения выросла примерно в 3 раза [Коссова, 2023] и на данный момент занимает 4 и 3 место в структуре смертности по причинам мужчин и женщин соответственно. Это можно связать с изменениями в структуре и режиме питания населения, а также с увеличением потребления алкоголя в России в 1990-е гг., имевшими отсроченные последствия для здоровья.

Противоречивые тенденции также демонстрирует динамика смертности от инфекционных заболеваний. Если мужская смертность снижается, то женская, наоборот, растет. Исследователи объясняют эту особенность тем, что в мужской смертности от инфекций долгое время доминировал туберкулез, смертность от которого значительно выросла в 1990-е гг., тогда как женщины болели туберкулезом в меньшей степени [Шилова, 2018]. В XXI веке туберкулез в структуре инфекционных причин смерти постепенно вытесняется смертностью от ВИЧ-ассоциированных причин. Заболеваемость и мужчин, и женщин болезнями, вызванными ВИЧ, примерно одинаковая, хотя женщины, возможно, болеют более интенсивно [Покровский и др., 2017; Полибин и др., 2017]. Смертность от болезней, вызванных ВИЧ, к середине 2010-х гг. стала одной из самых заметных причин смерти в трудоспособных возрастах (особенно в группе 30–45-летних).

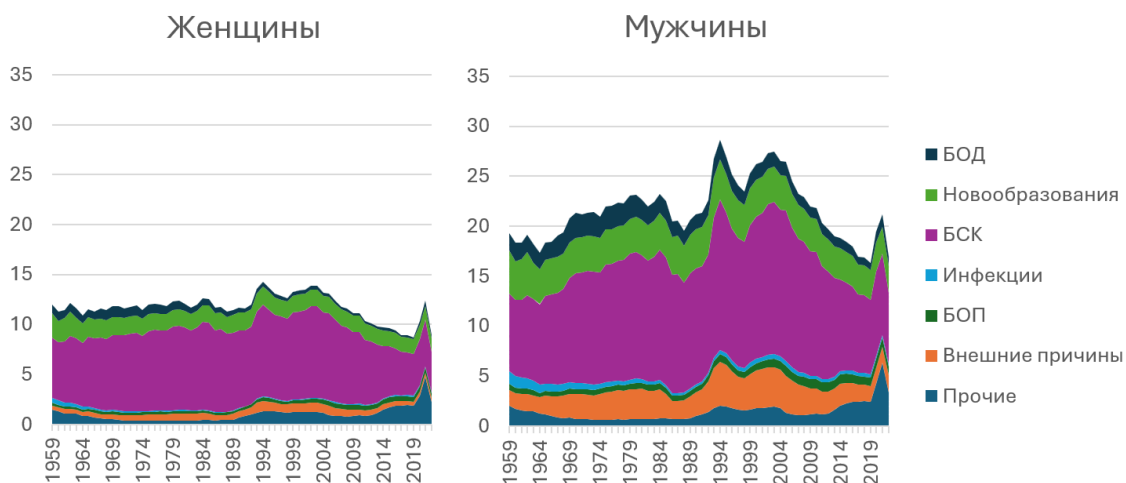


Рисунок 3. Структура по причинам стандартизированного коэффициента смертности для мужчин и женщин, %. Источник: составлено автором на основе данных РосБРИС

Смертность от новообразований в современный период снижается, хотя и не очень быстрыми темпами, наблюдается тенденция постарения смертности от этой причины. Несмотря на это смертность от новообразований все еще характеризуется повышенными значениями в детских и трудоспособных возрастах, что качественно отличает российскую смертность от этой причины от ситуации в развитых странах [Фаттахов и др., 2021].

Смертность от БОД продолжала снижаться, за исключением периода пандемии COVID-19, что свидетельствует об улучшении условий жизни и расширении профилактических мер. Тем не менее, заболеваемость БОД в некоторых регионах страны росла. Например, с 2015 по 2018 гг. в Дальневосточном федеральном округе заболеваемость и смертность от пневмонии несколько выросли, что отразилось в замедлении снижения общей смертности [Быстрицкая и Биличенко, 2021].

Одна из главных особенностей российской смертности – сверхсмертность в трудоспособных возрастах. Несмотря на положительные тенденции в указанные годы, нельзя утверждать, что эта проблема преодолена. По оценкам А. Щура и соавт.

согласно кривой дожития 2019 года до 60 лет не доживают 29% процентов мужчин и 11% женщин, что незначительно отличается от ситуации конца 1960-х и 1980-х гг. Кроме того, меняется структура смертности в трудоспособных возрастах – на место алкоголь-ассоциированных и прочих внешних причин смерти приходят инфекционные заболевания, особенно болезни, вызванные ВИЧ [Щур, 2023]. При такой неблагоприятной динамике структуры смертности существуют резервы снижения смертности в трудоспособных возрастах.

ОПЖ при рождении в России росла неравномерно по регионам. С.А. Тимонин и соавт. показали, что одновременно идут процессы конвергенции и дивергенции регионов России по значениям ОПЖ [Timonin и др., 2017]. А.Е. Иванова и соавт. показали, что дифференцирована между регионами не только общая смертность, но и структура смертности по причинам [Иванова и др., 2011]. Сложившаяся дифференциация регионов по уровню смертности свидетельствует о наличии в России резервов для снижения смертности [Иванова, 2022].

Таким образом в России процесс эпидемиологического перехода оказался незавершённым: несмотря на успехи в развитии систем здравоохранения и социального обеспечения смертность от БСК и внешних причин все еще остается высокой в трудоспособных возрастах [Вишневыский, 2015]. Это заставляет искать причины неблагоприятных темпов сегодняшнего роста ОПЖ не в современной ситуации, а в истории поколений [Пустовалов, 2015; Смирнова и Крутько, 2016].

1.2. Понятие и факторы формирования когортного эффекта в смертности

Любое событие в демографии можно определить при помощи трех координат времени – календарное время, в которое произошло событие, возраст, в котором с человеком произошло событие, и год рождения человека, с которым произошло событие. Каждая из «координат» времени может по-своему влиять на смертность: существуют отдельно эффекты возраста, календарного года и когорты. Значение

каждого из эффектов хорошо иллюстрируется художественным диалогом, автором которого является Е. Сузуки [Suzuki, 2012, с.482].

«А: Я никак не могу избавиться от чувства усталости. Наверное, я просто старею. [Эффект возраста].

Б: Как вы думаете, это стресс? В этом году дела идут неважно, и вы позволили своей усталости накопиться. [Эффект периода].

А: Может быть. А что насчет Вас?

Б: Вообще-то, я тоже устала! Мое тело кажется очень тяжелым.

А: Ты шутишь. Вы еще молоды. В твоем возрасте я мог работать целыми днями.

Б: О, правда?

А: Да, молодые люди в наше время быстро начинают ныть. Мы были не такими. [Эффект когорты]»³

Один из основных показателей, который используется для оценки уровня смертности в календарном году, – ожидаемая продолжительность жизни при рождении. ОПЖ является интегральным показателем, построенным на основе возрастных коэффициентов смертности. Эти коэффициенты в календарном году отражают специфику смертности реальных поколений, проживающих один и тот же календарный год в разных возрастах. Иллюстрацию можно увидеть на рис. 4.

³ Переведено с английского с оригинала Suzuki E. Time changes, so do people // Social Science & Medicine. – 2012. – Т. 75. – № 3. – С. 452-456.

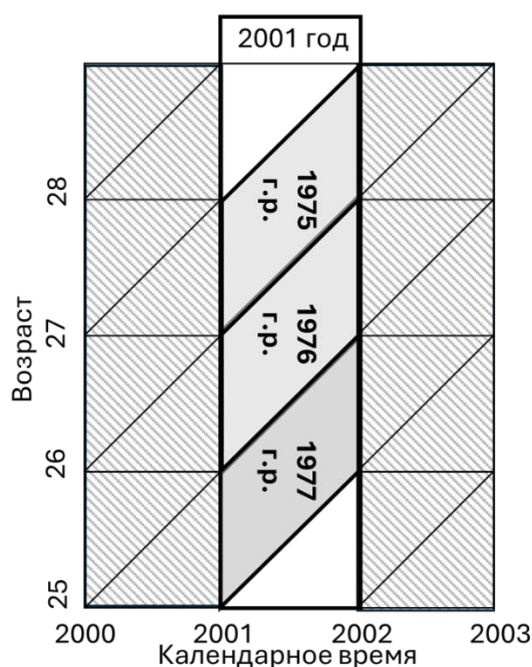


Рисунок 4. Поколения разных лет рождения в 2001 году на сетке Лексиса.

Источник: построено автором

Эффект возраста можно считать усредненным риском умереть для людей, проживающих в одном и том же регионе. Влияние эффекта периода возникает в результате воздействия специфических факторов календарного года: например, рост смертности в России в период экономического кризиса 1990-х гг. или во время пандемии COVID-19 в 2020–2022 гг.; снижение смертности вследствие антиалкогольной кампании 1980-х гг. Но даже в благоприятные с точки зрения снижения смертности календарные годы ОПЖ может стагнировать, что связано с эффектом различных когорт – реальных поколений, имеющих разные возрастные паттерны интенсивности смертности.

Например, на данных о смертности в Японии было показано, что ускорение роста продолжительности жизни после Второй мировой войны было вызвано когортными эффектами поколений, родившихся в конце 1900-х – начале 1910-х гг. [Willets, 2004], а в Британии быстрый рост ОПЖ во второй половине XX века связан с более низкой смертностью поколений 1930-х годов рождения [Richards, 2008].

Напротив, в Дании во второй половине XX века значительно замедлились темпы роста ОПЖ женщин, что исследователи объясняли повышенной смертностью поколений, рожденных в 1915–1940 гг. По мере выхода этих поколений из трудоспособного возраста рост ОПЖ в Дании восстановился [Lindahl-Jacobsen и др., 2016]. На данных о смертности в Испании было продемонстрировано, что поколения, рожденные между 1940 и 1970 гг., имели более высокий риск смерти, что привело к замедлению роста ОПЖ в Испании в 1980–1990-е гг. [Cleries и др., 2009]

Таким образом, изучение закономерностей смертности может идти в трех разных разрезах – с точки зрения влияния возраста индивида, событий календарного года и пережитого опыта поколения.

Первый подход к интерпретации когортного эффекта в литературе получил название *generation effect*. Различия в смертности поколений связываются с условиями жизни матери в период беременности и условиями жизни в раннем детстве. Согласно этой теории, более высокая смертность в детстве ассоциируется с более высоким уровнем смертности во взрослом возрасте [Beltrán-Sánchez и др., 2012]. Одним из первых поколенческие различия в динамике смертности выделил У. Деррик в 1927 году. При изучении значительного снижения смертности в Англии в течение второй половины XIX–начала XX века он заметил, что смертность в разных возрастах одного и того же поколения менялась практически синхронно, что подтолкнуло его к выводу о том, что один из факторов изменения смертности – когортный эффект, связанный с условиями жизни в момент рождения и раннем детстве, а не только результат успешной политики в области здравоохранения на протяжении второй половины XIX века [Derrick, 1927]. В 1934 г. В. Кермак и соавт. предприняли попытку разложить возрастные коэффициенты смертности в Британии и Швеции на два независимых эффекта – эффект возраста и года рождения. Ими было показано, что флуктуации в коэффициентах смертности вызваны именно эффектом года рождения, тогда как очищенные от этого эффекта коэффициенты подчиняются закону Гомпертца

[Kermack и др., 1934]. В. Кермак приходит к выводу, что уровень смертности формируется преимущественно условиями ранней жизни и сохраняется на протяжении всей жизни когорт. В то же время М. Гринвуд, не отрицая значимости условий детства для формирования паттернов возрастной смертности, подчеркивал важность учета воздействия факторов взрослой жизни на состояние здоровья [Greenwood, 1936].

У. Фрост отмечал снижение смертности от туберкулеза в США от поколения к поколению. Им была выдвинута гипотеза, что эти изменения связаны с увеличением устойчивости к возбудителю заболевания у более поздних поколений из-за изменений в паттернах распространения туберкулеза [Frost, 1939]. Аналогичный результат продемонстрировал К. Андворд на норвежских данных [Andvord, 1930]. В 1950 г. модель была расширена Б. Гринбергом за счет добавления третьего эффекта – эффекта периода. При помощи этой модели было показано, что межвоенные поколения характеризуются более низкой смертностью от сифилиса по сравнению с предшествующими поколениями [Greenberg, 1950].

Переход от интерпретации, согласно которой основой для формирования когортного эффекта было влияние факторов детства, к модели, ориентированной на образ жизни взрослых, был осуществлен в послевоенные десятилетия и получил название «lifestyle model». Прогнозы смертности, основанные на концепции постепенного снижения уровня смертности от поколения к поколению вследствие улучшения условий жизни в детском возрасте, не смогли объяснить неожиданный рост смертности от ишемической болезни сердца и рака лёгких у мужчин трудоспособного возраста в 1950–1960-х гг. [Case, 1956; Morris, 1960; Smith и Marmot, 1991]. Фокус анализа сместился с вопроса «что пошло не так в детстве?» на проблему «какие поведенческие и социальные факторы во взрослой жизни способствуют повышенному риску смертности?».

Этот подход обобщил в 1965 г. Н. Райдер. По его мнению, «эффект когорты» возникает из-за того, что различные поколения встречаются в разном возрасте с «трансформациями общественного мира», из-за чего они оказывают разное влияние на когорты [Ryder, 1965]. Н. Райдер отмечает, что социальные изменения обусловлены не просто биологической сменой поколений, а теми историческими и социальными условиями, в которых эти когорты развиваются.

В 1970-х гг. в Европе и других развитых странах стартовала кардиоваскулярная революция, и начала снижаться смертность от болезней системы кровообращения [Mesle и др., 2003]. Модели, основанные исключительно на факторах риска взрослой жизни, оказались неспособны объяснить это снижение смертности, исследователи снова стали искать объяснение в раннем опыте поколений. А. Форсдахи на данных для Финляндии показал, что важными факторами смертности от ишемической болезни является низкий уровень жизни и несбалансированное питание на протяжении детского возраста [Forsdahi 1977, 1978]. Д. Баркер и соавт. в ряде работ показали, что высокая младенческая и материнская смертность являются предикторами более высокой смертности у этих поколений [Barker и Osmond, 1987; Barker и др., 1989]. В начале 1990-х гг. начинает формироваться теория «фетального программирования», предполагающая связь особенностей смертности поколений с факторами детского периода жизни [Law и др., 1992; Lucas и др., 1999]. Критика такого подхода состояла в том, что плохие условия в детстве являются не причиной собственно когортного эффекта, а скорее причиной сохранения социальной и экономической депривации во взрослой жизни [Kuh and Smith, 1993].

И. Бен-Шломо предложил гипотезу, согласно которой поколения, которые проживали свое детство в условиях низкого уровня жизни, – это те же поколения, которые испытывали низкий уровень жизни и во всех других возрастах [Ben-Shlomo и Smith, 1991]. Д. Кух и соавт. указывают, что анализ смертности должен быть сосредоточен не только на событиях раннего детства или какого-то конкретного

периода жизни индивидов, а на всем жизненном цикле. Они указывают, что «различные факторы на протяжении жизни, независимо, кумулятивно и интерактивно, влияют на результаты здоровья в дальнейшей жизни» [Kuh и Hardy, 2002]. О важности анализа по когортам указывает и Дж. Хобкрафт с соавт.: по их мнению анализ смертности различных населений подтверждает важность детского опыта для анализа смертности в последующих возрастах [Hobcraft и др., 1982]. Кроме того, они указывают, что когортный эффект является проявлением особенностей воздействия событий календарного года на поколение как «непрерывно накапливающийся когортный эффект» [Hobcraft и др., 1982, с.11]. Было показано, что условия жизни в раннем возрасте связаны со смертностью от таких причин, как болезни системы кровообращения, бронхиты, инфекции, некоторые виды рака [Elo и Preston, 1992].

Тем не менее, пример британской «Золотой когорты» (поколения 1925 – 1934 годов рождения) демонстрирует, что плохие условия жизни в период детства и юности не обязательно влекут за собой повышенную смертность этих поколений. Смертность поколений, рожденных между 1925 и 1934 гг. в Англии и Уэльсе, снижалась быстрее по сравнению со смертностью поколений, рожденными до или после этого десятилетия [Richards, 2008, Murphy, 2009]. Такой эффект является необычным, поскольку эти поколения в детстве испытывали на себе неблагоприятные условия жизни, связанные с последствиями Первой мировой войны, Великой депрессии и Второй мировой войны. Более низкие уровни смертности у этих поколений объясняются тем, что на протяжении всей их жизни они были «защищены» государством – они были подростками во время Второй мировой войны, когда нормы продовольствия для детей в Британии были выше, чем у людей других возрастов, на протяжении первого послевоенного двадцатилетия эти же поколения смогли получить большие бонусы от улучшения состояния здравоохранения в Британии [Willets, 2004; Niam и Dorling, 2024].

Таким образом, существует несколько подходов к интерпретации когортных эффектов, краткая характеристика каждого из подходов сформулирована в табл. 1.

Таблица 1. Основные подходы к интерпретации когортных эффектов.

Подход	Основной тезис	Недостатки
Generation Effect	Формирование образа жизни под влиянием условий жизни в детстве и юности	Трудности отделения когортных эффектов от возрастных и периодных
Фетальное программирование	Биологическое «программирование» организма в условиях раннего детства	Игнорируются эффекты последующей социальной среды и поведения
Life Risk Model	Последовательное воздействие неблагоприятных факторов (бедность, стресс, поведение)	Трудность в учёте всех факторов и их совместного действия
Life Cycle Model	В некоторые периоды жизни люди особенно уязвимы к внешним воздействиям	Не всегда ясно, какие периоды являются критическими

Источник: составлено автором на основе обзора литературы.

В современной литературе наблюдается тенденция к комплексной интерпретации когортного эффекта с использованием совокупности подходов. Исследователи подчеркивают значимость факторов, влияющих на здоровье реальных поколений на протяжении всей жизни, таких как табакокурение, употребление алкоголя, хроническая бедность и социальная депривация. Такой подход отражает

синтез идей моделей накопления рисков, жизненного цикла и генетических поколенческих различий.

1.3. Смертность в России в контексте поколений

Анализ смертности по поколениям в России начался не так давно. В советской научной литературе одно из немногих упоминаний влияния прожитых в прошлом событий на здоровье человека встречается в работах М.С. Бедного: «Человеческий организм, ..., обладает рядом характеристик, ..., которые определяются генетическими факторами и предшествующим влиянием окружающей среды» [Бедный, 1972, с.181]. В одной из последующих работ он явным образом указывал на возможный когортный эффект в смертности при анализе смертности в СССР в 1965–1977 гг.: «... в современном составе населения представлены когорты людей, неравнозначные по своей жизнеспособности по сравнению с теми когортами, которые были в составе населения, например, по данным переписи 1959 г.» [Бедный, 1979, с.121]. В остальном в советский период анализ смертности был затруднен тем, что данные о смертях носили гриф «для служебного пользования» или были даже засекречены, они стали доступны только в конце 1980-х гг. [Вишневский, 2006, с.462].

В 1989 г. Б. Андерсон и Д. Сильвер показали, что мужчины, родившиеся в начале 1930-х гг., во время масштабного голода в СССР, и в начале 1940-х гг., во время Великой Отечественной Войны имели повышенную смертность в зрелом возрасте по сравнению со своими предшественниками и потомками. Авторы также показали, что когортный эффект был более заметен на территориях СССР, больше пострадавших от войны [Anderson и Silver, 1989]. Высокий когортный эффект военных поколений также был продемонстрирован Ф. Вилликенсом и С. Щербовым [Willikens и Scherbov, 1991, 1992], а позже был подтвержден и для основных классов причин смерти ими же совместно с Е.М. Андреевым [Andreev и др., 1993].

В 1999 г. С.В. Захаров показал, что наибольшие риски смерти в России характерны для поколений, рожденных между 1920 и 1955 гг. [Захаров, 1999].

Наиболее высокий риск смерти определялся у поколения, рожденного во время Великой Отечественной войны. Было продемонстрировано, что когортный эффект в смертности у мужчин выше, чем у женщин. С.В. Захаровым была выдвинута гипотеза о том, что поколения, которые были рождены в неблагоприятные по социально-экономическим условиям годы, будут испытывать более высокую смертность и на протяжении всей жизни.

Д.Н. Пустовалов на данных за 1959–2012 гг. показал, что для мужского населения особенно высока когортная компонента смертности у поколений, рожденных в конце 1970-х гг. В исследовании это объясняется тем, что эти поколения наиболее сильно пострадали от неблагоприятных 1990-х гг., поскольку социально-экономически кризисы совпали с важными этапами их взросления [Пустовалов, 2015]. В исследовании Т. Смирновой и В. Крутько на данных за 1959–2010 гг. этот результат подтверждается – когортный эффект выше у тех поколений, которые родились в относительно благоприятные годы, но выросли во время кризисов [Смирнова и Крутько, 2016].

Декомпозиция ОПЖ мужчин и женщин в России по методу Е.М. Андреева [Андреев, 1982] показывает неравный вклад возрастных групп в рост ОПЖ (рис. 5). У женщин возрастные группы 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–49 демонстрируют значительно меньший вклад, чем соседние возрастные группы, причем у возрастных групп от 30 до 44 лет этот вклад отрицательный. У мужчин ситуация практически аналогичная, за исключением того, что возрастная группа 30–34 показывает положительный вклад в изменение ОПЖ.

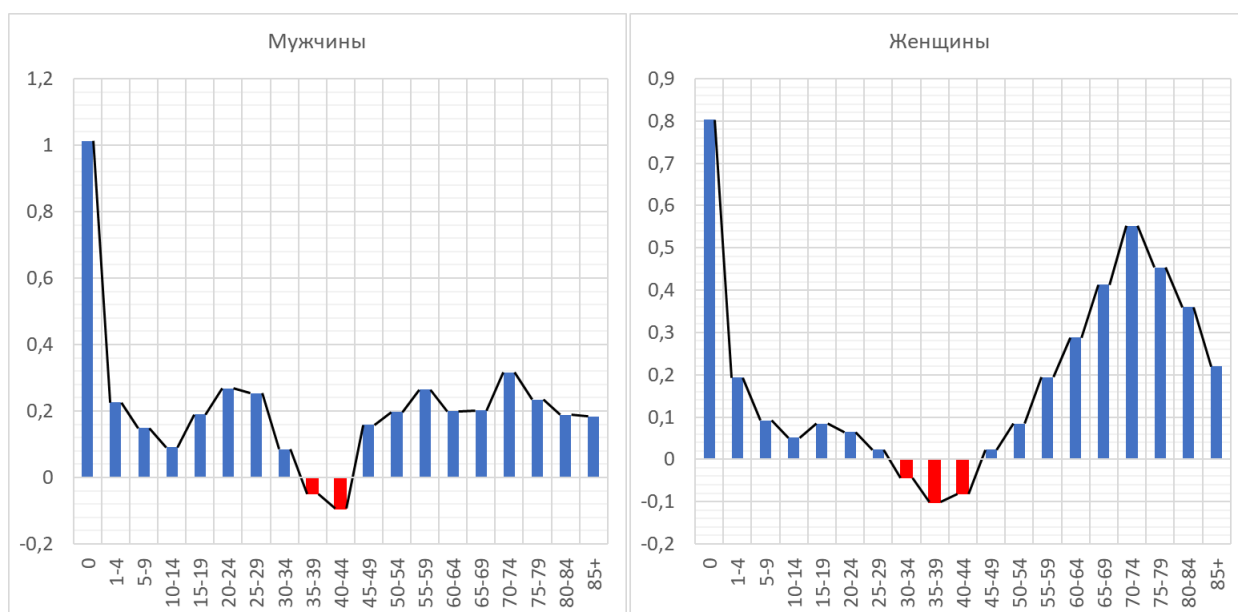


Рисунок 5. Декомпозиция изменения ожидаемой продолжительности жизни при рождении для мужчин (слева) и женщин (справа) с 1990 по 2019 г. (лет). Источник: построено автором на основе данных РосБРС

Люди, достигшие возрастов 35–44 года в 2019 г., родились в 1975–1985 гг., наличие у этих поколений высокого когортного эффекта подтверждается исследователями [Пустовалов, 2015], то есть эти поколения могут быть «ответственными» за медленный рост ОПЖ в России в XXI веке. В случае сохранения повышенных уровней смертности у соответствующих поколений ОПЖ может продолжать расти более медленными темпами и в будущем.

Немногочисленные исследования посвящены анализу когортных особенностей смертности от отдельных причин. Когортные особенности смертности от рака в России были найдены в исследовании В.М. Школьников. Он связывает снижение смертности от рака в 1990-е гг. с тем, что поколения, достигшие зрелости после Второй Мировой войны, имели больший когортный эффект по сравнению с последующими поколениями. Автор объясняет этот феномен большей распространенностью курения в указанных поколениях. Тем не менее в исследовании отмечено, что это снижение может быть связано не с особенностями конкретных

поколений, а с тем, что, во-первых, в 1990-е гг. часть смертей от рака могли неправильно кодировать, во-вторых, часть больных, которые «должны были бы умереть» от рака, умирали от других причин, смертность от которых выросла в 1990-е гг. (внешние причины, болезни системы кровообращения, инфекционные заболевания) [Shkolnikov и др., 1999]

Исследование, посвященное смертности от суицидов в России в 1956–2005 гг. [Jukkala, 2017], показало, что наиболее высокий когортный эффект – у поколений мужчин, рожденных до 1930-х гг., и женщин, рожденных до 1910-х гг. С каждым следующим поколением риск смертности от суицида снижается. Авторы поясняют, что, видимо, весь рост смертности от самоубийств следует приписывать непосредственному эффекту периода, тогда как большая часть поколений XX-го века были лучше адаптированы к жизни в современном обществе. Схожая тенденция отмечалась и в западных странах [Halbwacs, 1978; Baudelot, 2008].

Смерти, вызванные потреблением алкоголя, являются одной из основных причин повышенной смертности в трудоспособных возрастах [Shkolnikov и Nemtsov, 1997; Shkolnikov и др., 2001]. Можно утверждать, что и в алкоголь-ассоциированной смертности существует когортный эффект. Исследования показали наличие «групп, опасно потребляющих алкоголь» [Leon и др., 2007; Андреев и Чурилова, 2024]. Эти группы могут быть отнесены к поколениям, рожденным в середине второй половины XX века, и именно эти группы ответственны за большую часть увеличения смертности от внешних причин и болезней системы кровообращения в России в 1990-е гг. [Shkolnikov и др., 2002]. Тем не менее когортный анализ по алкоголь-ассоциированным причинам смерти отдельно не проводился.

Некоторое понимание поколенческих особенностей алкоголь-ассоциированной смертности также можно почерпнуть из исследований, посвященных когортному анализу потребления алкоголя в России. Было продемонстрировано, что более молодые поколения мужчин употребляют меньше алкоголя относительно более

старых поколений [Radaev и др., 2020]. Кроме того, когортный эффект в потреблении отдельных видов алкогольных напитков был наибольший для поколений 1975–1985 годов рождения, что может косвенно свидетельствовать об одной из причин высокого когортного эффекта указанных поколений [Radaev и Roshcina, 2019].

Для инфекционных заболеваний когортный эффект в России не выявлялся, но в исследовании А.Е. Щура и соавт. выдвигается гипотеза о том, что снижение смертности от болезней, вызванных ВИЧ, в возрастной группе 30–44 года связано с когортным эффектом: *«Скорее всего, не последнюю роль в этом играет и «когортный эффект»: поколения 1975–1985 годов рождения, наиболее пораженные вирусом (Беляков и др., 2015), постепенно переходят из возрастной группы 30–44 года в возраст 45–59 лет»* [Щур и др., 2023, с.26].

Таким образом, можно сделать вывод, что у поколений, родившихся в 1970–1985 гг. и взрослевших в социально и экономически неблагополучные 1990-е гг., наблюдается когортный эффект в смертности. Этот эффект, вероятно, вносит вклад в замедление темпов роста ожидаемой продолжительности жизни в России в последние годы.

Глава 2. Методологические подходы к когортному анализу смертности⁴

2.1. Инструменты описательного анализа смертности поколений: сетка Лексиса и когортные коэффициенты смертности

Исторически первым методом анализа смертности поколений является анализ сетки Лексиса [Lexis, 1875]. Если отобразить на сетке значения коэффициентов смертности или их изменения по отношению к предыдущему году, можно увидеть явные когортные особенности смертности – именно таким образом был определен когортный эффект в смертности У. Кермаком и соавт. в Англии и Уэльсе [Kermack и др., 1934] (рис. 6). При такой визуализации данных отчетливо видно, что смертность снижается от поколения к поколению.

В современных исследованиях сетка Лексиса также используется для определения когортных эффектов, например Дж. Шолеем и Ф. Виликенсом для Франции [Schöley и Willekens, 2017] или Ф. Джонсом с соавт. для Англии и Уэльса [Jones и др., 2023]. Тем не менее сетка Лексиса сама по себе не позволяет количественно оценить когортный эффект или достоверно подтвердить наличие когортного эффекта, но при этом ее использование позволяет построить предварительные гипотезы о наличии или отсутствии различий в смертности поколений [Keiding, 1990; Rau и др., 2018; Bell, 2020].

⁴ В главе используются материалы из следующих публикаций автора:

Максимов М.А. Региональные различия смертности в России: когортные эффекты // Вопросы статистики. – 2025. – Т. 32. – №. 3. – С. 62-80.

Maximov M.A. Cohort Effects in HIV and Tuberculosis Mortality in Russia // Population and Economics. – 2025. – Т. 9. – №. 4. – С. 115-127

Максимов М.А. Связь года рождения со смертностью российских поколений // Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика. – 2025. – Т. 60. – №. 5. – С. 320–352

Максимов М.А. Когортный эффект в смертности в регионах России: экономические потери. // Демографическое обозрение. – 2025. – Т. 12. – №. 4. – С. 45–71.

Maximov M.A., Migunov N.V. Socio-economic and Demographic Factors of Excess Mortality Due to the Coronavirus Pandemic in Regions of Russia // Population and Economics. – 2025. – Т. 9. – №. 1. – С. 129–154.

Калабихина И.Е., Максимов М.А. Гендерный разрыв демографических потерь во время пандемии коронавируса: почему в России потери женщин в ожидаемой продолжительности жизни больше, чем у мужчин // Государственное управление. Электронный вестник. – 2023. – №. 97. – С. 26–41.

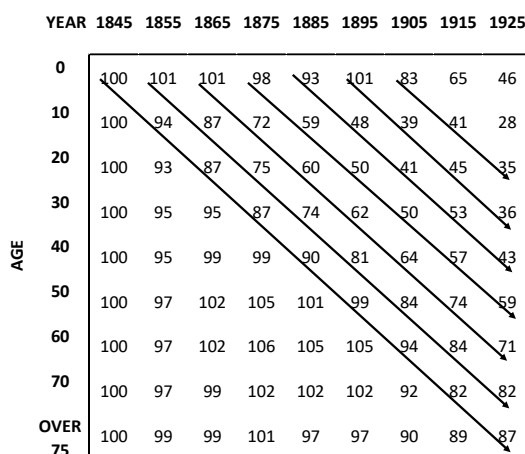


Рисунок 6. Относительная смертность в Англии и Уэльсе – отношение возрастных коэффициентов смертности к значениям 1845 г. Стрелками отмечены поколения. Источник: Kermack W. O., McKendrick A. G., McKinlay P. L. Death-rates in Great Britain and Sweden. Some general regularities and their significance //Lancet. – 1934. – Т. 223. – №. 5770. – С. 698–703.

Для определения когортных эффектов также необходимо иметь когортные коэффициенты смертности. Данные о смертях публикуются в разрезе «возраст–календарное время» (рис. 7). Эти данные применимы только для анализа смертности в условных поколениях (для календарных лет), тогда как для анализа смертности в реальных поколениях (продольного анализа) требуются числа смертей в разрезе элементарных совокупностей (треугольников сетки Лексиса) или хотя бы в разрезе «возраст–поколение».

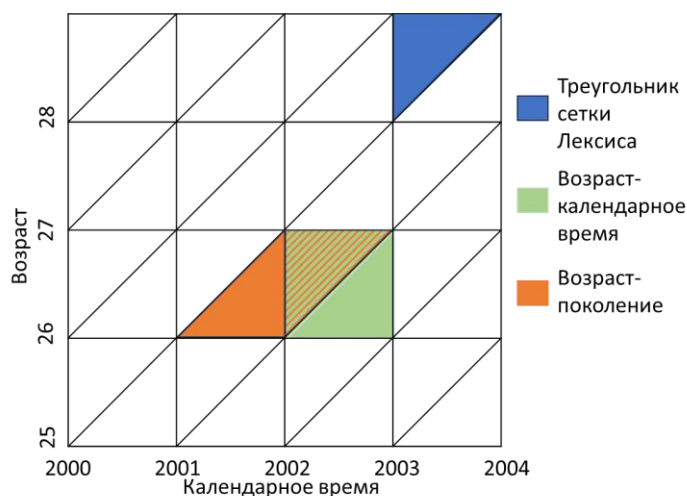


Рисунок 7. Сетка Лексиса. Отмечены основные демографические совокупности. Источник: составлено автором

В России с 2011 г. доступны данные статистической формы С44 «Число смертей по полу, возрасту и году рождения». По причинам смерти такие данные недоступны, поэтому встает вопрос о том, как рассчитывать когортные коэффициенты смертности. Техническая процедура, которая позволила бы преобразовать периодные числа смертей в когортные, была предложена разработчиками Human Mortality Database [Wilmoth и др., 2021], однако эта процедура требует большого объема дополнительных данных о рассматриваемых группах населения, в частности требуется знать число рождений в каждый конкретный год. Также для корректного расчёта когортных показателей требуется знать и количество мигрантов – иммиграция и эмиграция затрудняют восстановление численности когорт, и если на общенациональном уровне этот фактор можно игнорировать, то при расчете коэффициентов для регионов миграция может значительно исказить результаты. Из-за этого приходится делать предположение, что паттерны смертности мигрантов и коренных жителей совпадают.

Альтернативный способ расчета когортных коэффициентов состоит в усреднении возрастных коэффициентов смертности в одной и той же возрастной группе в соседних календарных периодах (1).

$$m_{aj} = \frac{m_a^{a+j} + m_a^{a+j+1}}{2}, \quad (1)$$

где m_{aj} – возрастной когортный коэффициент смертности в возрасте a для поколения, родившегося в году j , m_a^{a+j} и m_a^{a+j+1} – возрастные коэффициенты смертности в возрасте a , в год $a + j$ и $a + j + 1$ соответственно

Такой способ расчета валиден при двух предпосылках:

1) Интенсивности смертности соседних поколений в конкретном календарном году совпадают.

2) В соседние календарные годы смертность различается несущественно [Андреев, 2016].

Первая предпосылка является стандартной, принимаемой для расчета коэффициентов смертности в календарном году, вторая предпосылка выполняется при отсутствии кратковременных шоков смертности, таких как, например, пандемия COVID-19.

Коэффициенты смертности для поколений сами по себе не могут давать понимания размеров когортных эффектов. Тем не менее их анализ, так же как анализ сетки Лексиса, может служить основой для формулирования гипотез о смертности поколений. С.В. Захаров определил более высокую смертность поколений, рожденных между войнами, используя в основном когортные коэффициенты смертности [Захаров, 1999].

2.2. Модели «возраст–период–когорта» для анализа смертности

2.2.1. Спецификация модели, используемой в исследовании

Для определения когортных эффектов существуют статистические модели «возраст–период–когорта» (APC), которые состоят в следующем. На возрастной коэффициент смертности влияют одновременно факторы возраста, периода и

когорты. Таким образом APC-модель можно в общем виде записать в виде выражения (2).

$$m_a^p = f(a) * g(p) * h(c), \quad (2)$$

где m_a^p – возрастной коэффициент смертности в возрасте a , в год p , c – год рождения поколения, $f(a)$ – функция возрастного эффекта, $g(p)$ – функция эффекта периода (календарного года), $h(c)$ – функция эффекта когорты (года рождения).

Также используется логарифмическая форма модели (3).

$$\ln(m_a^p) = f(a) + g(p) + h(c), \quad (3)$$

Основная проблема, вызванная необходимостью одновременного определением всех трех эффектов, – так называемая проблема идентификации, – связана с линейной зависимостью между возрастом, календарным годом смерти и поколением $c = p - a$ [Fienberg, 1979; Hobcraft, 1982, Wilmoth, 1990].

Проиллюстрировать эту проблему можно следующим образом. Допустим, мы смогли одновременно определить некоторые функции периода, эффекта и когорты $f_1(a), g_1(p), h_1(c)$. Но тогда функции, полученные линейным преобразованием $f_2(a) = f_1(a) + t, g_2(p) = g_1(p) - t, h_2(c) = h_1(c)$, тоже будут решением модели, поскольку $f_1(a) + g_1(p) + h_1(c) = f_2(a) + g_2(p) + h_2(c)$ для любых a, p, c . Таким образом при одновременном определении трех эффектов без ограничений существуют не единственные значения функций возраста, периода и когорты, удовлетворяющие модели [Holford, 1983].

Существует множество основных подходов к идентификации когортных эффектов. Самый простой подход состоит в определении эффектов при помощи метода наименьших квадратов с использованием бинарных переменных, соответствующих каждому возрасту, кроме одного, каждому году рождения, кроме одного, и каждому календарному периоду, кроме одного. Исключение одной

бинарной переменной для каждой координаты времени позволяет избежать совершенной мультиколлинеарности в модели и решить проблему идентификации. Этот способ использован, например, В.М. Школьниковым при исследовании смертности на Украине [Shkolnikov, 2012].

Другой подход основан на накладывании ограничений на тот или иной эффект. Например, сделав предположение о равенстве двух эффектов возраста $f(a_i) = f(a_j)$, аналогично можно наложить ограничения и на эффекты периода или когорты. Тем самым мы «предопределяем» один из эффектов, то есть устраняем проблему смешивания эффектов возраста и когорты. Такое решение предложил в 1973 г. К. Мэйсон [Mason и Mason, 1973].

Я. Йанг предложил математическую модель Intrinsic Estimator, в которой для определения единственного решения используется сингулярное разложение матрицы фиктивных переменных возраста, периода и когорты чтобы найти единственное «наилучшее» решение среди всех возможных [Yang, 2013]. Этот метод на данный момент только развивается. Сам автор признает, что это решение является не наилучшим, а всего лишь компромиссным – оно представляет собой развитие метода накладывания ограничений на переменные, но в отличие от традиционных методов АРС-анализа выбор ограничения производится не самим автором, а при помощи математических обоснований.

Альтернативный подход, примененный нами в этом исследовании в связи с его простотой и адаптированностью к использованию на данных из треугольников сетки Лексиса, предложен Б. Карстенсеном [Carstensen, 2007] в развитие методов Дж. Хобкрафта [Hobcraft, 1983].

Сначала выбирается референтное поколение, относительно которого в дальнейшем будут определяться эффекты когорт. Функция эффекта когорты $h(c)$ интерпретируется как отношение коэффициентов смертности в конкретном

поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio), очищенному от эффектов периода. В референтном поколении это соотношение равно 1 ($h(c_0) = 1$). Выбор референтного поколения не влияет на дальнейшие интерпретации, форма функции когорты и функции периода одинаковые, отличается только точка, в которой функция когорты принимает значение, равное 1.

Функция эффекта возраста $f(a)$ интерпретируется как значения возрастных коэффициентов смертности для референтного поколения (год рождения c_0), очищенных от эффекта периода – то есть демонстрирует, какими были бы коэффициенты смертности в референтном поколении, если бы факторы периода не оказывали влияния ни смертность.

Проблема идентификации в этой спецификации модели решается путем того, что эффекты периода не определяются напрямую. Сначала оценивается модель «возраст–когорта» (4).

$$\ln(m_a^p) = f(a) + h(c), \quad (4)$$

При этом на остатки модели (которые будут интерпретированы как эффект периода) накладывается ограничение – они должны иметь нулевое среднее и нулевой наклон. После чего оценивается функция эффекта периода $g(p)$ с нулевыми средним и наклоном, которая интерпретируется как отношение реальных коэффициентов смертности к предсказанным на основе функции возраста и функции когорты. То есть эффект периода представляет собой остатки модели «возраст–когорта» (residual rate ratio). Такой способ позволяет избежать проблемы идентификации, поскольку одновременно все три эффекта не идентифицируются.

2.2.2. Ограничения APC-анализа применительно к анализу данных российских регионов

Существует несколько ограничений APC-анализа, которые надо принимать во внимание при интерпретации результатов.

Первое ограничение связано с тем, что при проведении APC-анализа используется предпосылка о закрытости населения. Представим, что на некоторой территории в год l в возрасте a из поколения, родившегося в год j , умерло D_{aj}^l человек. Предполагается, что все умершие являются представителями поколения j именно этой территории, тогда как некоторое количество умерших из числа D_{aj}^l могли родиться и вырасти в другом месте. Известно, что у мигрантов паттерны смертности могут отличаться от смертности коренных жителей региона, что продемонстрировано, например в исследовании Ю. Икрама и соавт. [Ikram и др., 2016]. Систематический обзор литературы, посвященный различиям в смертности мигрантов и коренных жителей, привел Р. Алдридж с соавт. [Aldridge и др., 2018].

Высокие объемы миграции могут вносить помехи в значения когортного эффекта [Sauzet и Razum, 2019]. Селективность миграции – один из факторов, объясняющих различия в смертности между территориями [Greenberg и Schneider, 1995; Barbi и Casselli, 2003; Luu и Caselli, 2007], поскольку происходит смешение поколений людей из разных регионов внутри одного региона. Люди умирают не там, где родились.

Применительно к российским данным проблема наличия миграции может стоять достаточно остро. По данным Всероссийской переписи населения 2010 года (ВПН-2010) более чем в половине регионов (64 региона) численность некоренных жителей составляет больше 20%. Через 11 лет, по данным Всероссийской переписи населения 2020 года, количество таких регионов выросло до 69 (без учета Республики Крым и Севастополя, ставших субъектами Федерации в межпереписной период) (рис. 8).

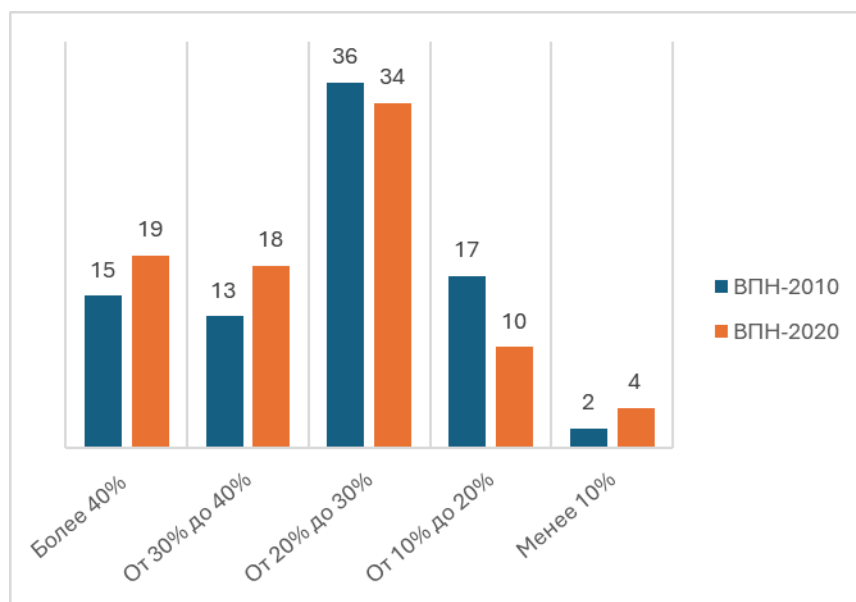


Рисунок 8. Распределение регионов по доле постоянно проживающих на территории региона некоренных жителей по данным Всероссийской переписи населения 2010 года и Всероссийской переписи населения 2020 года. Источник: Итоги Всероссийской переписи населения 2010 года, Том 8; Итоги Всероссийской переписи населения 2020 года, Том 6

Помочь в решении проблемы мог бы учет миграционного статуса умершего (хотя бы с учетом места рождения). Место рождения указывается в корешке медицинского свидетельства о смерти [Приказ министерства здравоохранения «Об утверждении учетных форм медицинской документации, удостоверяющей случаи смерти, и порядка их выдачи» от 15.04.2021 №352н]. Однако в открытом доступе база медицинских свидетельств не публикуется. Поэтому интерпретацию результатов АРС-модели для многих регионов следует воспринимать с осторожностью – разнородность населения может приводить к искажению значений эффектов возраста, периода и когорты.

Второе ограничение является следствием первого. Часть регионов России на протяжении истории меняли свои административные границы. Примером таких изменений может служить присоединение к Москве части Московской области на

юго-западе, объединение Пермской области и Коми-Пермяцкого автономного округа, объединение Иркутской области и Усть-Ордынского Бурятского автономного округа. Таким образом, смешиваются когорты, изначально проживавшие на разных территориях, которые могут иметь различные поколенческие особенности.

Данное ограничение во многом нивелируется тем, что в используемой в исследовании Российской базе данных по рождаемости и смертности Центра демографических исследований Российской экономической школы [РосБРИС] возрастные коэффициенты смертности уже пересчитаны с учетом изменений территориального деления 2012 г. С 2012 г. изменения границ субъектов Федерации носили фрагментарный характер, за исключением присоединения к России в 2014 г. Республики Крым и г. Севастополя. Поэтому изменение территориальных границ не должно вносить помехи в когортный анализ.

Третье ограничение связано с малой численностью населения части регионов России. Во многих регионах (например, в Еврейской автономной области, Республике Алтай, Республике Тыва число смертей в однолетних возрастных группах весьма мало, в связи с чем возрастные коэффициенты могут значительно меняться из года в год. Даже малое изменение абсолютного числа смертей приводит к большому относительному изменению возрастного коэффициента. Из-за этого в таких регионах значения $rate\ ratio$ APC-модели имеют широкий доверительный интервал, и типологизация этих регионов по динамике когортного эффекта может быть не до конца корректна.

Особенно остро эта проблема стоит при анализе женской смертности, поскольку число смертей у женщин в молодых трудоспособных возрастах значительно ниже, чем у мужчин. Также проблема обостряется в причинах смерти, занимающих небольшую долю в общей смертности (болезни органов пищеварения, болезни органов дыхания). Для преодоления этой проблемы требуется более длинный ряд данных, который по российским регионам недоступен.

В этом исследовании данная проблема будет решаться тем, что при построении APC-моделей в регионах по классам причин смерти будут использоваться только возрастные коэффициенты смертности в возрастных группах 20 лет и старше. Детская и младенческая смертность в России находятся на низком уровне, наблюдается низкая вариация возрастных коэффициентов смертности, а также во многих возрастах по многим причинам смерти количество смертей равно нулю. Поэтому исключение этих возрастов из рассмотрения не должно привести к искажению интерпретации результатов анализа.

Наиболее значимые ограничения связаны с малым временным периодом, за который доступны данные. Информация о смертности в регионах доступна только с 1989 г., соответственно не учитывается смертность в детских и молодых возрастах у более ранних поколений. Если для поколений, родившихся в 1970–1980-е гг., это ограничение компенсируется низкой детской и младенческой смертностью по большей части причин смерти, то для предшествующих поколений теряется обширный объем информации о смертности в трудоспособном возрасте. Следовательно, невозможно точно оценить когортные эффекты поколений, рожденных в середине XX века, из-за чего периодная компонента смертности может оказываться завышенной или заниженной.

Для России в целом данные о смертности по причинам доступны с 1959 г., в этом случае неточными получаются результаты моделирования когортных эффектов для поколений, родившихся в первой половине XX века.

2.3. Обзор используемых в исследовании методов

2.3.1. Обработка статистических данных о смертности

Для выявления поколенческих особенностей смертности от отдельных классов причин использовались возрастные коэффициенты смертности из РосБРС по пятилетним возрастным интервалам и по причинам смерти. В случае использования пятилетних возрастных интервалов возникают сложности с идентификацией года

рождения умерших, чьи смерти учтены в возрастном коэффициенте – обычно принято ассоциировать год рождения умерших со средним годом рождения внутри интервала, однако тем самым мы можем упустить различия в смертности соседних поколений. Поэтому было принято решение перейти к возрастным коэффициентам смертности по однолетним интервалам, данные о которых отсутствуют – численность умерших по причинам смерти разрабатывается Федеральной службой государственной статистики по однолетним возрастным группам только с начала 2000-х гг.

Для расчёта возрастных коэффициентов смертности по однолетним группам число смертей в пятилетних возрастных интервалах (восстановленное на основе данных о среднегодовой численности населения и возрастном коэффициенте смертности из РосБРС) было интерполировано с использованием кубической монотонной интерполяции [Forsythe и др., 1977; Hyman, 1983; Dougherty и др., 1989]. Этот способ интерполяции использовался при разделении числа смертей по пятилетним возрастным группам в однолетние разработчиками Human Mortality Database [Wilmoth и др., 2021].

Для получения возрастных коэффициентов смертности по однолетним возрастным интервалам число смертей было поделено на среднегодовую численность населения по однолетним возрастным группам. За 1989–2022 гг. эти данные доступны в РосБРС. За период 1959–1989 гг. доступны только данные о среднегодовой численности населения по пятилетним возрастным группам, поэтому для этих лет численность населения была также интерполирована в однолетние возрастные группы.

Проверка валидности интерполяции была осуществлена на основе сравнения интерполированных и фактических численностей населения по однолетним возрастным интервалам за 1989–2022 гг. (рис. 9). Для всех поколений, рожденных после 1950 г., интерполяционные оценки численности населения отличаются от реальных не более чем на 10%, тогда как для старших когорт интерполяционные

оценки дают отклонение более чем на 10%, особенно для рожденных в первой половине 1930-х и первой половине 1940-х гг. Поскольку мы использовали интерполяцию в том числе для расчета числа смертей по однолетним возрастным интервалам, то возрастные коэффициенты соответствующих поколений за 1989–2022 гг. окажутся завышены.

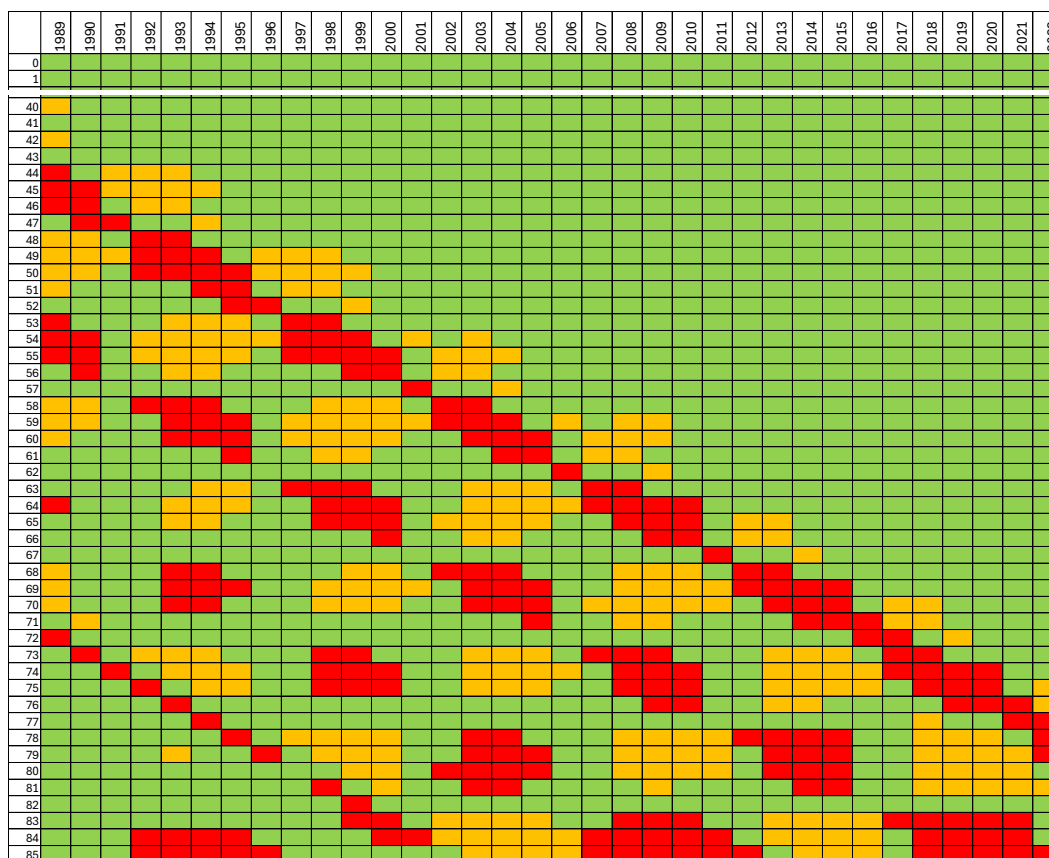


Рисунок 9. Отношение реальной среднегодовой численности населения по возрастным группам к интерполяционным оценкам 1989–2022 гг. Красный цвет – фактическая численность населения меньше модельной численности (отклонение более 10%); оранжевый цвет – фактическая численность населения больше модельной численности (отклонение больше 10%); зеленый цвет отклонения минимальны – [от –10% до 10%]. Источник: построено автором на основе данных РосБРС

В данных о числе смертей по причинам по пятилетним возрастным группам все смерти, наступившие в возрастах старше 85 лет, объединяются в один открытый интервал (85+) [ООН, 2015]. Поскольку установить распределение смертей по причинам внутри этой возрастной группы, и, как следствие, принадлежность умершего к конкретной когорте, не представляется возможным, в исследовании старший возрастной интервал соответствует 84 годам.

Для анализа были отобраны 6 основных классов причин смерти, которые лидируют в структуре смертности населения России, и по которым осуществляется публикация данных в помесечном разрезе [Щербакова, 2023]:

- Класс I. Некоторые инфекционные и паразитарные болезни.
- Класс II. Новообразования.
- Класс IX. Болезни системы кровообращения.
- КЛАСС X. Болезни органов дыхания.
- КЛАСС XI. Болезни органов пищеварения.
- КЛАСС XX. Внешние причины смерти.

Дополнительно рассматриваются остальные классы причин смерти совокупно.

За временной промежуток 1959–2022 гг. номенклатура причин смерти в СССР и в РФ менялась неоднократно: в 1965, 1970, 1981 и 1988, 1999 и 2011 гг. (табл. 2). Из-за смены номенклатуры может страдать сопоставимость данных между периодами использования номенклатуры. Данные по причинам смерти в РосБРС за 1959–1998 гг. приведены к единому перечню причин смерти по советской номенклатуре 1988 года (СН – 1988) по методологии [Meslé и др., 2003]. В 1999 г. Россия перешла на новую номенклатуру причин смерти, основанную на МКБ–10 (РН–1999), сопоставимость данных о числе смертей по отдельным причинам смерти не может быть обеспечена [Данилова, 2015].

Таблица 2. Соответствие между рубриками трех российских номенклатур и классами причин смерти

	Советская номенклатура 1989 года	Российская номенклатура 1999 года	Российская номенклатура 2011 года
Класс I. Некоторые инфекционные и паразитарные болезни	1–44	1–55	1–53
Класс II. Новообразования	45–67	56–89	54–87
Класс IX. Болезни системы кровообращения	84–102 ⁵	115–147	121–155
КЛАСС X. Болезни органов дыхания	103–114	148–164	156–172
КЛАСС XI. Болезни органов пищеварения	115–127	165–179	173–191
КЛАСС XX. Внешние причины смертности	160–175	239–278	265–305

Источник: составлено автором

При этом внутри классов причин смерти сопоставимость должна сохраниться, ни по одной из причин смерти, ни по одному из исследуемых классов не было явных скачков значений коэффициентов смертности в 1999 г. по сравнению с 1998 г.

⁵ В 1988 году к номенклатуре были добавлены рубрики 196–205, которые могут быть отнесены к причинам смерти класса IX Болезни системы кровообращения, однако в случае с этими причинами смерти применяется двойное кодирование, поскольку они «входят в состав других причин смерти» (Описание базы данных РосБРИС, дополнение к приложению 3, <https://www.nes.ru/files/research/demogr/mort-database/description/RU/07-dopolneniya-k-prilozheniyu-3.pdf> (дата обращения 27.11.2024))

(Приложение 1). Заметный рост возрастных коэффициентов в младших возрастных группах (для обоих полов) можно объяснить незначительностью числа смертей в этих возрастных группах, из-за чего даже небольшое изменение числа смертей может привести к заметному увеличению возрастного коэффициента. При переходе к номенклатуре 2011 года в перечень причин смерти были добавлены дополнительные рубрики, но в пределах одних и тех же классов причин.

Некоторые регионы были исключены из рассмотрения из-за недостаточного ряда данных или же из-за значительной нестабильности возрастных коэффициентов смертности, даже в трудоспособных и старших возрастах (табл. 3). Для некоторых регионов данные доступны только с 1990 г.

Таблица. 3. Исключенные из исследования регионы России

Регион	Причина исключения
Ингушская Республика	Отсутствие данных за отдельные годы (1989–1994 гг.)
Чеченская Республика	Отсутствие данных за отдельные годы (1989–2002 гг.)
Республика Крым	Регионы присоединены к России в 2014 г., за более ранний период данные недоступны
Севастополь	
Донецкая Народная Республика	Регионы присоединены к России в 2022 г., данные о смертности в регионах недоступны
Луганская Народная Республика	
Запорожская область	
Херсонская область	
Магаданская область	
Чукотский автономный округ	

Ненецкий автономный округ	Коэффициенты смертности в этих регионах нестабильны, что может значительно исказить результаты анализа
Ямало-Ненецкий автономный округ	
Ханты-Мансийский автономный округ	

Источник: составлено автором

Отметим также сложности с интерпретацией данных в ряде российских регионов, особенно в республиках Северного Кавказа. В этих регионах могут быть занижены значения возрастных коэффициентов смертности. Во время переписей населения 2010 и 2020 годов численность населения в отдельных возрастных группах могла быть завышена [Андреев, 2012; Андреев и Чурилова, 2023]. То есть в этих регионах коэффициенты смертности могут быть ниже, чем на самом деле, поскольку знаменатель коэффициентов смертности оказывается выше.

2.3.2. Метод декомпозиции изменений демографических величин

Одной из задач исследования является выявление дифференциации когортных эффектов. Для обоснования дифференциации нами будет использоваться следующий способ.

Регионы были разделены на группы по динамике когортного эффекта в смертности у поколений, рожденных между 1970 и 1985 гг.

Значения, полученные в результате когортного анализа, нельзя сравнивать между различными территориями (значения возрастных коэффициентов референтного поколения отличаются в зависимости от региона). Поэтому для проверки значимости различий когортного эффекта была проведена декомпозиция изменения стандартного отклонения ожидаемой продолжительности жизни в регионах России.

Декомпозиция проводилась индексным методом, предложенным Эдвардсом, С.А. Тимониным, В.М. Школьниковым и соавт. [Edwards, 2011; Shkolnikov и др., 2016; Timonin и др., 2016]. Используется именно средневзвешенная ОПЖ, поскольку в этом показателе учтены различия в численности населения, подверженного разным рискам смерти. Недостаток показателя – низкая чувствительность к изменениям смертности в регионах с малыми численностями населения, при этом С.А. Тимонин и В.М. Школьников продемонстрировали, что взвешенная ОПЖ по России незначительно отличается от невзвешенной [Timonin и др., 2017].

Средневзвешенная ОПЖ России рассчитывается по формуле (5).

$$e_0 = \sum \pi_i e^i, \quad (5)$$

где π_i – доля численности населения региона i в численности населения России, e^i – ОПЖ при рождении в регионе i .

Средневзвешенная ОПЖ в группе регионов определяется по формуле (6).

$$e_0^g = \sum \pi'_i e^i, \quad (6)$$

где π'_i – доля численности населения региона i в общей численности населения группы регионов, e^i – ОПЖ при рождении в регионе i .

После чего рассчитывается межрегиональная дисперсия (7).

$$\sigma^2 = \sum \pi_i (e^i - e_0)^2 \quad (7)$$

Межрегиональную дисперсию можно разложить на две компоненты: межгрупповую, возникающую из-за действия факторов, определяющих разделение регионов на группы, и внутригрупповую, возникающую из-за действия факторов, связанных с различиями внутри группы регионов.

Межгрупповая дисперсия рассчитывается по формуле (8).

$$\sigma_{bg}^2 = \sum w_g (e_0^g - e_0)^2, \quad (8)$$

где w_g – доля численности населения всех регионов группы в общей численности населения рассматриваемых регионов, e_0^g – средняя взвешенная по численности населения ОПЖ при рождении внутри группы стран. Внутригрупповая дисперсия – это разность межрегиональной и межгрупповой дисперсий.

Затем полученные значения дисперсий преобразуются в стандартное отклонение $SD = \sqrt{\sigma^2}$, после чего производится декомпозиция разницы стандартных отклонений.

Декомпозиция проводилась методом пошаговой замены. Он заключается в последовательной замене возрастных коэффициентов смертности одного года на значения другого года в порядке от младших возрастов к старшим, с пересчетом стандартного отклонения на каждом шаге. Метод декомпозиции изменения стандартного отклонения аналогичен процедуре декомпозиции изменения ожидаемой продолжительности жизни, изложенной Е.М. Андреевым [Андреев, 1982].

Допустим, мы хотим провести декомпозицию стандартного отклонения между годами t и T . Пусть $M^x(t, T)$ – матрица, в которой по столбцам расположены возрастные коэффициенты смертности всех рассматриваемых регионов, в каждом из столбцов возрастные коэффициенты в возрастных группах младше x соответствуют году t , а для групп, начиная с возраста x – году T .

В таком случае вклад возрастной группы x можно оценить по формуле (9).

$$\Delta^x = SD(M^{x+a}(t, T)) - SD(M^x(t, T)), \quad (9)$$

где SD – стандартное отклонение ОПЖ, рассчитанной на основе указанной матрицы.

Декомпозиция проводилась по возрастным группам 0–29, 30–39, 40–49 и 50+ лет. Первым годом для расчета дисперсии выбран 1990 г., поскольку для части

регионов отсутствуют данные по смертности за 1989 г., последним годом – 2019 г., поскольку в 2020–2022 гг. высокое влияние на значения ОПЖ и дисперсии оказывала пандемия COVID-19, избыточная смертность от которого значительно дифференцирована по регионам [Калабихина и Чкония, 2024; Maximov и Migunov, 2025]. Из-за этого показатель дисперсии ОПЖ за 2020–2022 гг. отражал бы не дифференциацию когортного эффекта, а только диспропорции влияния пандемии на смертность.

Таким образом, в исследовании используются методы демографического анализа: модель APC в спецификации Б. Карстенсен [Carstenson, 2007] для определения когортных эффектов для России в целом в смертности от шести классов причин смерти с использованием данных РосБРС на данных с 1959 по 2022 г.. Затем с использованием той же модели строятся APC-модели для регионов России с использованием данных РосБРС с 1989 по 2022 г. (для отдельных регионов с 1990 по 2022 г.). Дифференциация регионов будет определяться различиями в динамике когортного эффекта в поколениях 1970–1985 годов рождения. И наконец определяются когортные эффекты в смертности от шести классов причин, чтоб объяснить демографические причины различий в когортных эффектах.

2.4. Подход к оценке экономических потерь от избыточной смертности, вызванной когортным эффектом

В работе выявлен когортный эффект в смертности от всех причин в поколениях 1970–1985 годов рождения, то есть смертность в этих поколениях избыточно высока по сравнению с предшествующими и последующими поколениями. Эта избыточная смертность приводит к экономическим потерям.

Показатель избыточной смертности показывает, насколько реальная смертность превышает некоторый ожидаемый уровень. Обычно для расчета ожидаемого уровня смертности используют усреднение показателя за предыдущие периоды или расчёт прогнозных значений [Maximov и Migunov, 2025]. В этом исследовании мы будем

называть ожидаемым числом смертей такое число, которое было бы, если бы в поколениях 1970–1985 годов рождения не наблюдался рост когортного эффекта.

Избыточная смертность, вызванная когортным эффектом, оценивалась отдельно для мужчин и для женщин. Сначала в каждом регионе по каждой причине смерти определяется поколение (a_{jk}), рожденное между 1970 и 1974 гг., с наименьшим значением когортного эффекта (10). Этот интервал выбран, поскольку рост когортного эффекта в большей части регионов начинается именно с поколений, рожденных до 1975 г.

$$a_{jk} = \arg \left(\min_{i=1970, \dots, 1974} RR_{jk}(i) \right), \quad (10)$$

где i – год рождения, j – регион, k – причина смерти, RR – функция когортного эффекта.

Для всех поколений, рожденных между годом a_{jk} и 1985 г., определяются те поколения (B_{jk}), у которых значения когортного эффекта выше, чем в год a_{jk} (11).

$$B_{jk} = \{i \in [a_{jk}; 1985] : RR_{jk}(i) > RR_{jk}(a_{jk})\}, \quad (11)$$

где i – год рождения, j – регион, k – причина смерти, RR – функция когортного эффекта.

Для каждого из найденных поколений после этого определяется корректирующий коэффициент (λ_{ijk}), который показывает, насколько смертность поколения выше, чем у поколения, рожденного в году a_{jk} (12). Для всех остальных поколений корректирующий коэффициент равен 1, мы считаем, что в этих поколениях отсутствует когортный эффект.

$$\lambda_{ijk} = \begin{cases} \frac{RR(i)}{RR(a_{jk})}, & i \in B_{jk}, \\ 1, & \text{иначе} \end{cases} \quad (12)$$

где i – год рождения, j – регион, k – причина смерти, RR – функция когортного эффекта.

Число избыточных смертей (ED_{ijk}^l) рассчитывается для каждого поколения в каждом календарном году (13). Избыточные смерти рассчитываются для всех лет с 2005 г., когда начался рост продолжительности жизни во всех регионах (без учета восстановительного этапа после пандемии).

$$ED_{ijk}^l = \left(1 - \frac{1}{\lambda_{ijk}}\right) D_{ijk}^l, \quad (13)$$

где i – год рождения, j – регион, k – причина смерти, l – календарный год, D – реальное число смертей.

На рисунке 10 для примера показаны реальные возрастные коэффициенты смертности женщин в 2005 году и коэффициенты после устранения «горба» избыточной смертности.

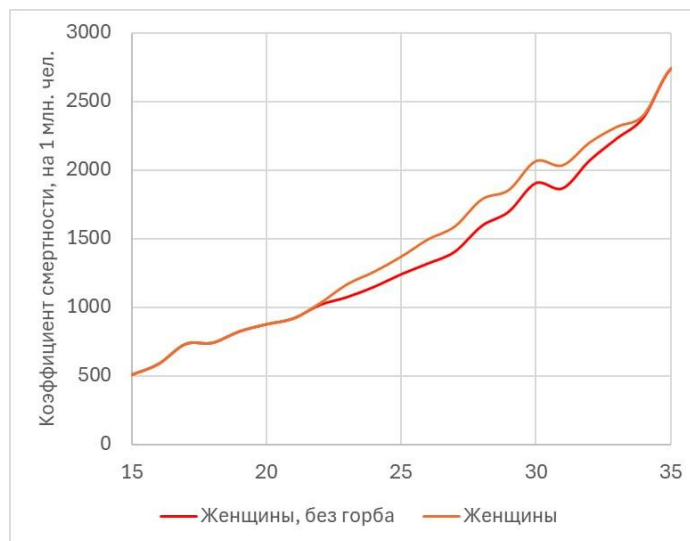


Рисунок 10. Возрастные коэффициенты смертности женщин от всех причин в 2005 году: реальные и после устранения «горба» избыточной смертности. Источник: построено автором на основе данных РосБРС

Далее рассчитывается показатель «потерянные годы потенциальной жизни» (PYLL) [Dempsey, 1947; Красильников и др., 2014]. Этот показатель активно используется в исследованиях, посвящённых оценке экономических потерь от избыточной и преждевременной смертности [Шмаков, 2003; Burnet и др., 2005; Шабунова и Калашников, 2008; Серикбаев и др., 2022; Иванова и др., 2023; Руанкова и др., 2024]. Число лет, недожитых индивидом, рассчитывается как разница между возрастом смерти и ОПЖ при рождении в каждом конкретном году (14)

$$PYLL_{ijk}^l = (\text{ОПЖ}_j^l - x) * ED_{ijk}^l, \quad (14)$$

где i – год рождения, j – регион, k – причина смерти, l – календарный год, D – реальное число смертей.

Далее мы считаем потерянные годы жизни за каждый календарный год в каждом регионе (15)

$$PYLL_{jk}^l = \sum_i PYLL_{ijk}^l, \quad (15)$$

где i – год рождения, j – регион, k – причина смерти, l – календарный год.

Экономические потери от потерянных лет жизни рассчитаны по формуле (16)

$$L_{jk}^l = PYLL_{jk}^l * C_j^l, \quad (16)$$

где j – регион, k – причина смерти, l – календарный год, C – стоимость одного года жизни.

Для оценки средней стоимости одного года человеческой жизни могут использоваться разные подходы, но чаще всего встречается подход, основанный на заработной плате индивида (Зубова, 2022) (для микроисследований) или с использованием макроэкономических показателей региона – среднедушевые денежные доходы или валовый региональный продукт (ВРП) на душу населения

(Setiawan и др., 2024). В работе используется первый вариант, поскольку в ВРП включаются, в том числе, прибыли корпораций, что может завышать оценку экономического ущерба.

Среднедушевые денежные доходы приведены к ценам 2024 г. с использованием индекса потребительских цен.

Общие экономические потери для каждого региона за год определяются как сумма экономических потерь по каждому из 6 рассматриваемых классов причин (17)

$$L_j^l = \sum_k L_{jk}^l, \quad (17)$$

где j – регион, k – причина смерти, l – календарный год.

Общие накопленные экономические потери в каждом регионе оцениваются как сумма потерь с 2005 по 2023 гг. (18)

$$L_j^w = \sum_{l=2005}^w L_j^l, \quad (18)$$

где j – регион, l – календарный год.

Накопленные экономические потери рассчитывались только до 2023 г., поскольку данные о возрастном распределении смертей по причинам за более поздние годы недоступны.

Глава 3. Когортные эффекты в смертности поколений в России и ее регионах⁶

В этой главе представлены результаты анализа когортных эффектов. В разделе 3.1 оценены когортные эффекты в смертности от основных классов причин смерти в целом по России, в параграфе 3.2 обсуждается дифференциация когортных эффектов в регионах России от всех причин и по основным классам причин смерти, в разделе 3.3 приведена оценка экономических потерь от избыточной смертности, вызванной когортным эффектом.

3.1. Связь года рождения со смертностью по причинам в России

Болезни системы кровообращения

Болезни системы кровообращения (БСК) – одна из основных причин смерти россиян (46,2% от всех умерших в России в 2023 г.) [Щербакова, 2024]. В отличие от стран Западной Европы в России смертность от БСК долгое время не получалось взять под контроль, как следствие на протяжении второй половины XX века ожидаемая продолжительность при рождении в стране росла незначительно.

На рис. 11 представлены тепловые карты логарифмов возрастных коэффициентов смертности от БСК. На диаграммах можно заметить, что начало возрастного интервала высокой смертностью от БСК как у мужчин, так и у женщин

⁶ В главе используются материалы из следующих публикаций автора:

Максимов М.А. Региональные различия смертности в России: когортные эффекты // Вопросы статистики. – 2025. – Т. 32. – №. 3. – С. 62-80.

Maximov M.A. Cohort Effects in HIV and Tuberculosis Mortality in Russia // Population and Economics. – 2025. – Т. 9. – №. 4. – С. 115-127

Максимов М.А. Связь года рождения со смертностью российских поколений // Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика. – 2025. – Т. 60. – №. 5. – С. 320–352

Максимов М.А. Когортный эффект в смертности в регионах России: экономические потери. // Демографическое обозрение. – 2025. – Т. 12. – №. 4. – С. 45–71.

Maximov M.A., Migunov N.V. Socio-economic and Demographic Factors of Excess Mortality Due to the Coronavirus Pandemic in Regions of Russia // Population and Economics. – 2025. – Т. 9. – №. 1. – С. 129–154.

Калабихина И.Е., Максимов М.А. Гендерный разрыв демографических потерь во время пандемии коронавируса: почему в России потери женщин в ожидаемой продолжительности жизни больше, чем у мужчин // Государственное управление. Электронный вестник. – 2023. – №. 97. – С. 26–41.

вплоть до 2010-х гг. смещалось в более молодые возрастные группы, причем это снижение шло неравномерно: во время антиалкогольной кампании 1986–1991 гг. средний возраст смерти у обоих полов, наоборот, рос. У поколений, рожденных между 1970 и 1990 гг., наблюдается повышенная смертность по сравнению с соседними поколениями (у этих поколений повышенный уровень смертности начинается примерно с 30 лет, тогда как у соседних – на 5–10 лет позже).

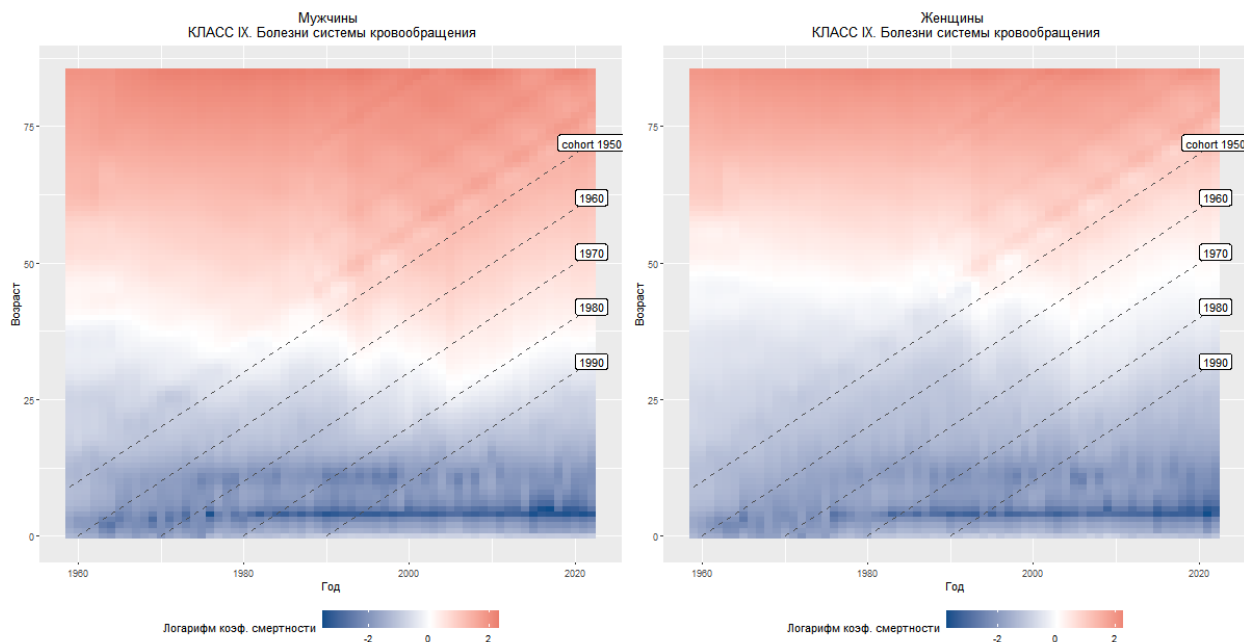


Рисунок. 11. Логарифм возрастных коэффициентов смертности от болезней системы кровообращения в 1959–2022 гг. в России. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Чтобы определить, насколько эта особенность является проявлением специфики конкретного поколения и не связана с событиями календарных лет, обратимся к результатам APC – анализа (рис. 12)

Периодная компонента смертности практически идентична у обоих полов – наблюдается рост влияния специфики календарных лет вплоть до антиалкогольной кампании. Ее воздействие на смертность женщин незначительно, тогда как мужская смертность к концу 1980-х гг. снизилась до уровней конца 1970-х гг. С 1992 г.

периодная компонента значительно выросла, снизилась в середине 1990-х, после чего росла вплоть до 2005 г. Затем компонента снижается (за исключением периода пандемии COVID-19), вернувшись к настоящему времени на уровни, сопоставимые с 1960-ми гг. Такие тенденции изменения периодной компоненты подтверждаются многочисленными исследованиями смертности от БСК в России [Харченко и др., 2005; Вишневецкий и др., 2016; Сабгайда и др., 2023].

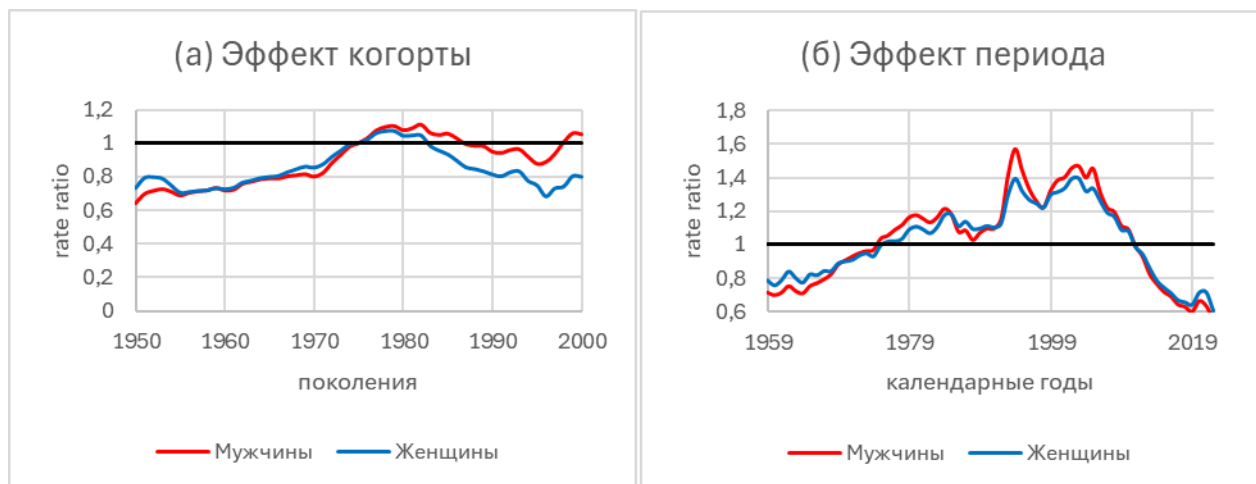


Рисунок 12. Когортная (а) и периодная (б) составляющие смертности от болезней системы кровообращения в России, отношение коэффициентов смертности в конкретном поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Когортная составляющая смертности для поколений, рожденных между 1955 и 1970 гг., незначительно росла и у мужчин, и у женщин, при этом смертность от БСК для поколений первой половины 1950-х годов рождения несколько выше, чем у поколений, рожденных в последующие 10 лет. Возможная причина такого колебания состоит в том, что поколения, рожденные в эти годы, в детстве еще могли ощущать последствия Великой Отечественной войны.

С 1970 г. когортная компонента смертности стремительно возрастает для обоих полов и достигает своего пика для поколений, рожденных в конце 1970-х и начале

1980-х гг. Смертность этих поколений почти в два раза выше, чем смертность поколений 1950–1960-х годов рождения. Возможное объяснение большей уязвимости этих поколений перед сердечными заболеваниями по сравнению с другими поколениями – высокий уровень стресса, который они испытывали на протяжении своей жизни. Стресс – один из основных факторов смертности от болезней системы кровообращения [Stephoe, 2012]. В 1990-е гг., в период низкого уровня жизни и общей неопределенности, эти поколения испытывали высокий стресс, в это время они были подростками, организм которых особенно восприимчив к внешним факторам [Berg и др., 2021].

С поколений, рожденных в первой половине 1980-х гг., когортная компонента начала снижаться, при этом у мужских поколений она стала выше, чем когортная компонента женской смертности. Мужские поколения продолжали ощущать негативные последствия стресса в 1990-е гг. и позже, однако наиболее вероятная причина такой связи – малые значения возрастных коэффициентов смертности в молодых возрастах. Как было сказано выше, повышенная смертность от БСК у мужчин начинает фиксироваться уже с 25–30 лет, тогда как у женщин этот возраст выше – 40–45 лет. Женщины из поколений, рожденных после 1985 г., еще не достигли возрастов, в которых особенности смертности от БСК могут проявиться, поэтому их когортный эффект оказывается ниже.

Поскольку смертность от болезней системы кровообращения занимает первое место в структуре смертности по причинам в России, особенности смертности поколений 1975–1990-х гг. будут сдерживать рост ожидаемой продолжительности жизни – смерти этих поколений приходятся на трудоспособные возраста, изменения возрастных коэффициентов смертности которых значительно влияют на величину ОПЖ при рождении.

Инфекционные заболевания

Смертность от инфекционных заболеваний в России, как и в большинстве экономически развитых стран мира, снижалась после Второй мировой войны в результате успехов второго эпидемиологического перехода – из-за снижения смертности от этого класса причин ОПЖ при рождении мужчин и женщин в России выросла на 34 года и 40 лет соответственно к 1960 г. по сравнению с 1927 г. [Андреев и др., 1998, Вишневский и др., 2016]. После распада СССР смертность от инфекционных заболеваний начала расти, в первую очередь за счет увеличения смертности от туберкулеза [Шилова, 2018] в 1990-е гг. и за счет увеличения смертности от болезней, вызванных ВИЧ, в XXI веке [Покровский и др., 2017, Полибин и др., 2017] (рис. 13).

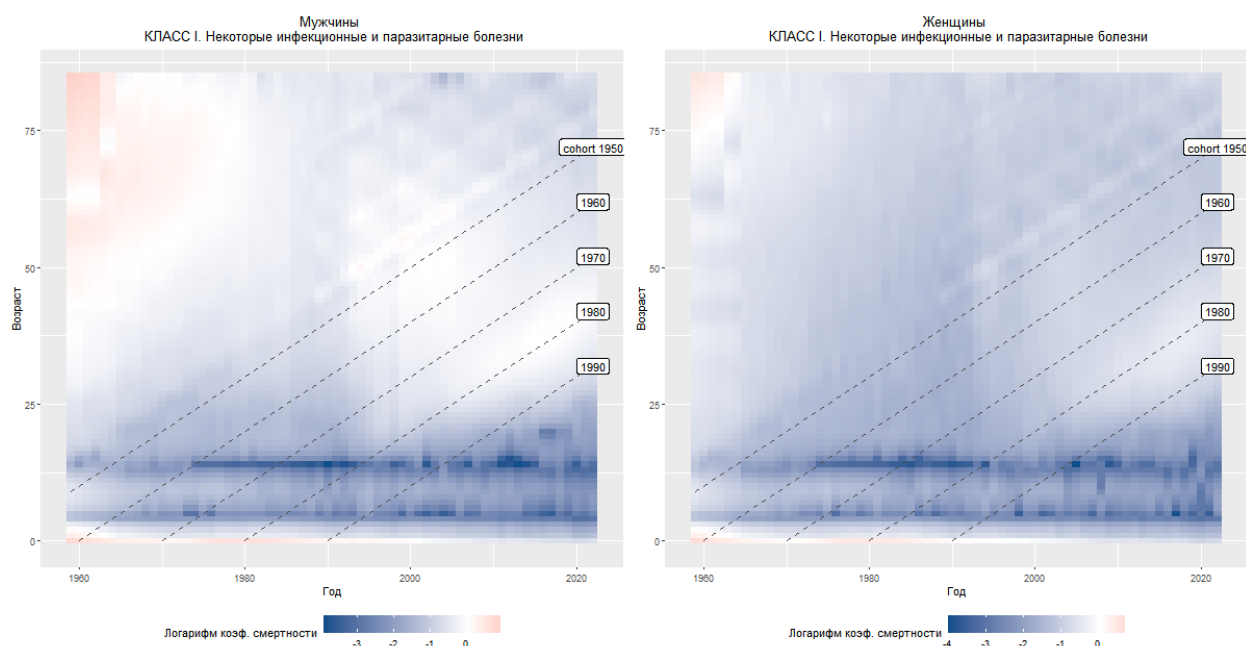


Рисунок 13. Логарифм возрастных коэффициентов смертности от инфекционных и паразитарных болезней в 1959–2022 гг. в России. Источник: построено автором на основе данных РосБРС

Периодная компонента (рис. 14) показывает, что смертность от инфекционных болезней в России снижалась вплоть до 1990-х гг. (между 1960 и 1990 гг. компонента снизилась примерно в 6 раз и для мужчин, и для женщин), после чего начался рост

периодной компоненты. При этом рост имеет разные паттерны в зависимости от пола индивидов.

Мужская компонента возрастала вплоть до 2005 г., после чего началось ее снижение, тогда как у женщин она начала снижаться только в середине 2015-х гг., при этом ее рост с 1990 г. был более медленным. Смертность женщин от туберкулеза, которая оказывала основное влияние на смертность от этого класса причин в 1990-е гг., ниже, чем мужская, тогда как эпидемия ВИЧ на смертность женщин имела гораздо большее влияние [Игнатъева, 2020]. Альтернативное объяснение – в более высокой поколенческой компоненте. Поскольку эффекты периода представляют собой остатки модели, не объясняемые эффектами возраста и когорты, в случае более выраженных когортных эффектов влияние эффекта периода будет менее выражено.

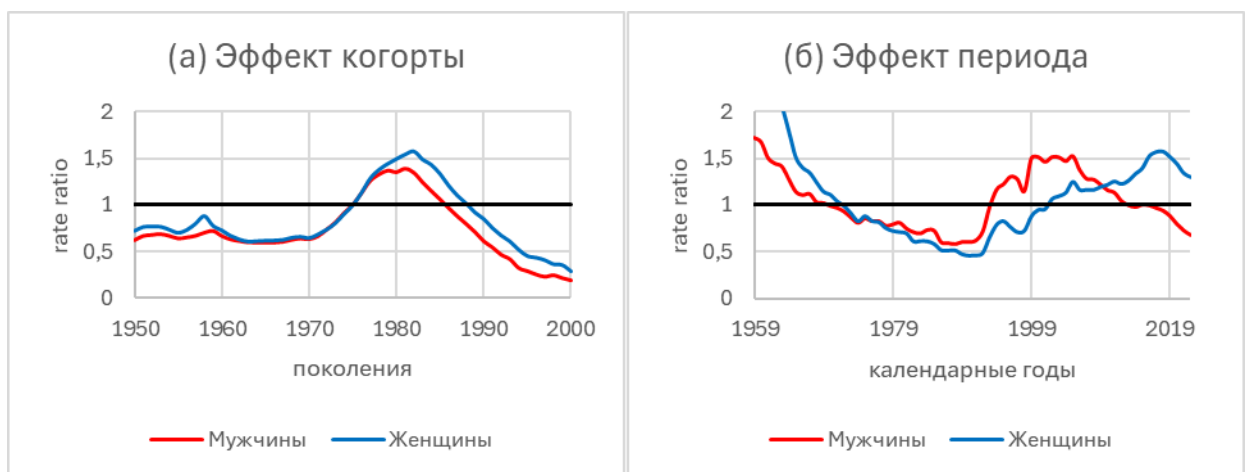


Рисунок 14. Когортная (а) и периодная (б) составляющие смертности от инфекционных и паразитарных заболеваний в России, отношение коэффициентов смертности в конкретном поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Когортная компонента смертности стабильна для поколений, рожденных в период с 1950-х по 1970-е гг., после чего начинает расти у обоих полов, достигая пика для поколений 1980-х годов рождения, а затем начинает снижаться. При этом у женщин наблюдается бóльший рост, по сравнению с мужчинами. С поколения 1977

года рождения когортный эффект у женщин выше, чем у мужчин, для всех последующих поколений.

Поколения, родившиеся в 1975–1985 гг., достигли взрослого возраста в 1990-е гг., в связи с чем они с бóльшей вероятностью могли попасть в группы риска по туберкулезу и ВИЧ. Сложные условия жизни, неопределенность будущего, низкие доходы приводили к тому, что представители этих поколений могли чаще оказываться в группах риска распространения туберкулеза (больницы, места лишения свободы и т.п.) [Паролина и др., 2020], тогда как представители более старших поколений, уже имевшие место работы, и чья жизнь, в целом, была более стабильна, могли оказываться в таких условиях реже. Именно в поколениях 1975–1985 годов рождения растет смертность от болезней, вызванных ВИЧ [Астрелин, 2020].

Более высокая женская когортная компонента может объясняться тем, что поколения женщин изначально имели более низкую смертность от инфекционных заболеваний (в первую очередь от туберкулеза) [Вишневский и Школьников, 1997], из-за чего ухудшение социально-экономических условий жизни повлияло на них сильнее, чем на мужчин (рис. 15).

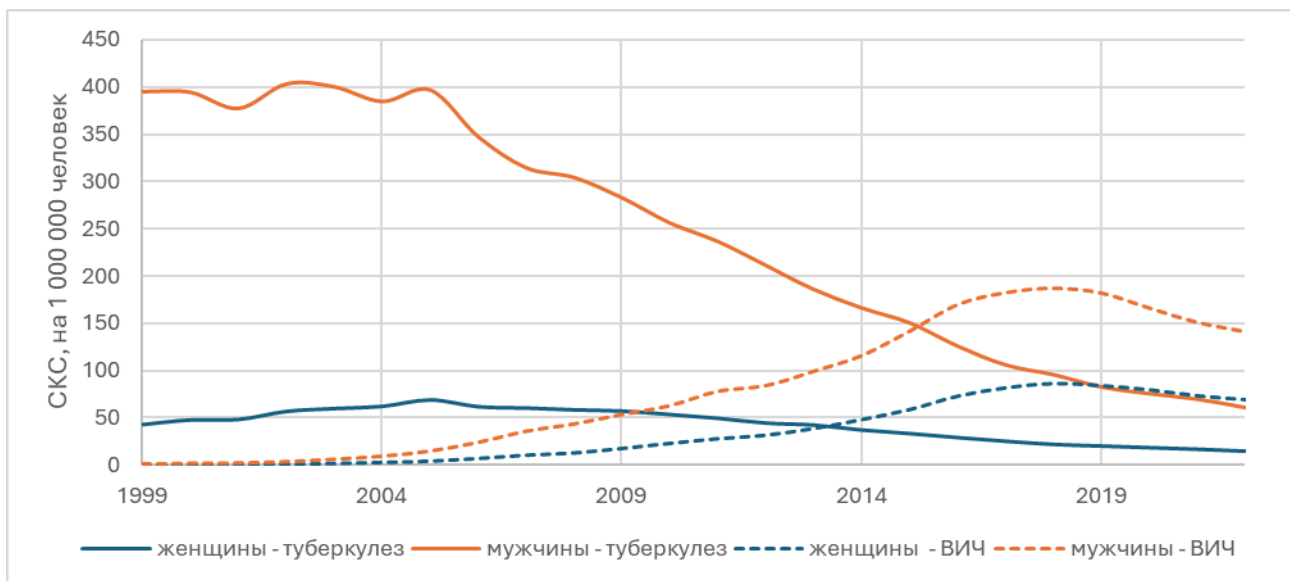


Рисунок 15. Стандартизированный коэффициент смертности мужчин и женщин от туберкулеза и болезней, вызванных ВИЧ, на 1000 000 чел. Источник: построено автором на основе данных РосБРис

Связь высокого когортного эффекта в смертности от инфекций у женщин с эпидемией ВИЧ подтверждается и эффектами когорты в смертности от болезней, вызванных ВИЧ (рис. 16).

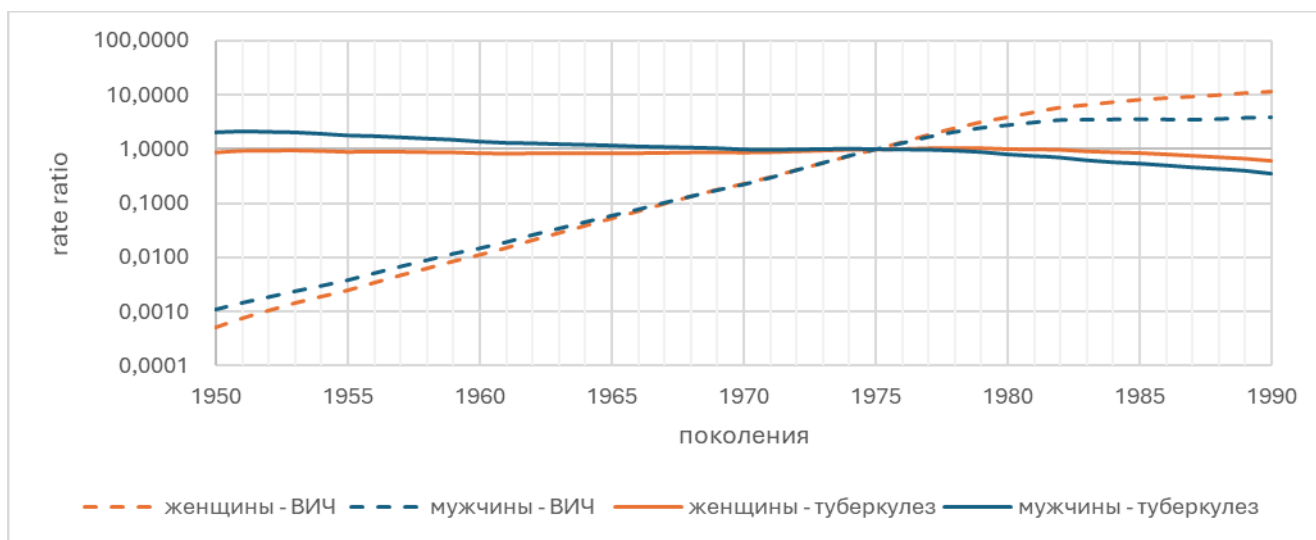


Рисунок 16. Эффект когорты в смертности мужчин и женщин от болезней, вызванных ВИЧ и туберкулеза, отношение коэффициентов смертности в конкретном поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio), логарифмическая шкала. Источник: построено автором на основе данных РосБРис

Когортный эффект в смертности обоих полов от болезней, вызванных ВИЧ, монотонно растет и для мужчин, и для женщин. При этом темп роста когортного эффекта в смертности мужчин оказывается ниже, чем в смертности женщин. Возможное объяснение – различные пути передачи ВИЧ у мужчин и женщин. В конце 1990-х гг. основным путем передачи было заражение при внутривенном употреблении наркотиков, основным контингентом заражающихся ВИЧ были мужчины. Начиная с 2002 г. растет доля заражений через гетеросексуальный контакт, что вовлекло в эпидемию женщин. Поскольку распространение эпидемии среди женщин произошло

позднее, более молодые поколения имели меньший риск смерти от болезней, вызванных ВИЧ [Покровский и др., 2017]. Заражение ВИЧ происходит у женщин в более молодом возрасте по сравнению с мужчинами [Покровская и др., 2014, Покровская и др., 2016]. В результате женщины имеют более высокие уровни смертности в молодых возрастах, что может объяснять и более высокий когортный эффект в смертности более молодых поколений.

Более высокий когортный эффект у женщин нетипичен для других стран мира [Wu и др., 2025]. Так, в Китае, более высокий когортный эффект характерен для мужских поколений [Gao и др., 2020]. С появления ВИЧ основной путь передачи в КНР – гетеросексуальный и гомосексуальный контакт, соответственно женские поколения в Китае не испытали такого же резкого «входа» в эпидемию, как в России.

Болезни органов дыхания (БОД)

Смертность от болезней органов дыхания в России снижается на протяжении всего рассматриваемого периода, причем у женщин она уменьшается быстрее (рис. 17). Доля БОД в структуре смертности по причинам в России также снижается [Вишневский, 2015]. Единственное исключение – рост из-за пандемии COVID-19 в период 2020–2022 гг. На диаграммах видно и положительное влияние антиалкогольной кампании – и у мужчин, и у женщин.

Периодная компонента смертности от БОД в России (рис. 18) показывает, что смертность от этого класса причин выросла после 1965 г. и оставалась высокой вплоть до середины 1980-х гг. Возвращение повышенной смертности от БОД, как и замедление снижения смертности от инфекционных заболеваний, является свидетельством незавершенности второго эпидемиологического перехода в СССР [Вишневский, 2015, Затравкин и др., 2021]. Периодная компонента снизилась во время антиалкогольной кампании (причем снижение у мужчин было сильнее). В 1990-е гг. периодная компонента выросла, но у мужчин эффект выражен слабее. Начиная с

2005 г. эффект периода снижается для обоих полов на фоне улучшения условий жизни и расширения профилактических мер. В 2020–2022 гг. периодная компонента растет, причем у женщин этот рост более заметный.

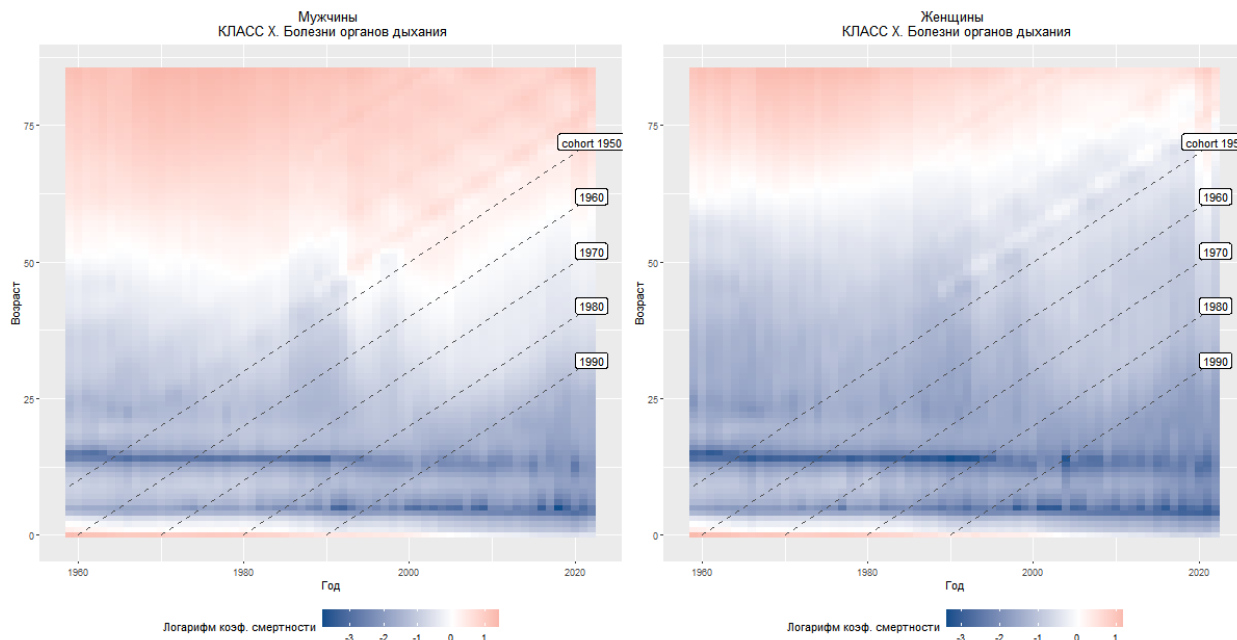


Рисунок 17. Логарифм возрастных коэффициентов смертности от болезней органов дыхания в 1959–2022 гг. в России. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

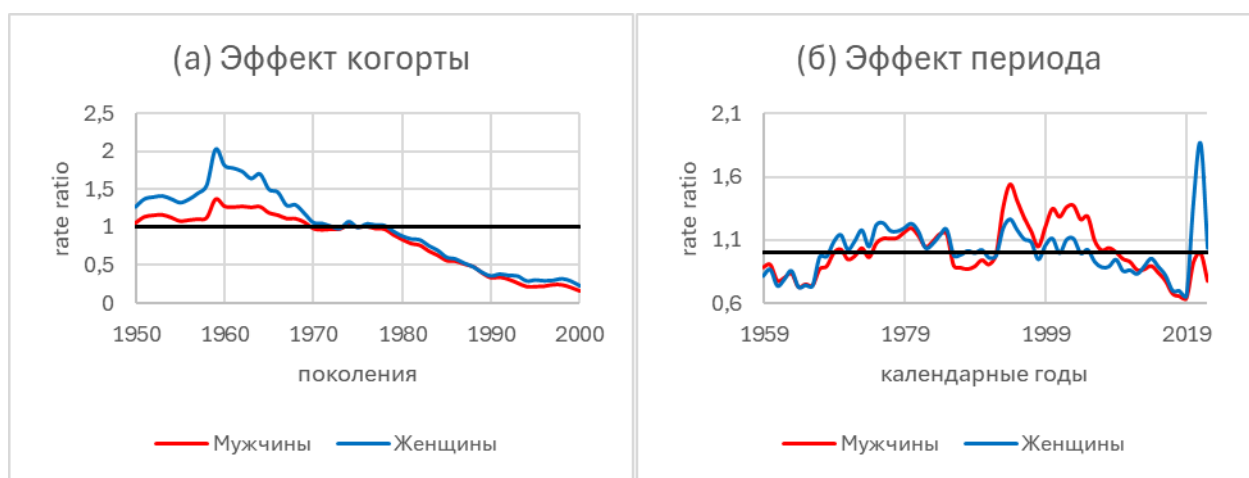


Рисунок 18. Когортная (а) и периодная (б) составляющая смертности от болезней органов дыхания в России, отношение коэффициентов смертности в

конкретном поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Наибольшая смертность от БОД фиксируется у рожденных в 1950–60-е гг. Заметим, что пандемия COVID-19 не оказала влияния на когортный эффект у этих поколений. Для проверки этого факта нами была построена модель, не учитывающая 2020–2022 гг. (рис. 19). Высокая смертность старших поколений от болезней органов дыхания в первую очередь может быть связана с тем, что последующие поколения пользовались лучшими мерами профилактики на протяжении своей жизни. То есть в России нет поколений, имевших более высокие риски смерти от COVID-19. Всю избыточную смертность следует приписывать эффектам календарного периода.

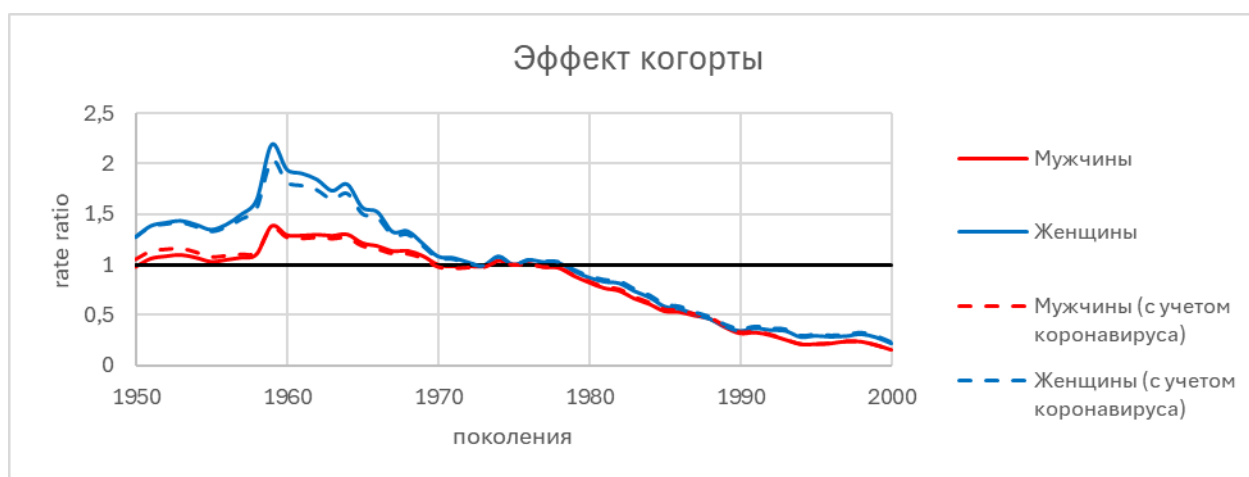


Рисунок 19. Когортная составляющая смертности от болезней органов дыхания в России, с и без учета пандемии COVID-19 (2020–2022 гг.). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Начиная с поколений 1975-х годов рождения когортная компонента смертности от БОД стабильно снижается для обоих полов, что свидетельствует о том, что в целом болезни органов дыхания взяты под контроль. Результаты показывают, что смертность от этого класса причин в значительной степени подвержена влиянию эпидемий и ухудшениям социально-экономических условий, тогда как с точки зрения поколений в каждом последующем поколении риск заболеть БОД становится ниже.

Болезни органов пищеварения

Смертность от болезней органов пищеварения в России растет с 1990 г., и перед началом пандемии COVID-19 от этой причины умерло больше людей, чем от болезней органов дыхания (женщин умерло от БОП также больше, чем от внешних причин). Такая же тенденция наблюдается и во многих других странах [Коссова, 2023]. При этом до распада СССР смертность мужчин от этого класса причин была выше, чем женщин (рис. 20).

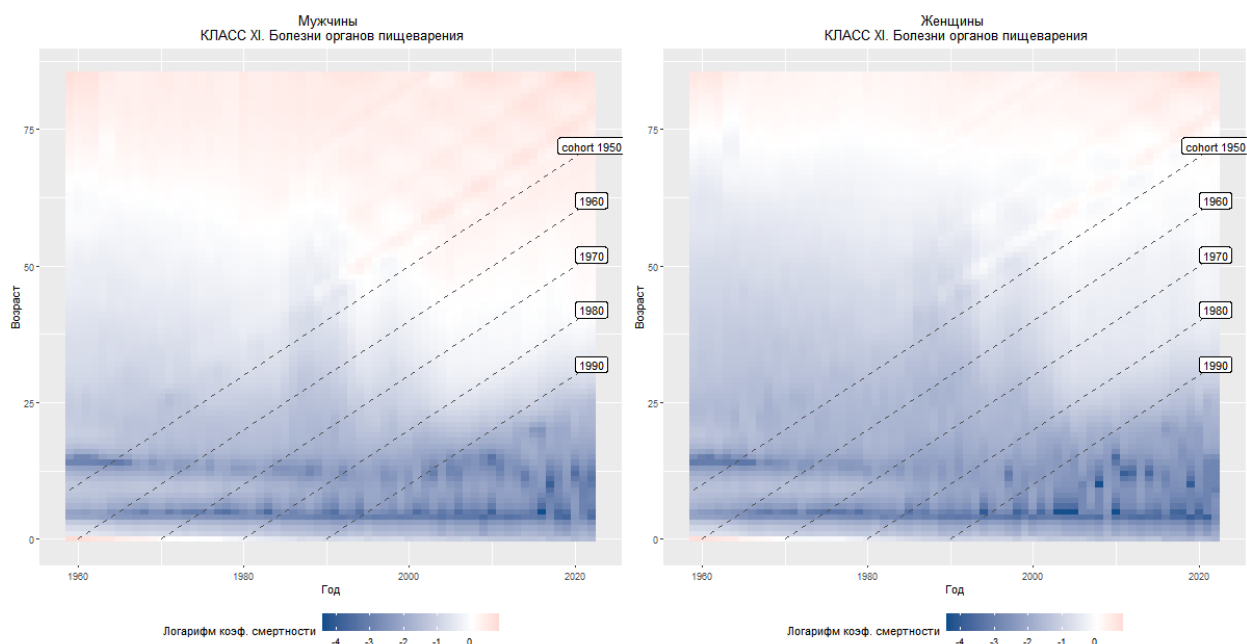


Рисунок 20. Логарифм возрастных коэффициентов смертности от болезней органов пищеварения в 1959–2022 гг. в России. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Периодная компонента (рис. 21) и мужской, и женской смертности снижалась с 1959 до 1970-х гг., затем мужская компонента увеличивается вплоть до начала антиалкогольной кампании, тогда как для женщин эффект периода оставался относительно стабильным. Антиалкогольная кампания снизила периодную составляющую смертности мужчин, однако после распада СССР периодные компоненты у обоих полов значительно возрастают. В 1995–2022 гг. мужская и

женская компоненты демонстрируют практически идентичную динамику, что может свидетельствовать об одинаковом влиянии факторов периода на смертность от БОП у обоих полов.

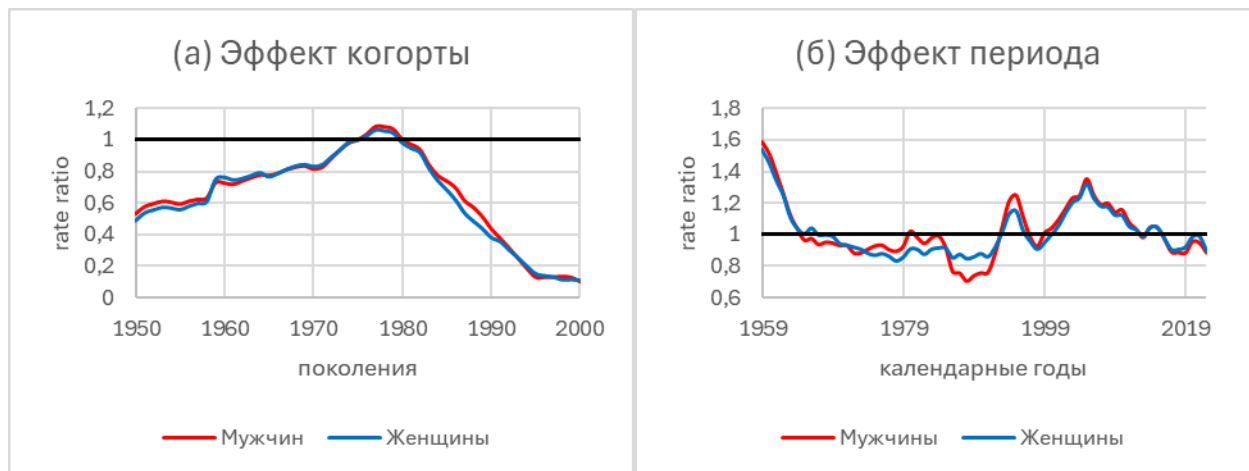


Рисунок 21. Когортная (а) и периодная (б) составляющие смертности от болезней органов пищеварения в России, отношение коэффициентов смертности в конкретном поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Эффекты когорты показывают, что смертность возрастает с поколения 1950-го года рождения, достигая максимума в поколениях конца 1970-х годов рождения, после чего снижается. Различий между полами практически не наблюдается. Более высокая смертность поколений 1960–1970-х годов рождения может объясняться несколькими причинами. Во-первых, на смертность от болезней органов пищеварения может влиять большее потребление алкоголя [Коссова, 2023]. Именно эти поколения можно отнести к «группе опасно потребляющих алкоголь» [Leon и др., 2007, Андреев и Чурилова, 2024]. Таким образом, эта группа может быть ответственна и за повышение смертности от БОП в XXI веке.

Во-вторых, поколения могли иметь более высокие доходы на протяжении XXI века (поскольку вступали в новую рыночную Россию в молодом возрасте), при этом уровень благосостояния положительно коррелирован с заболеваемостью и

смертностью от болезней органов пищеварения [Коссова, 2023] в связи с большим потреблением алкоголя [Radaev и Roshcina, 2020].

Третье возможное объяснение растущей смертности для рассматриваемых поколений – изменение структуры питания. Рожденные в 1970-е гг. застали неблагоприятные 1990-е гг. в молодом возрасте, кроме того, уже в XXI веке они наиболее вероятно были подвержены «современному стилю питания» (еда «на ходу», фастфуд и т.п.) – одной из причин увеличения заболеваемости болезнями пищеварительной системы [O'Morain и O'Morain, 2019].

Несмотря на незначительность смертности от болезней органов пищеварения (по сравнению с болезнями системы кровообращения) в структуре причин смерти, более высокая смертность поколений 1970-х годов рождения может оказывать негативное влияние на ОПЖ, поскольку рост смертности от этой причины у этих когорт происходит в трудоспособных возрастах.

Новообразования

Смертность от новообразований в России росла вплоть до середины 1990-х гг., после чего начала снижаться [Фаттахов и др., 2021]. По данным тепловой карты эти изменения незначительны, хотя и виден сдвиг среднего возраста смерти от этого класса причин в более старшие возраста после распада СССР (рис. 22).

Периодная компонента смертности (рис. 23) показывает, что эффекты периода незначительно влияют на смертность от новообразований (для всех лет, рассматриваемых в исследовании, периодное rate ratio лежит в интервале от 0,9 до 1,1). Нестабильность показателя в 1959–1965 гг. может объясняться некорректным сопоставлением номенклатур причин смерти.

Периодная составляющая действительно росла вплоть до середины 1990-х гг. для обоих полов, после чего мужская компонента начала резко снижаться, тогда как

эффекты периода для женщин оставались примерно на том же уровне и упали только в 2020-е гг. Последнее снижение и у мужчин, и у женщин может объясняться пандемией COVID-19. Люди, страдающие новообразованиями, обладают пониженным иммунитетом, из-за чего могли умереть от последствий перенесенного коронавируса, «не успев» умереть от новообразования.

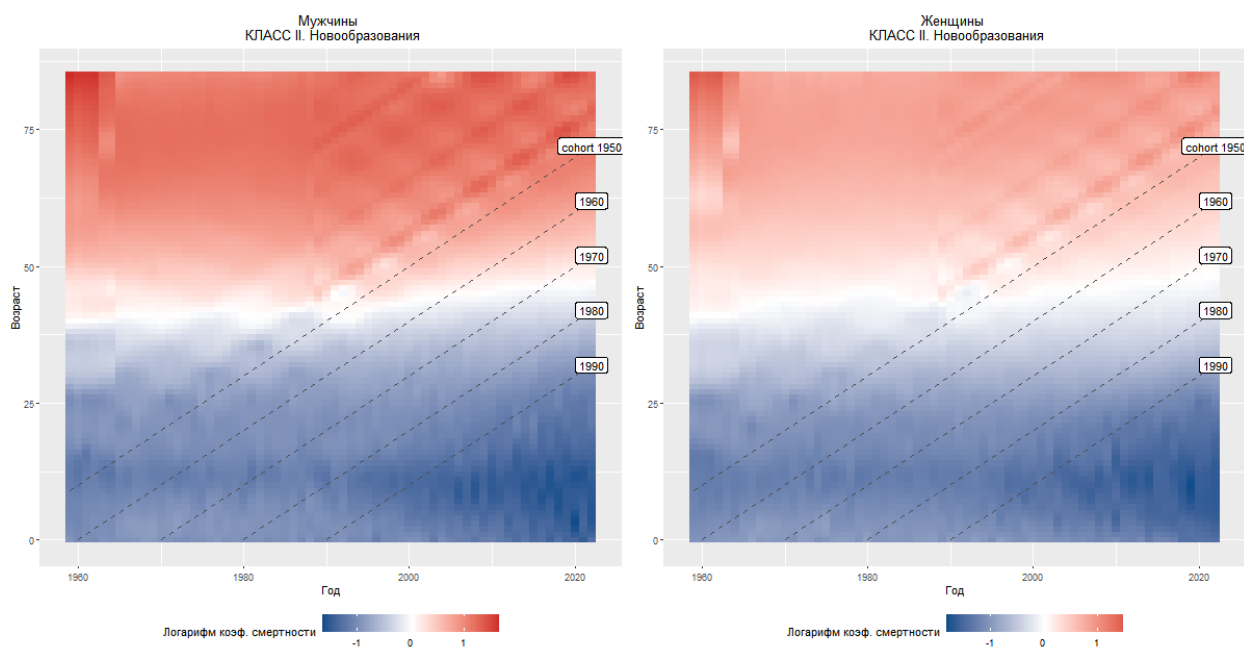


Рисунок 22. Логарифм возрастных коэффициентов смертности от новообразований в 1959–2022 гг. в России. Источник: построено автором на основе данных РосБРС

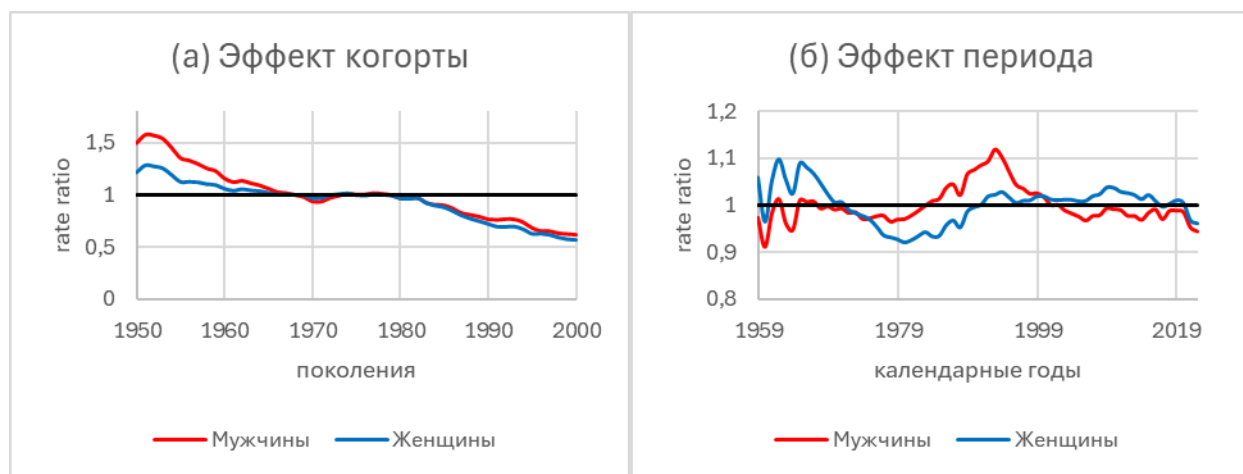


Рисунок 23. Когортная (а) и периодная (б) составляющие смертности от новообразований в России, отношение коэффициентов смертности в конкретном

поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio).
Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Самые высокие показатели эффекта когорты фиксируются для рождённых в 1950–1960-е гг., при этом у мужчин компонента выше. Вероятная причина такого различия состоит в том, что одна из ведущих причин смерти внутри класса новообразований у мужчин – это рак легких [Фаттахов и др., 2023], тогда как у женщин он уступает другим видам рака. Известно, что в российских поколениях, рожденных после ВОВ, доля курильщиков выше, чем в более молодых поколениях, кроме того мужчины подвержены курению в большей степени, чем женщины [Милле и Школьников, 1999, Калабихина и Кузнецова, 2019]. В связи с этим можно высказать гипотезу о негативном влиянии распространения курения на смертность от новообразований для этих поколений. В поколениях, рожденных между 1970 и 1980 гг., смертность практически одинаковая, а для поколений 1980-х и позже годов рождения эффект когорты стабильно снижается. Причина может быть в том, что эти поколения еще не достигли возрастов, в которых вероятность смерти от новообразования высокая – самой взрослой из этих когорт «всего» 45 лет. Другое объяснение – возможно, люди из указанных поколений больше умирали от других причин смерти, «не доживая» до смерти от новообразования, что отразилось в заниженном эффекте когорты.

Внешние причины смерти

В российской практике используется двойное кодирование причин смерти, связанных с травмами и отравлениями⁷: один код из класса XX «внешние причины смерти», второй – из класса XIX «Травмы, отравления и некоторые другие последствия воздействия внешних факторов». Для исследования мы выбрали XX

⁷ П. 2.6 письма Министерства здравоохранения и социального развития РФ от 30 сентября 2011 г. N 14-9/10/2-9696 "Об особенностях кодирования травм при дорожно-транспортных происшествиях в соответствии с МКБ-10»

класс причин, а не XIX, поскольку, во-первых, номенклатура внешних причин несколько шире, чем номенклатура травм, во-вторых, до введения новой российской номенклатуры на основе МКБ–10 в 1999 г., рубрик, которые можно было бы однозначно сопоставить с новыми рубрикам, не было.

Смертность от внешних причин в России – одна из ведущих причин смерти. Причем смертность женщин значительно ниже смертности мужчин (рис. 24). Смертность обоих полов от внешних причин сильно снизилась практически во всех трудоспособных возрастах во время антиалкогольной кампании. В 1990-е гг. смертность в трудоспособных возрастах выросла, но женская смертность затем сократилась, причем значительно, чем мужская.

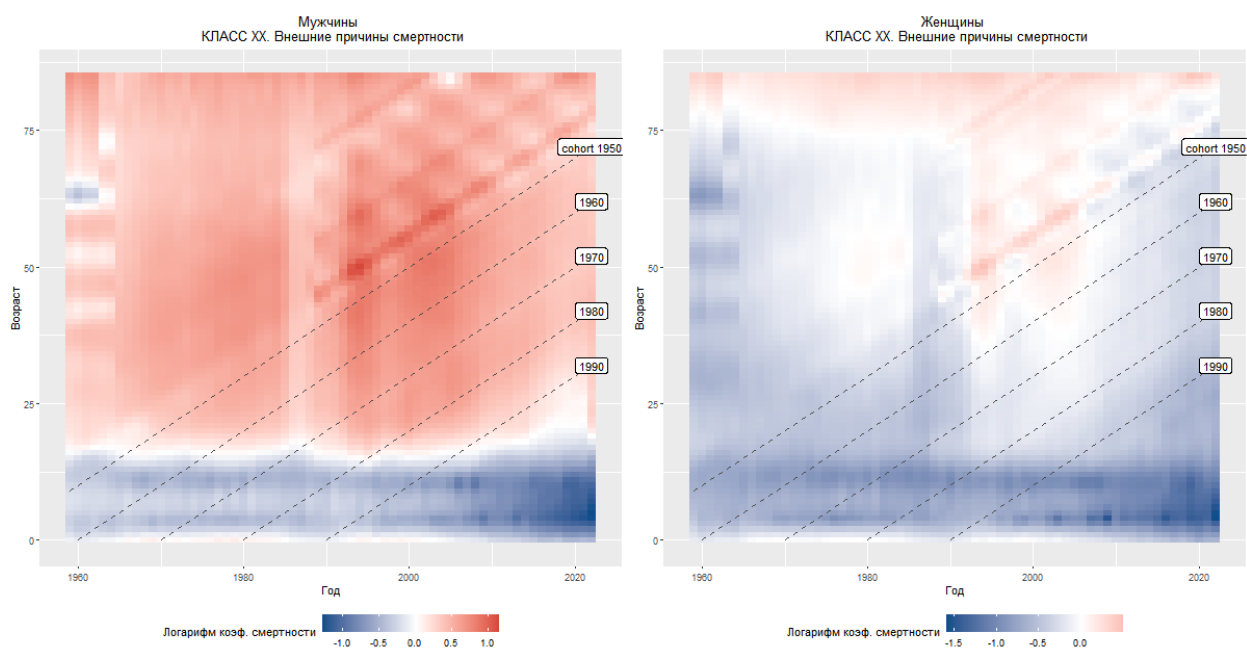


Рисунок 24. Логарифм возрастных коэффициентов смертности от внешних причин в 1959–2022 гг. в России. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

С 1960 по 1985 г. периодная компонента (рис. 25) практически непрерывно возрастала, затем снизилась в период антиалкогольной кампании, после чего росла в

начале 1990-х гг., незначительно упала к 1998 г., и снова увеличилась, а с 2003 г. практически монотонно снижается.

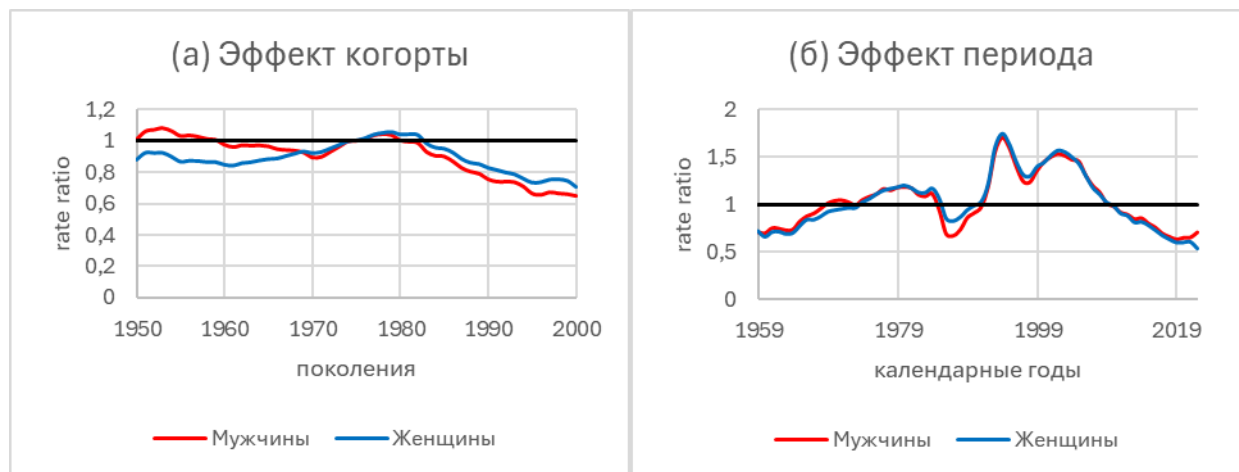


Рисунок 25. Когортная (а) и периодная (б) составляющие смертности от внешних причин в России, отношение коэффициентов смертности в конкретном поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Когортная составляющая смертности у мужчин сокращалась вплоть до поколения 1970-х годов рождения, затем в поколениях до 1985 года рождения возрастала, после чего монотонно снижалась. Наибольшие значения когортного эффекта наблюдаются у поколений мужчин, родившихся в 1950–1960 и 1975–1980 гг. – первая группа поколений испытала на себе проблемы алкоголизации в СССР в начале 1980-х гг., а после этого резкую отмену алкогольной кампании (то есть они были группой риска по алкоголю). Мужчины, рожденные в 1975–1980 гг., в свою очередь испытали на себе влияние неблагоприятных 1990-х годов в переломные моменты своей жизни – в подростковом возрасте и при переходе из средней школы к высшему образованию, из-за чего именно эти поколения имели большую вероятность умереть от алкоголя или от «повреждений с неопределенными намерениями» (основные составляющие структуры смертности от внешних причин) [Кваша и др., 2015].

Когортный эффект для женщин монотонно возрастает, начиная с поколения 1955 года рождения достигая пика в поколении 1983 года рождения, то есть каждое следующее поколение имеет более высокую смертность от внешних причин. Объяснить такую динамику когортного эффекта можно тем, что каждое более молодое поколение сталкивалось с большими проблемами в 1990-е гг., поскольку проживало их в более молодых возрастах. При этом более низкий когортный эффект в смертности женщин поколения 1950-х годов рождения может быть связан с тем, что они испытали меньший эффект от завершения алкогольной компании по сравнению с мужчинами (поскольку они в меньшей степени входили в группу риска по потреблению алкоголя) [Leon и др., 2007].

Прочие причины смерти

В смертности от прочих причин когортный эффект практически отсутствует (рис. 26). При этом в поколениях конца 1980-х годов рождения влияние факторов когорты наибольшее, но смертность этих поколений всего на 20% выше, чем смертность референтного поколения 1975 года рождения.

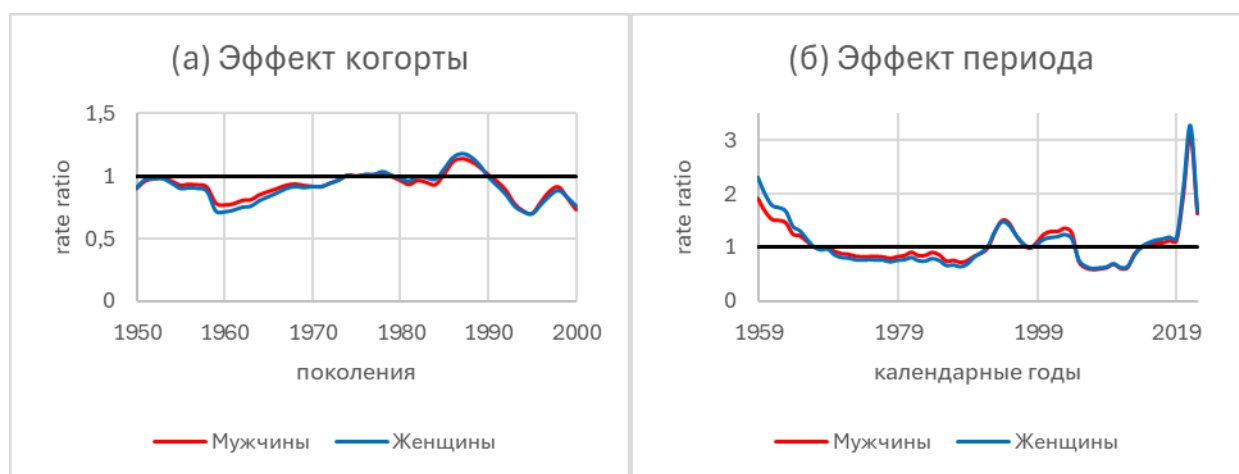


Рисунок 26. Когортная (а) и периодная (б) составляющие смертности от прочих причин смерти в России, отношение коэффициентов смертности в конкретном поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio). Источник: построено автором на основе данных РосБРС

Периодный эффект при этом выглядит вполне логичным. Годы роста периодного эффекта совпадают с периодами снижения ОПЖ при рождении, что подтверждает валидность идентификации периодного эффекта. Интересно выглядит рост периодного эффекта после 2012 г. В эти годы ОПЖ при рождении продолжала расти. Этот эффект может быть связан с низким качеством кодирования причин смерти [Иванова и др., 2013, Юмагузин и Винник, 2023].

Таким образом определены поколения, обладающие наибольшим когортным эффектом в смертности от отдельных классов причин смерти. Результаты суммированы в табл. 4.

Таблица 4. Российские поколения с наибольшим когортным эффектом в смертности от некоторых основных классов причин смерти

Причина смерти	Мужчины	Женщины
Класс I. Некоторые инфекционные и паразитарные болезни	Поколения 1975–1985-х годов рождения	Поколения 1975–1985 годов рождения
Класс II. Новообразования	Поколения 1950-х годов рождения, у более молодых поколений когортный эффект монотонно снижается	Поколения 1950-х годов рождения, у более молодых поколений когортный эффект монотонно снижается
Класс IX. Болезни системы кровообращения	Поколения 1975–1985-х годов рождения	Поколения 1975–1980-х годов рождения
КЛАСС X. Болезни органов дыхания	Поколения 1950–1960-х годов рождения	Поколения 1950–1960-х годов рождения
КЛАСС XI. Болезни органов пищеварения	Поколения 1975–1980-х годов рождения	Поколения 1975–1980-х годов рождения
КЛАСС XX. Внешние причины смертности	Поколения 1950-х годов рождения и поколения 1975–1980-х годов рождения	Поколения 1975–1980-х годов рождения

Источник: построено автором на основе результатов исследования

Когортный эффект для женских поколений выше в смертности от инфекционных заболеваний, что объясняется тем, что женщины меньше пострадали

от туберкулеза, но в равной с мужчинами степени – от ВИЧ-инфекций. Аналогичный результат получен для болезней органов дыхания – выдвигается объяснение, что женские поколения испытали более быстрое снижение смертности от этой причины смерти, в связи с чем по отношению к референтному поколению смертность женщин от БОД была значительно ниже.

Мужской когортный эффект оказался выше в смертности от болезней системы кровообращения, причем в отличие от женской когортной компоненты он снижался от пиковых значений медленнее – мужские поколения продолжают испытывать более высокую смертность от болезней системы кровообращения.

3.2. Географическая дифференциация когортного эффекта в смертности в России

3.2.1. Группировка регионов по динамике когортных эффектов

После проведения APC-анализа смертности в регионах России регионы были разделены на 4 группы по динамике когортного эффекта в поколениях 1970–1985 годов рождения. Одни и те же регионы могли попасть в разные группы при рассмотрении динамики когортных эффектов у мужчин и у женщин (рис. 27).



Рисунок 27. Распределение регионов России по группам по динамике когортного эффекта. (а) – мужчины, (б) – женщины. Границы Российской Федерации даны в соответствии с административным делением на 1 января 2022 г. Источник: построено автором.

Группа 1 (регионы снижающегося когортного эффекта). Когортный эффект в смертности в этих регионах последовательно снижается от поколения к поколению (рис. 28), то есть в каждом следующем поколении в этих регионах наблюдается более низкая смертность. В эту группу попали регионы Северного Кавказа, к данным о смертности в которых, как уже отмечалось, следует относиться с осторожностью.

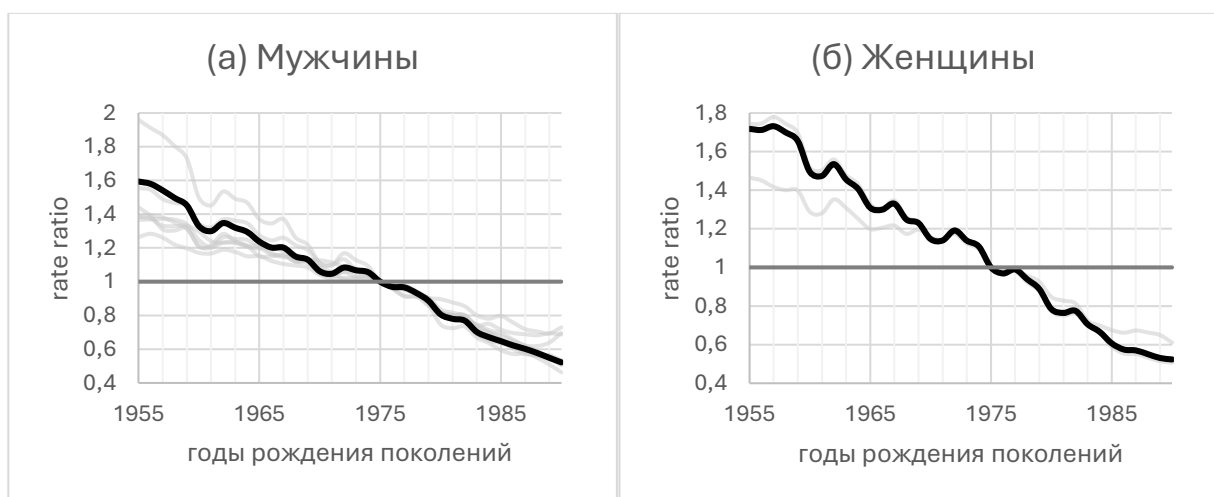


Рисунок 28. Когортный эффект в смертности поколений 1955–1990 годов рождения (а) мужчин и (б) женщин в регионах первой группы. Жирная линия – когортный эффект для всей группы регионов (отношение коэффициентов смертности в конкретном поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio)). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Группа 2 (регионы стабильного когортного эффекта). В этих регионах динамика когортного эффекта характерна тем, что для поколений, рожденных между 1970 (для отдельных регионов и для более ранних поколений) и 1980 (для части регионов и для рожденных позднее) годами, значения эффекта практически не меняются (рис. 29). При этом у поколений, рожденных после 1980 г., эффект снижается. Как показано в предыдущих исследованиях [Пустовалов, 2015, Смирнова и Крутько, 2016] для России в целом, поколения 1970-х годов рождения имеют более высокий когортный эффект в смертности, потому что в трудоспособных возрастах в этих поколениях коэффициенты смертности были выше, чем у предыдущих и последующих

поколений. Во второй группе регионов мы не видим роста когортного эффекта у поколений 1970–1980-х годов рождения, как это наблюдается в России в целом. Наше предположение состоит в том, что отсутствие роста когортного эффекта в этой группе регионов связано не только с более высокой смертностью поколений 1970-х годов рождения, а с тем, что и в поколениях 1960-х годов рождения смертность все еще оставалась высокой. Поэтому на графике наблюдается период стагнации когортного эффекта в поколениях, рожденных между 1965 и 1975 гг. у мужчин, и более длинный период стагнации у женщин – он начинается с поколений 1950-х годов рождения.

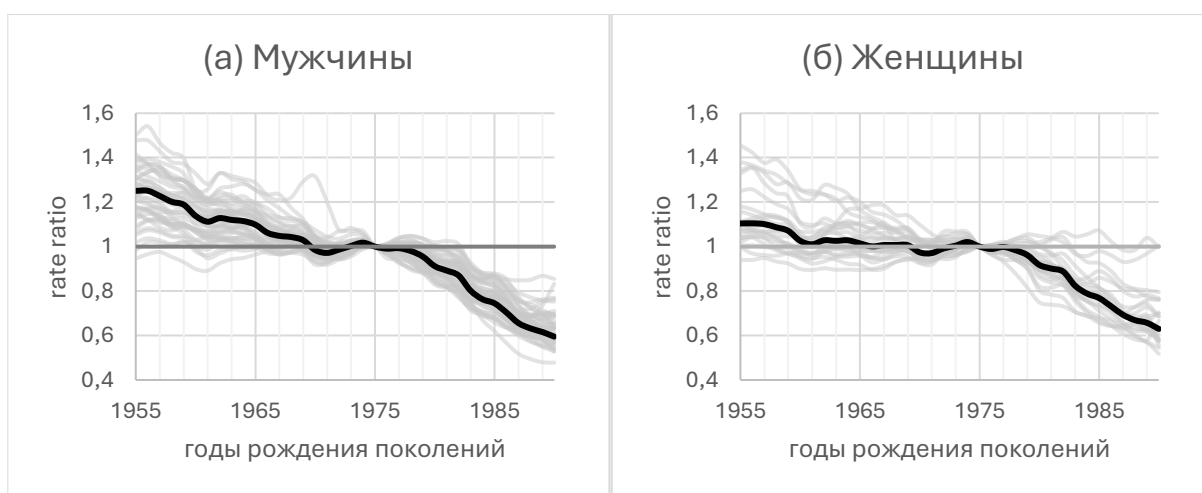


Рисунок 29. Когортный эффект в смертности поколений 1955–1990 годов рождения (а) мужчин и (б) женщин в регионах второй группы. Жирная линия – когортный эффект для всей группы регионов (отношение коэффициентов смертности в конкретном поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio)). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Группа 3 (регионы слабого когортного эффекта). В регионах этой группы когортный эффект последовательно снижается у мужчин от поколения 1950-х годов рождения к поколению 1970 годов рождения, при этом значения когортного эффекта для поколения 1970 годов рождения ниже, чем для референтного поколения. У женщин в некоторых регионах когортный эффект вплоть до поколения 1970 года рождения практически не меняется, но у обоих полов после поколений 1970 года

рождения эффект незначительно растет в поколениях 1975–1980 годов рождения, после чего начинает снижаться (см. рис. 30). Можно утверждать, что в этих регионах существует незначительный когортный эффект в поколениях, рожденных во второй половине 1970-х гг., – в этих поколениях наблюдается более высокая смертность по сравнению с рожденными в поздние 1960-е и ранние 1970-е гг.

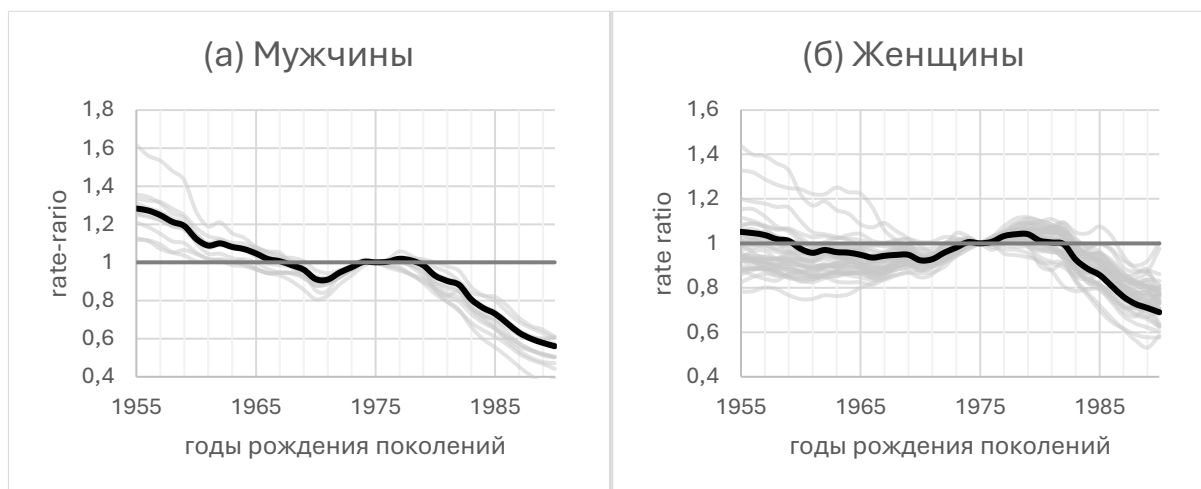


Рисунок 30. Когортный эффект в смертности (а) мужчин и (б) женщин поколений 1955–1990 годов рождения в регионах третьей группы. Жирная линия – когортный эффект для всей группы регионов (отношение коэффициентов смертности в конкретном поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio)). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Группа 4. (регионы сильного когортного эффекта) Динамика когортного эффекта в этой группе регионов практически повторяет динамику в регионах третьей группы, с тем отличием, что, начиная с поколения 1970 года рождения, происходит более заметный рост когортного эффекта (см. рис. 31). В регионах этой группы самый высокий когортный эффект в смертности мужчин наблюдается у поколений 1978–1980, а в смертности женщин – у поколений 1980–1982 годов рождения. Самые низкие значения когортного эффекта у мужчин предшествующих поколений наблюдаются у рожденных в 1968–1972 гг., тогда как у женщин в регионах этой группы у всех предшествующих поколений когортная компонента сохраняется примерно на уровне

поколения 1970 года рождения. Другими словами, смертность поколений, рожденных в конце 1970-х – начале 1980-х гг., в этой группе регионов заметно выше, чем у предыдущих поколений.

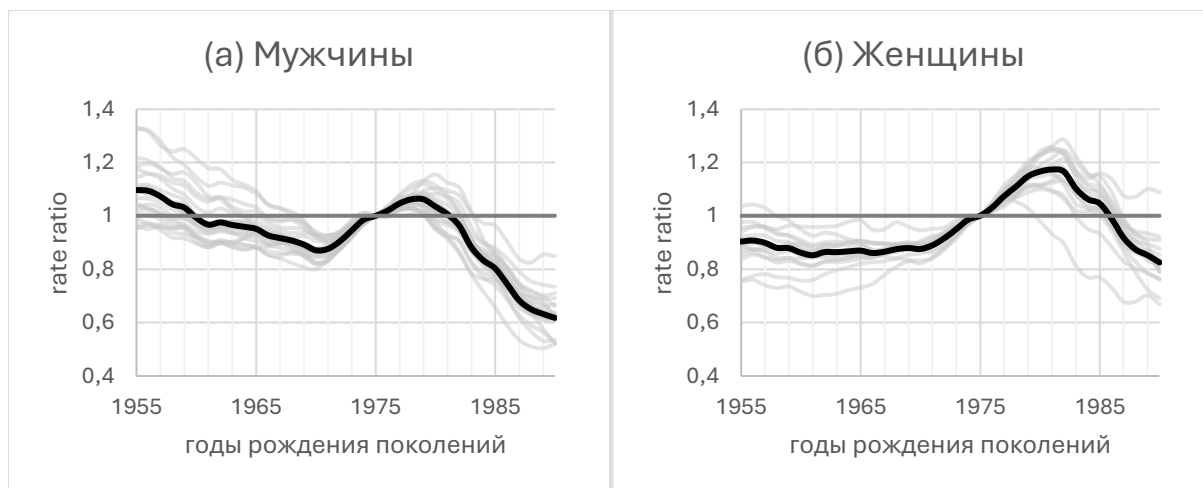


Рисунок 31. Когортный эффект в смертности (а) мужчин и (б) женщин поколений 1955–1990 годов рождения регионов четвертой группы. Жирная линия – когортный эффект для всей группы регионов (отношение коэффициентов смертности в конкретном поколении к коэффициенту смертности в референтном поколении (rate ratio)). Источник: построено автором на основе данных РосБРС

В четвертую группу регионов с самым высоким когортным эффектом в смертности мужчин попали в основном регионы Поволжья, Урала и Западной Сибири. Из регионов Центральной России в этой группе оказались Тверская и Тульская области. Это распределение показывает, что в результате кризиса 1990-х гг. наиболее сильно пострадали поколения мужчин 1970-х – начала 1980-х годов рождения из индустриальных регионов России. Мужские когорты из большей части регионов Центральной России оказались во второй группе. В этих регионах когортная компонента в смертности не росла, что, однако, не означает более благоприятной ситуации со смертностью. Стабильность когортного эффекта может также свидетельствовать, что, в отличие от регионов четвертой группы, в поколениях,

рожденных в конце 1960-х – начале 1970-х гг. не происходило улучшений в смертности.

В третью группу вошли Московская и Петербургская агломерации, Калужская, Астраханская, Нижегородская области и Красноярский край. Динамика когортного эффекта в этих регионах отличается от динамики в регионах четвертой группы только меньшей величиной его роста в поколениях 1975–1980 гг., в этих регионах также можно говорить о неравенстве мужских поколений в смертности.

Распределение регионов по динамике когортного эффекта для женского населения отличается от распределения для мужчин. В третью и четвертую группы с ростом когортного эффекта в поколениях 1970–1980 годов рождения попало 54 региона (более 2/3 от всех анализируемых субъектов Федерации). Среди них почти все регионы Центральной России, Поволжья, Урала и Сибири. Большая часть из них (40) классифицированы как регионы третьей группы, в которой рост когортной компоненты был не столь значительным или продолжительным, как в четвертой. Разница между минимальным и максимальным значениями *rate ratio* для рожденных между 1970 и 1980 гг. составляет не более 0,1, а возвращение к минимальному значению происходит уже в поколении 1980 года рождения. Напротив, в регионах четвертой группы разница доходит до 0,4, а сопоставимые с уровнем поколений начала 1970-х годов рождения значения когортного эффекта фиксируются только у рожденных в конце 1980-х гг. Рост когортного эффекта в смертности женских поколений 1970–1980-х годов рождения фиксируется в большем количестве регионов по сравнению с мужчинами. Если мужская смертность росла с 1964 г., то у женщин негативные изменения в смертности не наблюдались вплоть до распада Советского Союза [Вишневыи и Щур, 2019].

Географическая дифференциация регионов может подтверждать существование северо-восточного градиента не только в общей смертности [Андреев, 1979], но и в динамике когортного эффекта – уровень смертности увеличивается от

южных регионов к северным и от западных к восточным. Основная часть регионов из четвертой группы находится на Южном Урале. Именно в этих регионах негативное влияние 1990-х гг. имело наивысший эффект с учетом того, что в этих регионах смертность была всегда ниже, чем в более северо-восточных регионах [Вишневецкий и Школьников, 1997, с. 42]. Поэтому когортный эффект проявился в этих регионах сильнее, чем на Дальнем Востоке.

3.2.2. Вклад различий в когортных эффектах в дифференциацию ОПЖ между регионами России

Различия групп регионов по динамике когортного эффекта в смертности мужчин проявляются уже при сравнении средних ОПЖ (здесь и далее мы будем называть средневзвешенную ОПЖ по группе регионов просто ОПЖ) по группам (рис. 32). В 1990 г. значения ОПЖ во всех группах практически совпадали (исключение – первая группа, в которой наблюдалось стабильное снижение когортного эффекта). Затем траектории динамики ОПЖ в группах расходятся: с 2000 г. средние значения ОПЖ во второй и четвертой группах регионов начали отставать от ОПЖ третьей группы. С 2006 г. ОПЖ четвертой группы также отстает от значений продолжительности жизни во второй группе. Показатель ОПЖ для всех регионов (среднероссийский) практически совпадает с ОПЖ третьей группы, а с 2008 г. немного отстает от нее.

ОПЖ женщин уже в 1990 г. различалась между группами регионов. В четвертой группе ОПЖ затем снижается вплоть до 2005 г., в остальных группах уже с 2003 г. наблюдается положительная динамика. С 2017 по 2019 г. в четвертой группе наблюдается снижение ОПЖ на фоне ее роста в остальных группах. Расхождение между четвертой и первой группами выросло в начале 2000-х, затем уменьшалось к 2017 г., после чего снова выросло. ОПЖ в регионах второй группы с 2011 г. превышает значения показателя в регионах четвертой группы, что косвенным образом может подтверждать различия в динамике когортного эффекта в этих регионах.

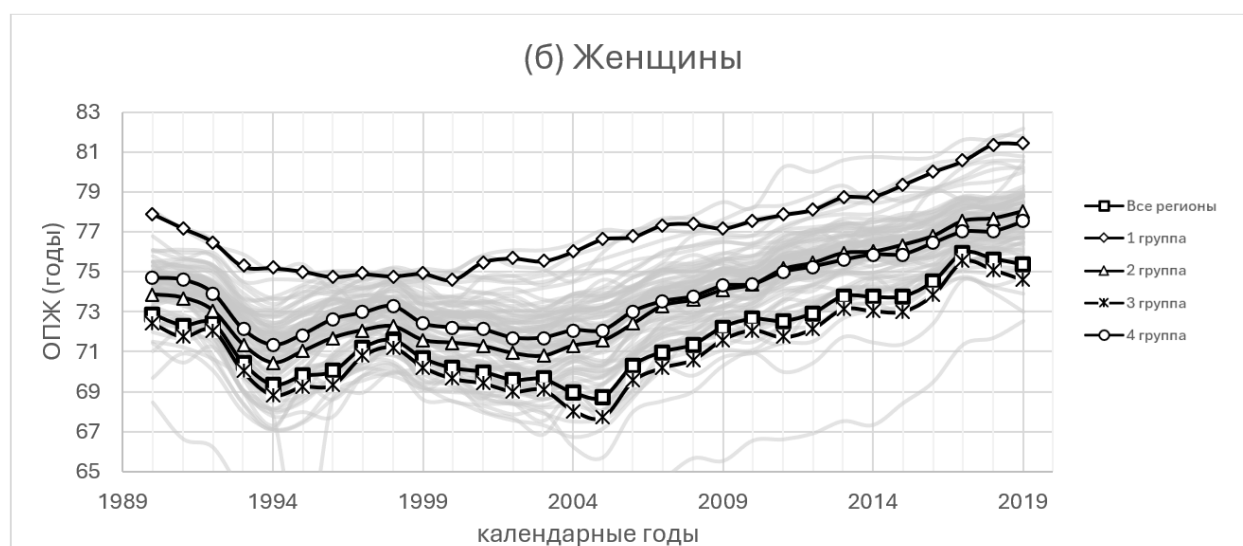
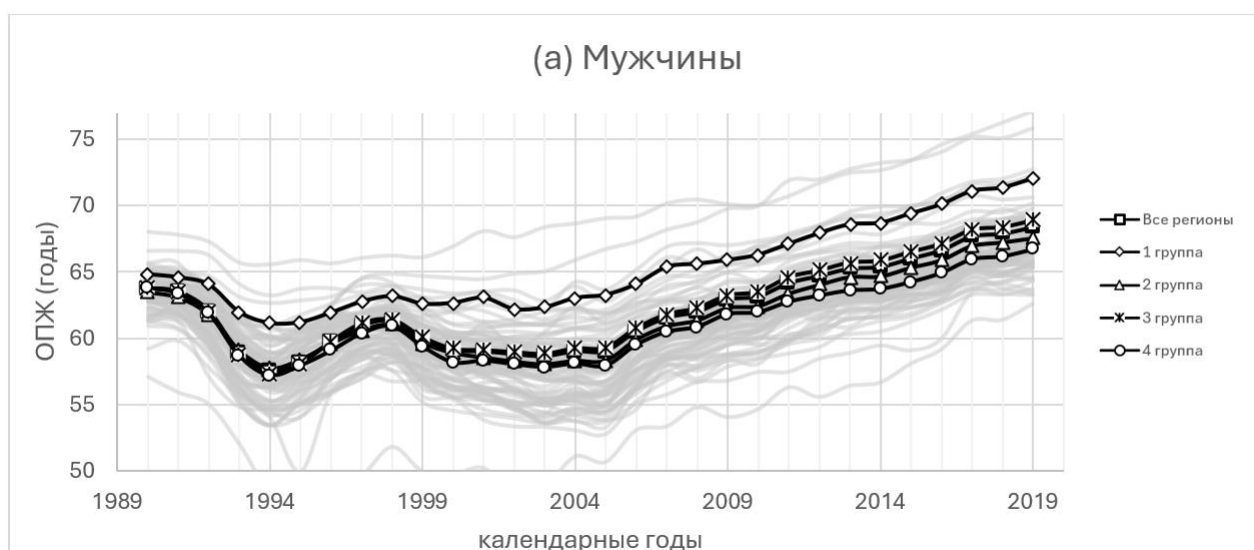


Рисунок 32. Средневзвешенная ОПЖ по группам регионов (а) мужчин и (б) женщин в 1990–2019 гг. Светло-серые линии – ОПЖ регионов. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Дисперсия ОПЖ между регионами России с 1990 г. выросла у мужчин в 5 раз (рис. 33(а)), у женщин – в 2,5 раза (рис. 33(б)). При этом динамика дисперсии и динамика ОПЖ вплоть до начала 2010-х гг. не была однонаправленной в стране в целом: дисперсия росла в периоды снижения ОПЖ и падала в периоды ее роста, поскольку ОПЖ снижалась в регионах России неравномерно. В 2005 г. дисперсия достигла максимальных значений на фоне начала роста общероссийской ОПЖ. Это

можно объяснить тем, что современный период увеличения продолжительности жизни начался неодновременно – в одних регионах в начале 2000-х гг., а в некоторых – только в 2005 г. [Timonin и др., 2017]. После 2010 г. дисперсия ОПЖ начинает расти и стабилизируется к 2015 г., при этом у женщин значение показателя снижается в 2017 г., но затем вновь вырастает до прежнего уровня в 2019 г.. Связать это можно с тем, что в ряде регионов уже в 2019 г. ОПЖ женщин снизилась.

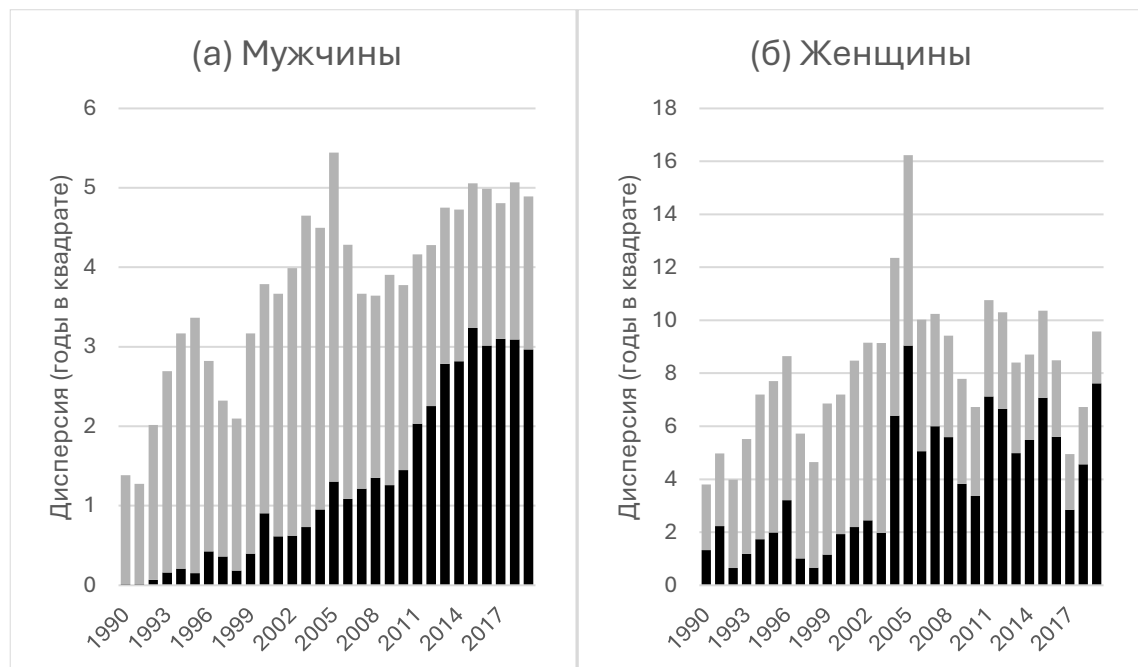


Рисунок 33. Дисперсия ожидаемой продолжительности жизни (а) мужчин и (б) женщин между регионами России в 1990–2019 гг. (годы в квадрате, накопленная величина). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Величина межгрупповой компоненты дисперсии за рассматриваемый период также выросла, причем доля межгрупповой дисперсии ОПЖ мужчин увеличивалась практически ежегодно, стабилизовавшись в 2013 г. на уровне 60–65%, женщин доля межгрупповой дисперсии достигала минимума в 1990-е гг., после чего также выросла. В 2005–2010 гг. она составляла 50–60% в 2011–2018 гг. – 60–70% (рис. 34).

Высокая и увеличивающаяся доля межгрупповой дисперсии в общей дисперсии в современный период роста продолжительности жизни указывает на то, что регионы

внутри каждой из групп имеют примерно одинаковые тренды изменения смертности, но между группами различия в смертности нарастают.



Рисунок 34. Доля межгрупповой дисперсии в общей дисперсии ОПЖ мужчин и женщин (в процентах). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

И в мужском, и в женском населении наблюдаются разные тренды динамики вклада возрастных групп в изменение межгруппового стандартного отклонения от среднего значения ОПЖ по России.

Во всех возрастах вклады подвержены существенным флуктуациям. При этом у мужчин (рис. 35) отличительная особенность состоит в стабильном положительном вкладе в дисперсию возрастной группы 30–39 лет с начала 2000-х гг. и вплоть до 2015 г., а с 2015 г. вклад этой возрастной группы становится отрицательным. В начале XXI века в эту возрастную группу начали входить рожденные в 1970–1985 гг. Динамика когортного эффекта в этих поколениях различается между группами. Стабильно положительный вклад этой возрастной группы в изменение стандартного отклонения указывает на то, что в выделенных четырех группах регионов смертность в этих поколениях действительно менялась по-разному.

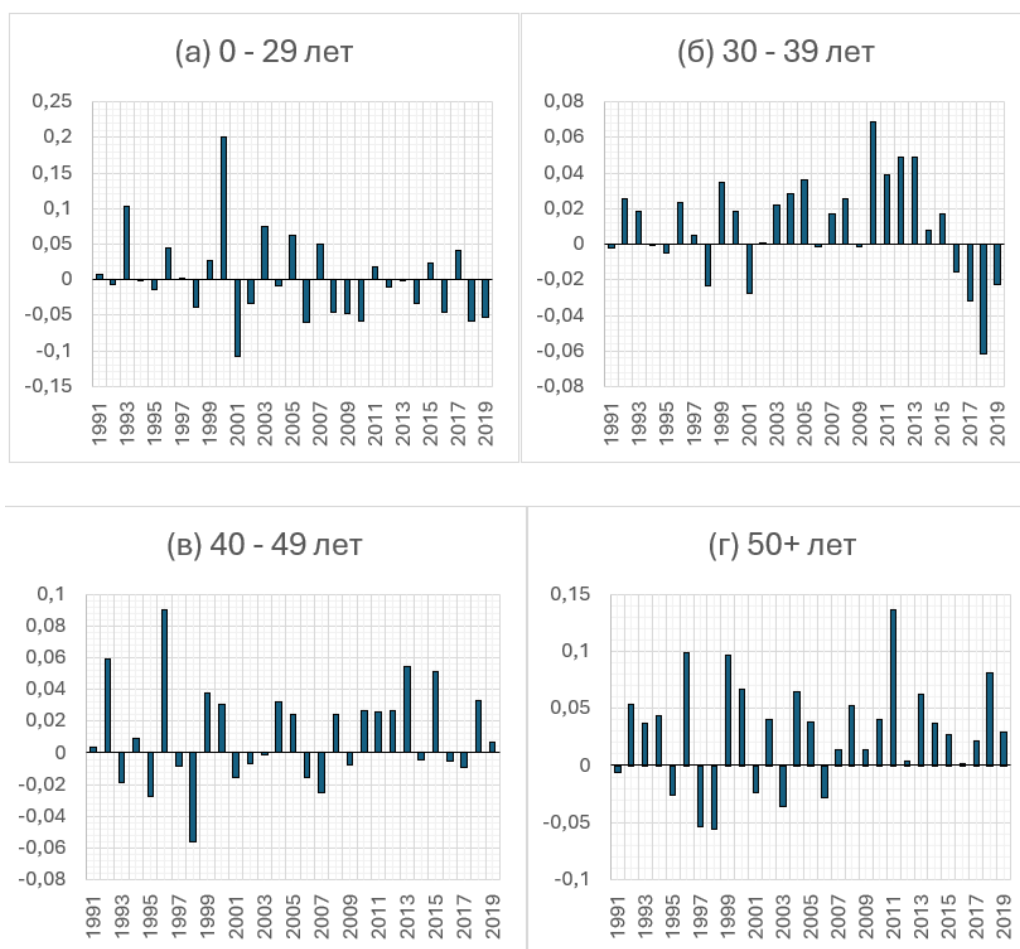


Рисунок 35. Вклад отдельных возрастных групп в изменение межгруппового стандартного отклонения взвешенного ОПЖ при рождении мужчин в 1990–2019 гг. (к предыдущему году, в годах). Мужчины. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Вклад возрастной группы 40–49 лет также показывает, что имеются различия в динамике смертности между группами регионов в поколениях, рожденных в первой половине 1970-х годов. Начиная с 2010 г. вклад этой возрастной группы становится стабильно положительным, тогда как в некоторые предыдущие годы вклад был отрицательным. Положительный, хотя и менее значительный, вклад 40–49-летних в изменение стандартного отклонения и в 2000–2010 гг. может указывать на региональные различия в смертности поколений, рожденных между 1960 и 1970 гг.

Самый большой вклад в изменение стандартного отклонения вносит возрастная группа 0–29 лет, что неудивительно – снижение смертности в младших возрастах вызывает бóльшие изменения в ОПЖ, что отражается в более высоком вкладе этой возрастной группы в стандартном отклонении.

Возрастная группа 50+ также вносит значительный вклад в изменение стандартного отклонения, причем практически во все годы вклад остается положительным – различные успехи в снижении смертности в пожилых возрастах проявляются в различиях темпов роста ОПЖ в регионах. Например, смертность от БСК в регионах России в старших возрастах снижается неравномерно [Школьников и др., 2014; Grigoriev и др., 2014].

Для ОПЖ женщин ситуация иная (рис. 36). Возрастная группа 30–39 лет вносит положительный вклад в изменение дисперсии между 2010 и 2019 гг., хотя между 2000 и 2009 гг. вклад этой возрастной группы был незначительным. Возрастная группа 40–49 вносила высокий вклад в дисперсию вплоть до 2010 г., затем этот вклад заметно сокращается. Основной вклад в изменение дисперсии, как и у мужчин, вносят возрастные группы 0–29 лет.

Различия в смертности женщин в меньшей степени наблюдаются в поколениях 1970–1985 годов рождения, они заметнее в предшествующих поколениях, что также видно на графиках когортного эффекта (рис. 28–31(б)): в большинстве регионов четвертой группы когортная компонента остается стабильно низкой вплоть до поколений, рожденных в 1970 г., тогда как в остальных группах регионов такая тенденция не наблюдается.

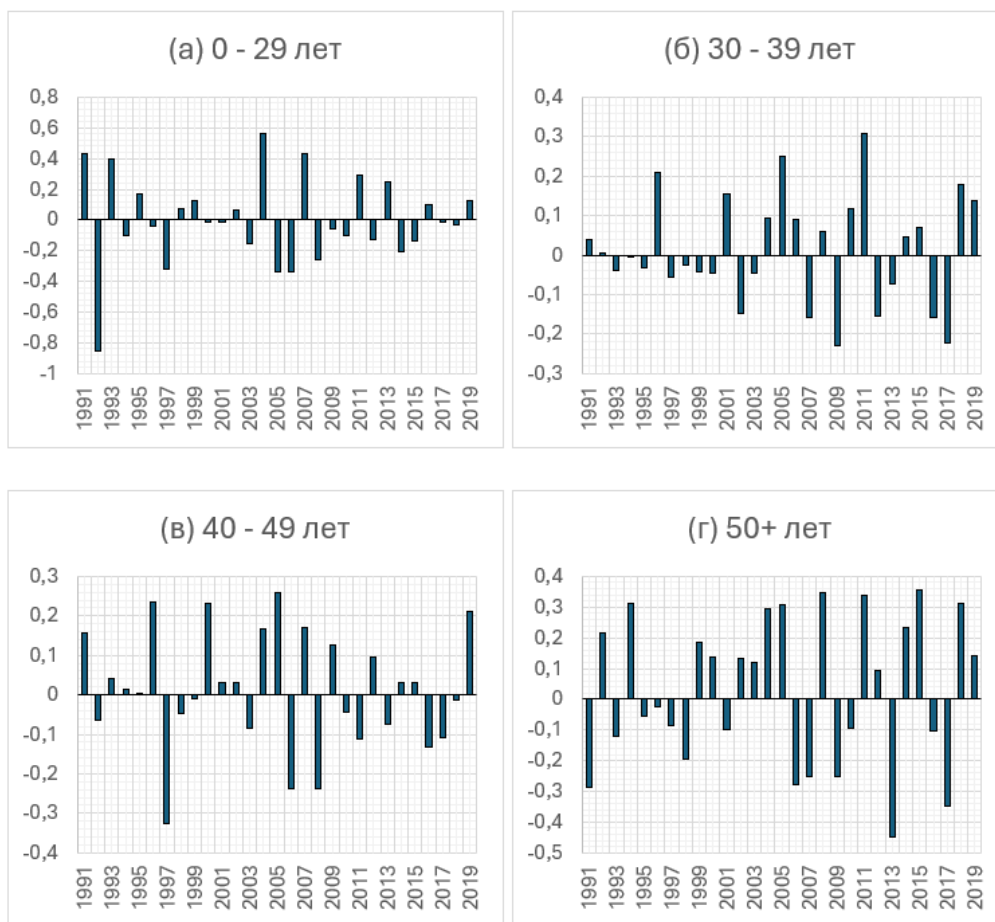


Рисунок 36. Вклад отдельных возрастных групп в изменение межгруппового стандартного отклонения взвешенного ОПЖ при рождении женщин в 1990–2019 гг. (к предыдущему году, в годах). Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Еще одно возможное объяснение состоит в том, что возрастные коэффициенты смертности женщин в России начинают повышаться с возрастом позже, чем у мужчин [Андреев, 2003; Щербакова, 2023]. Поэтому когортные особенности смертности начинают проявляться в полном объеме в более старших возрастах. Эти различия пока не повлияли значимо на дисперсию ОПЖ. Тем не менее рост доли межгрупповой дисперсии в общей дисперсии может говорить о том, что предложенное деление регионов по динамике когортного эффекта является релевантным.

3.2.3. Региональные различия когортных эффектов в смертности от отдельных классов причин смерти

При рассмотрении отдельных классов причин смерти картина получается несколько иной, нежели чем при рассмотрении общей смертности. Далее будет проанализирована динамика когортных эффектов от разных причин смерти у мужчин и женщин в каждой группе регионов.

Для дифференциации регионов по силе когортного эффекта от каждой причины предложен **показатель силы когортного эффекта**, который показывает, во сколько раз максимальное значение rate ratio в поколениях 1975–1985 годов рождения (то есть в поколениях, родившихся позже референтного поколения, для которых значение эффекта когорты равно единице) больше, чем минимальное значение rate ratio в поколениях, родившихся в 1970–1974 гг.

Для расчета силы когортного эффекта предложена следующая формула: (19).

$$K_j = \frac{\max_{i=1975}^{1985}(RR_{ij})}{\min_{i=1970}^{1974}(RR_{ij})}, \quad (19)$$

где RR_{ij} – значение когортного rate ratio поколения, родившегося в год i , в регионе j .

Тем самым мы можем оценить, насколько сильно выросла смертность у поколений с самым высоким когортным эффектом по сравнению с предшествующими поколениями, у которых наблюдалось снижение когортного эффекта (рис. 37).

Использование такого показателя справедливо при условии, что в соседних поколениях не происходит резких изменений в смертности, в ином случае максимальное и минимальное значения для соответствующих поколений не будут отражать общую динамику когортного эффекта. Поскольку в России не происходило никаких событий, которые могли бы привести к резкому изменению интенсивностей смертности, эта предпосылка выполнена.

$$K_j = \frac{\max_{i=1975}^{1985} (RR_{ij})}{\min_{i=1970}^{1974} (RR_{ij})}$$



Рисунок 37. Когортный эффект в смертности женщин от всех причин в России. На графике проиллюстрирован принцип расчета показателя силы когортного эффекта. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Если значение показателя меньше 1, это означает, что максимальное значение в поколениях 1975–1985 годов рождения ниже, чем минимальный когортный эффект среди родившихся в 1970–1974 гг., то есть в поколениях 1970–1985 годов рождения когортный эффект снижается.

В приложении 2 приведены таблицы со значениями показателя силы когортного эффекта для каждой причины и региона.

Болезни системы кровообращения

В регионах первой группы у женщин когортный эффект в смертности от БСК снижается в Дагестане, тогда как в Калмыкии присутствует небольшой рост (рис. 38).

Среди регионов второй группы 9 из 21 показывают силу когортного эффекта, близкую к единице, то есть когортный эффект практически отсутствует, тогда как в остальных регионах заметен значительный рост эффекта в поколениях, рожденных после 1975 г. Самый значительный когортный эффект в Камчатском крае, где он возрастает вплоть до поколений 1985 года рождения. Также примечательна республика Калмыкия – когортный эффект увеличивается от поколения, рожденного в 1970 г., вплоть до поколения, рожденного в 1975 г., после чего быстро снижается.

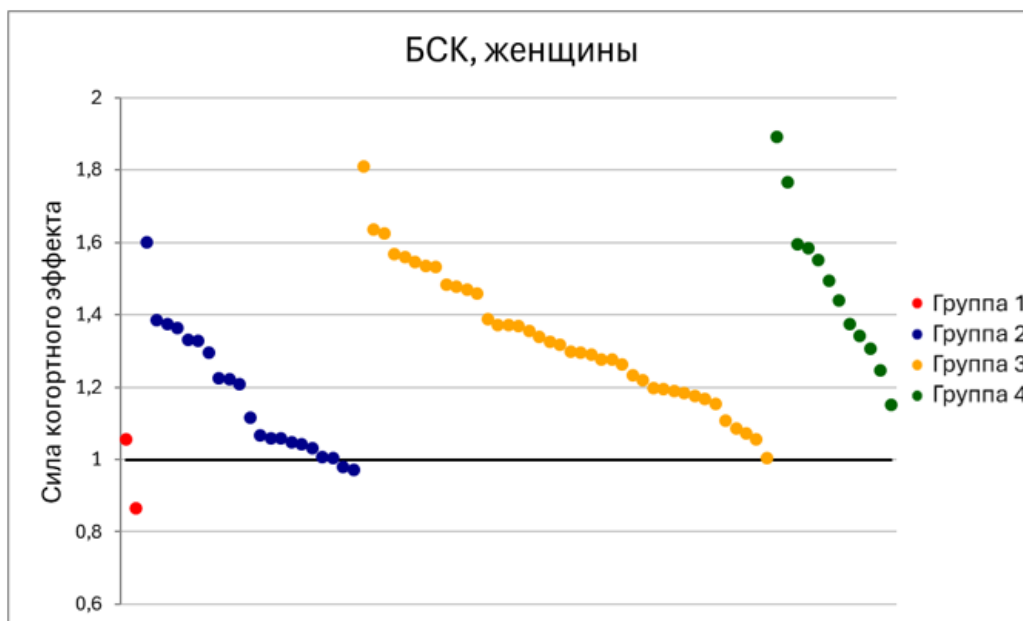


Рисунок 38. Показатель силы когортного эффекта в смертности от болезней системы кровообращения у женщин. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

В регионах третьей группы также наблюдаются различия. Так, в четырех регионах (Санкт-Петербург, Саратовская, Новосибирская и Вологодская области) когортный эффект стабилен, а в Москве снижается от поколений, рожденных в

середине XX века, к последующим поколениям, стагнируя в когортах 1970–1980 годов рождения. В оставшихся регионах можно видеть выраженный когортный эффект.

В регионах четвертой группы также наблюдается сильный когортный эффект в смертности от БСК, самый слабый эффект – в Самарской и Калужской области, но при этом все равно эффект остается выраженным.

У мужчин (рис. 39) в регионах первой группы когортный эффект в смертности от болезней системы кровообращения в целом незначительный. В трех регионах (Республика Дагестан, Карачаева-Черкессия и Калмыкия) наблюдается снижение когортного эффекта, аналогично тенденции в смертности от всех причин.

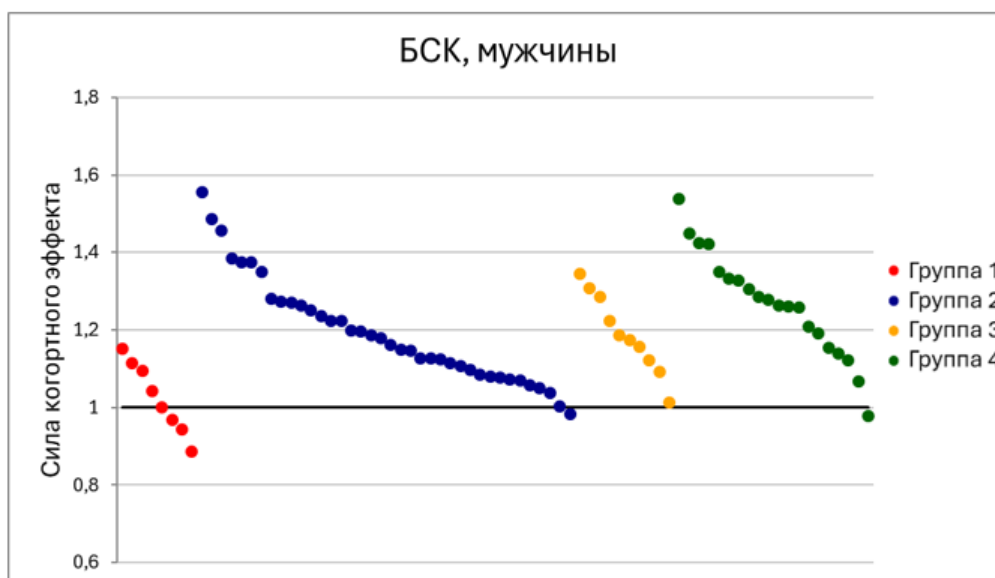


Рисунок 39. Показатель силы когортного эффекта в смертности от болезней системы кровообращения у мужчин. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

В большинстве регионов второй группы наблюдается слабый когортный эффект в смертности от болезней системы кровообращения в отличие от смертности от всех причин. Выраженный когортный эффект наблюдается у поколений, рождённых в

1975–1985 гг., в Приморском и Камчатском краях, а также в Воронежской области. Наименьший когортный эффект характерен для национальных республик — Татарстана, Коми, Мордовии и Бурятии. При этом в Бурятии когортный эффект соответствует динамике в регионах первой группы: он снижается у поколений, рождённых в 1970–1985 гг.

Практически во всех регионах с незначительным когортным эффектом в смертности от всех причин (регионы третьей группы) когортный эффект в смертности от болезней системы кровообращения также остаётся незначительным. Самый продолжительный период высокого когортного эффекта в Нижегородской области — поколения, рожденные после 1975 г., имеют более высокую смертность. В Ленинградской области и Москве когортный эффект, наоборот, снижается до поколения, рождённого в 1970 г., затем стабилизируется до когорты 1975 года рождения после чего вновь начинает снижаться.

Среди регионов с высоким когортным эффектом все территории, за исключением Самарской области, демонстрируют выраженное его проявление. В Самарской области, напротив, когортный эффект стабильно снижается.

В целом в смертности от БСК практически во всех регионах имеется когортный эффект, что неудивительно — стресс, который испытали поколения, рожденные в 1970–1985 гг., во время взросления в 1990-е гг. является важным фактором риска развития болезней сердца [Оганов и Масленникова, 2007; Nielson и др., 2008; Потупчик и др., 2017]. В Москве с 2014 года развивается как стационарное, так и амбулаторное лечение инфаркта миокарда и ишемической болезни сердца [Васильева, 2017]. Наряду с этим ведётся работа по профилактике сердечно-сосудистых заболеваний. Снижение когортного эффекта может быть связано именно с принятием этих профилактических и лечебных мер.

Инфекционные заболевания

Когортный эффект в смертности женщин от инфекционных заболеваний (рис.40) демонстрирует, что в регионах первой группы действительно нет повышенного риска смерти от инфекционных заболеваний у поколений, рожденных между 1970 и 1985 гг.

В регионах со стабильным когортным эффектом от всех причин ситуация разнородная. В Республике Калмыкия нет выраженного когортного эффекта в смертности, он скорее убывает. В остальных регионах замечен рост показателя после 1970 г., причем он растет с разной интенсивностью. Аналогичная картина видна и среди регионов третьей группы, причем значения когортных эффектов в этих регионах выше, чем в регионах второй группы.

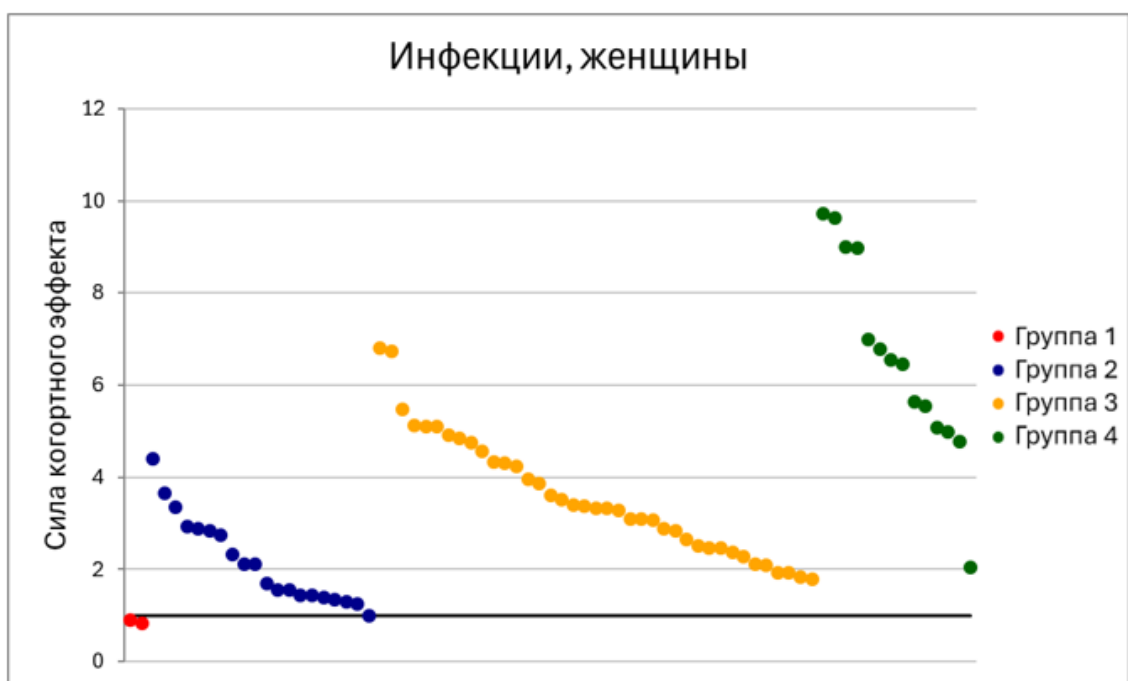


Рисунок 40. Сила когортного эффекта в смертности от некоторых инфекционных и паразитарных заболеваний у женщин в регионах разных групп. Источник: построено автором на основе данных РосБриС

Почти во всех регионах второй группы фиксируется повышенный когортный эффект в смертности в рассматриваемых нами поколениях. Самый маленький когортный эффект наблюдается в трех регионах: Краснодарском крае, Хабаровском крае и Амурской области в которых наблюдается стагнация показателя.

В регионах третьей и четвертой группы мы можем видеть когортный эффект в смертности и мужчин, и женщин от болезней, вызванных ВИЧ, причем разной степени выраженности. В регионах четвертой группы значения *rate ratio* оказываются выше, чем в регионах третьей группы.

Таким образом, когортный эффект в смертности от инфекционных заболеваний наблюдается в регионах независимо от того, к какой группе они отнесены по динамике когортного эффекта в общей смертности. Поскольку эпидемия ВИЧ затронула все регионы, а заболеваемость туберкулезом повсеместно снижается, именно смертность от болезней, вызванных ВИЧ, в наибольшей степени определяет выраженность когортного эффекта в этом классе причин смерти.

Болезни органов дыхания

В регионах первой группы женщины имеют повышенные риски смерти от болезней органов дыхания в Карачаево-Черкесии, а в Дагестане когортный эффект с каждым поколением становится ниже (рис. 42).

Среди регионов со стабильным когортным эффектом в общей смертности наибольшая сила когортного эффекта в смертности от БОД наблюдается в Республике Калмыкия, а в Республике Тыва сила когортного эффекта меньше единицы. В Астраханской и Ленинградской областях величина силы когортного эффекта низкая, когортный эффект практически стагнирует. В остальных регионах наблюдается выраженный когортный эффект.

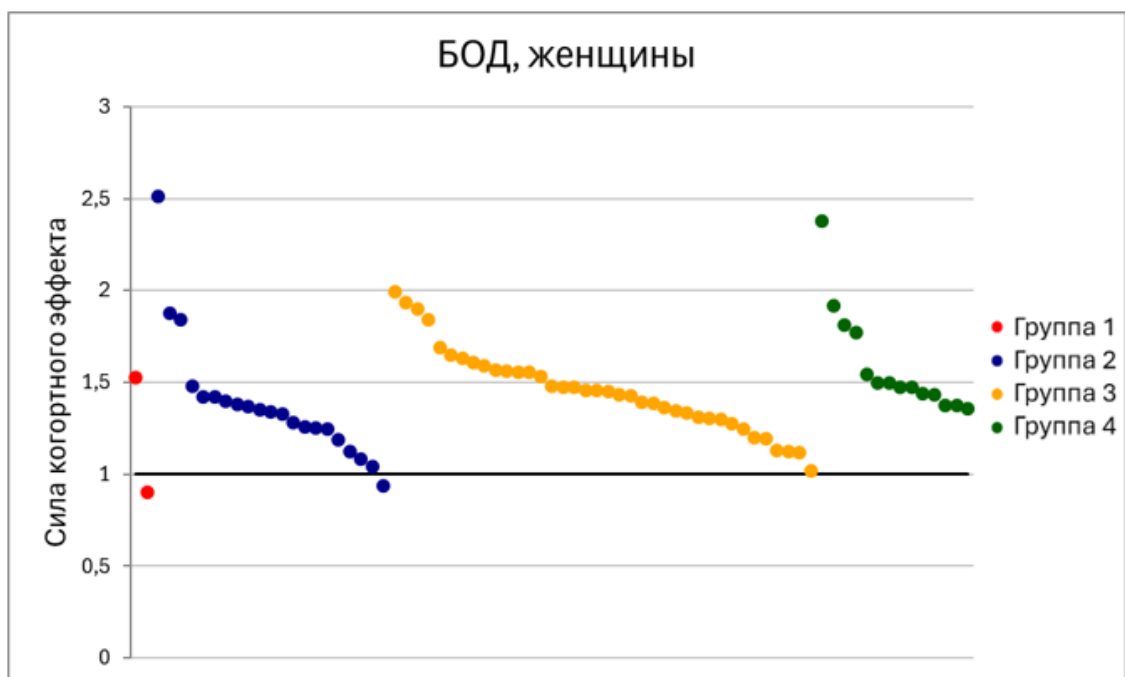


Рисунок 42. Сила когортного эффекта в смертности женщин от болезней органов дыхания в регионах разных групп. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Среди регионов со слабым и сильным когортным эффектом в общей смертности практически отсутствует повышенная смертность поколения 1970–1985 годов рождения в Тульской области, Санкт-Петербурге, Владимирской области и Москве. Во всех остальных регионах мы наблюдаем значительный когортный эффект в смертности.

Среди регионов снижающегося когортного эффекта в смертности мужчин во всех регионах, кроме Кировской области, сила когортного эффекта в смертности от БОД оказывается около единицы (рис. 43), то есть когортный эффект в смертности от этой причины в них отсутствует или слабый.

В большинстве регионов второй группы можно заметить выраженный когортный эффект. В Белгородской и Тамбовской областях, Краснодарском крае и

Республике Адыгея когортный эффект практически отсутствует. Самые высокие значения показателя наблюдаются в Камчатском крае.

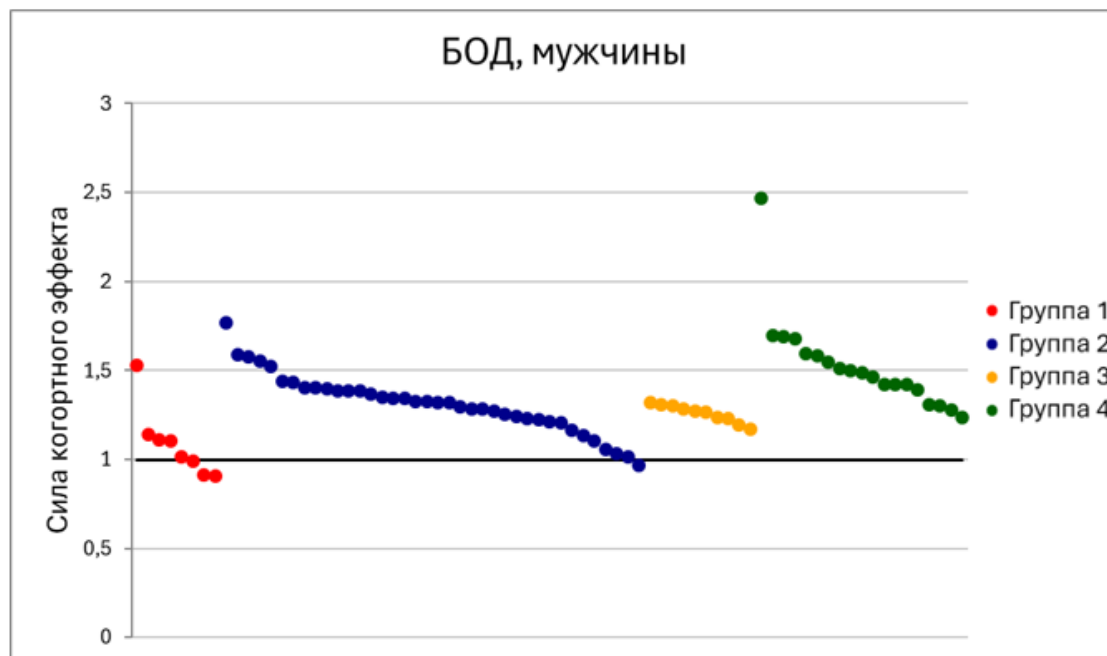


Рисунок 43. Сила когортного эффекта в смертности мужчин от болезней органов дыхания в регионах разных групп. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Во всех регионах со слабым когортным эффектом в общей смертности мы также наблюдаем и небольшой, но выраженный эффект в смертности от болезней органов дыхания, самый низкий из них – в Москве. В четвертой группе регионов значения когортного эффекта варьируются – самый высокий когортный эффект в Ульяновской области (показатель силы равен примерно 2,5), тогда как в Томской, Курганской и Оренбургская областях он равен 1,7. В большинстве регионов четвертой группы сила когортного эффекта выше, чем в регионах третьей группы.

Высокий когортный эффект в смертности от БОД в большинстве регионов противоречит найденному нами выше результату для России в целом. Это можно объяснить двумя факторами. Во-первых, анализ по регионам проводится по более

короткому временному промежутку (1989–2022 гг.), тогда как анализ по России в целом проводился с 1959 г. Таким образом нами не улавливаются особенности смертности в молодых возрастах поколений, родившихся в середине XX века. Во-вторых, APC-модели для регионов строились с исключением молодых возрастов (до 20 лет) и старших (больше 70 лет) из-за значительной нестабильности возрастных коэффициентов смертности в этих возрастных группах по однолетним возрастным интервалам. Тем не менее мы получаем главный результат – различия в когортных эффектах между регионами в поколениях 1970–1985 годов рождения.

Болезни органов пищеварения

Сила когортного эффекта в смертности женщин от БОП в регионах первой группы высокая в Карачаево-Черкесской Республке, а в Республике Дагестан когортный эффект в смертности от БОП не выявляется (рис. 44).

В регионах второй группы низкий когортный эффект определяется в Кабардино Балкарии. Самый сильный когортный эффект – в Кировской, Архангельской областях и Республике Коми. Эти регионы относятся к регионам с большим потреблением алкоголя [Корнекова и Байкова, 2016; Мордовский, 2016; Скоков и Рогачев, 2022]. Смертность от болезней пищеварения коррелирована с потреблением алкоголя [Щербакова, 2019; Коссова, 2023], что может объяснять высокий когортный эффект в этих регионах.

В третьей группе также фиксируется значительный когортный эффект в смертности от БОП в большинстве регионов. Самая высокая сила когортного эффекта – в Чувашии, самая низкая – в Москве и Белгородской области. В группе с сильным когортным эффектом в общей смертности высокое значение силы (больше 1,5) наблюдается во всех регионах, самая низкая – в Калужской и Иркутской областях. Самый сильный когортный эффект – в Оренбургской, Самарской, Ивановской областях, Пермском крае и Башкирии.

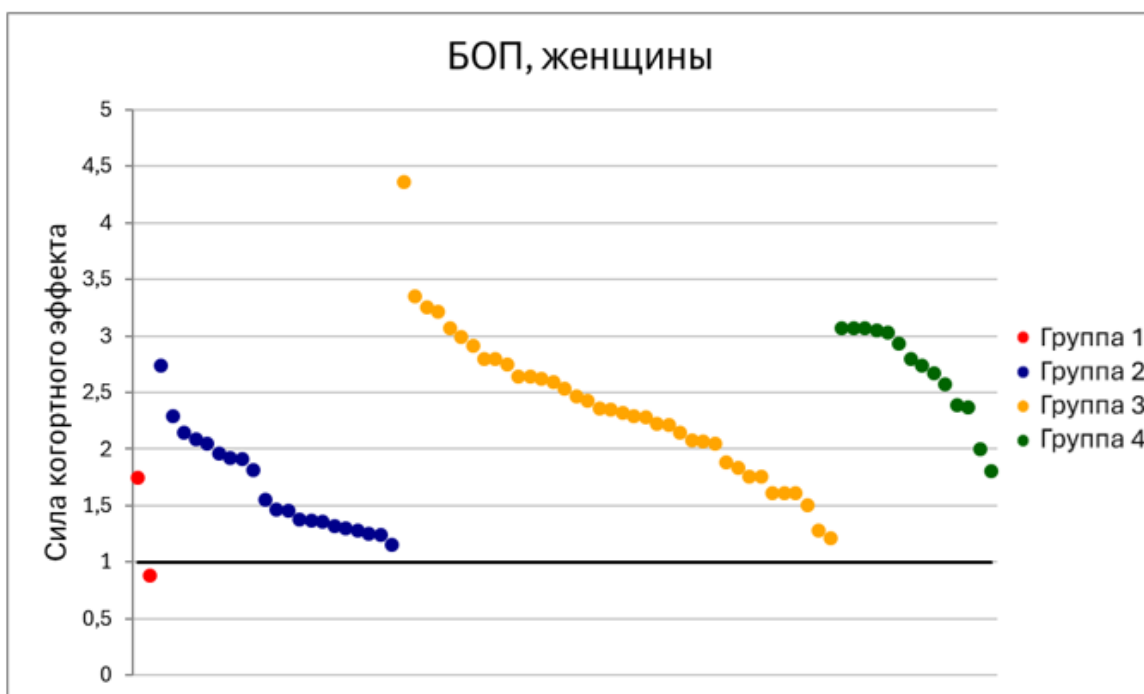


Рисунок 44. Показатель силы когортного эффекта в смертности женщин от болезней органов пищеварения в регионах разных групп. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Сила когортного эффекта в смертности мужчин от БОП оказалась слабее (рис. 45), чем в смертности женщин. При этом единственный регион, в котором отсутствовал когортный эффект, – Северная Осетия. В части регионов первой группы (с убывающим эффектом в общей смертности) наблюдается сильный когортный эффект, например, в Кировской области и Калмыкии. Последний результат кажется контринтуитивным, поскольку заболеваемость болезнями органов пищеварения в Калмыкии является самой низкой в стране⁸. Возможно в Калмыкии часть заболеваний не диагностируется, из-за чего больные не получают лечение и умирают от болезней пищеварения.

⁸ Совет Федерации. «Жителей Калмыкии назвали самыми здоровыми по числу болезней органов пищеварения» <http://council.gov.ru/events/news/101752/> (дата обращения 13 мая 2025)

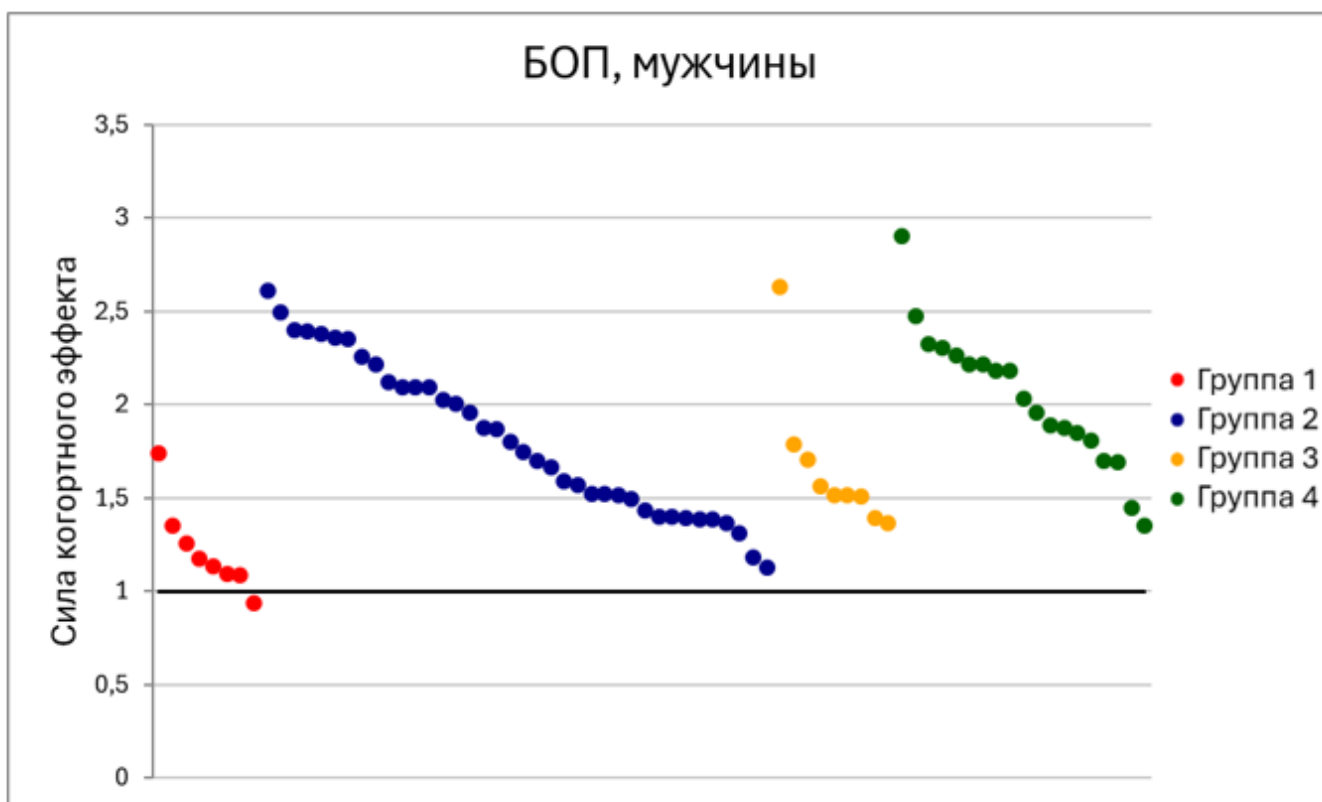


Рисунок 45. Сила когортного эффекта в смертности мужчин от болезней органов пищеварения в регионах разных типов. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Очень высокий когортный эффект фиксируется во второй группе регионов в Новгородской области, Марий-Эл и Коми. Самый низкий когортный эффект – на Комчатке и в Краснодарском крае, но когортный эффект в этих регионах все равно выражен – показатель силы примерно составляет 1,2.

Во всех регионах третьей и четвертой группы существует выраженный когортный эффект в смертности от болезней органов пищеварения. В группе регионов с небольшим когортным эффектом в общей смертности самый сильный когортный эффект фиксируется в Нижегородской области (третья группа регионов) и в Ульяновской области (четвертая группа). В регионах четвертой группы большая часть регионов имеет более сильный когортный эффект, чем в третьей группе.

Полученный результат демонстрирует широкую дифференциацию когортного эффекта в смертности от БОП. Когортный эффект присутствует в смертности обоих полов почти во всех регионах.

Новообразования

При анализе смертности от новообразований нужно принимать во внимание, что рассматриваемые нами поколения еще не дожили до возрастов высокой смертности от рака. Поэтому результаты анализа этой причины смерти надо интерпретировать с осторожностью.

В смертности женщин от новообразований сила когортного эффекта весьма незначительная (рис. 46). В обоих регионах первой группы когортный эффект слабый. Во второй группе регионов сильный когортный эффект наблюдается в Камчатском крае, Хакасии и Северной Осетии. В регионах третьей группы самый сильный когортный эффект – в Еврейской автономной области, самый низкий – в Пензенской области и Татарстане. В четвертой группе регионов самый сильный когортный эффект можно наблюдать в Ивановской области, самый слабый – в Башкирии.

В смертности мужчин (рис. 47) сила когортных эффектов в целом ниже, чем у женщин, большинство регионов имеет значение коэффициента силы, близкое к единице, то есть когортный эффект или стагнирует, или снижается. При этом все равно имеются регионы-лидеры.

В первой группе регионов слабый когортный эффект наблюдается в Калмыкии и Тыве. Самый сильный когортный эффект в группе регионов стабильного когортного эффекта – в Республиках Коми, Карелия и Марий-Эл. Самый слабый когортный эффект – в регионах Центральной России.

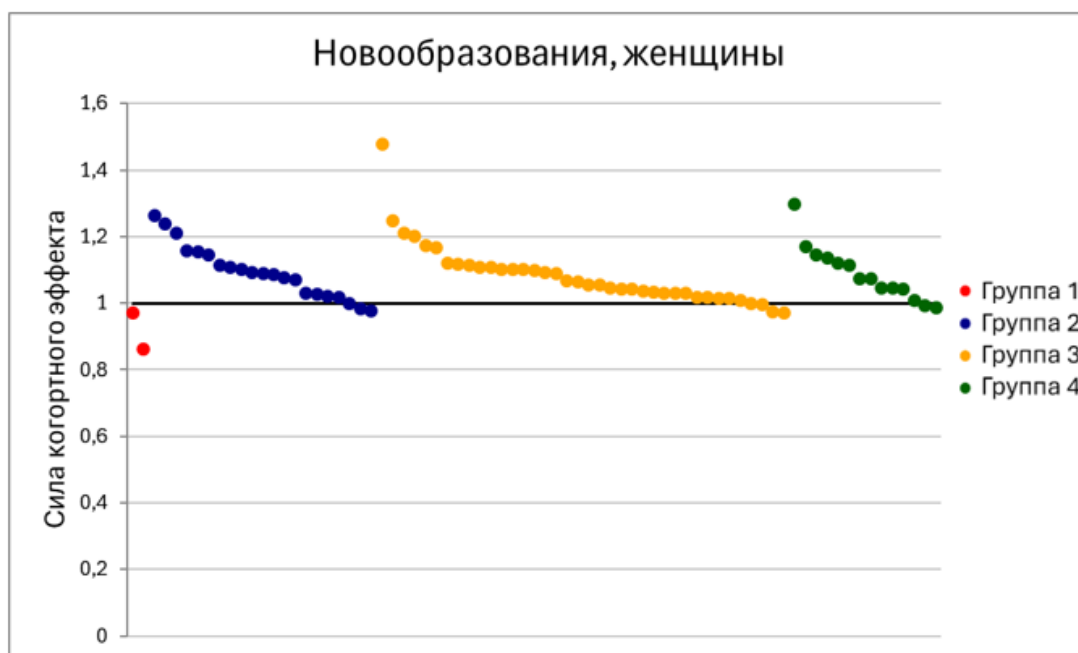


Рисунок 46. Показатель силы когортного эффекта в смертности женщин от новообразований в регионах разных групп. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

В третьей группе регионов самый сильный когортный эффект отмечается в Красноярском крае, чуть ниже – в Калужской и Калининградской областях, самый слабый – в Нижегородской области. Во всех регионах этой группы когортный эффект заметен: поколения 1970–1985 годов рождения имеют более высокие риски смерти, чем предыдущие поколения. В группе с сильным когортным эффектом самый высокий показатель силы когортного эффекта – в Томской и Ульяновской областях, самый низкий – в Алтайском крае и Адыгее.

Когортный эффект в смертности и мужчин, и женщин от новообразований слабый. В динамике (Приложение 3) можно видеть что фактически когортный эффект скорее снижается от самых старых поколений к молодым. В целом нельзя считать, что смертность от новообразований вносит высокий вклад в общие тенденции когортных эффектов.

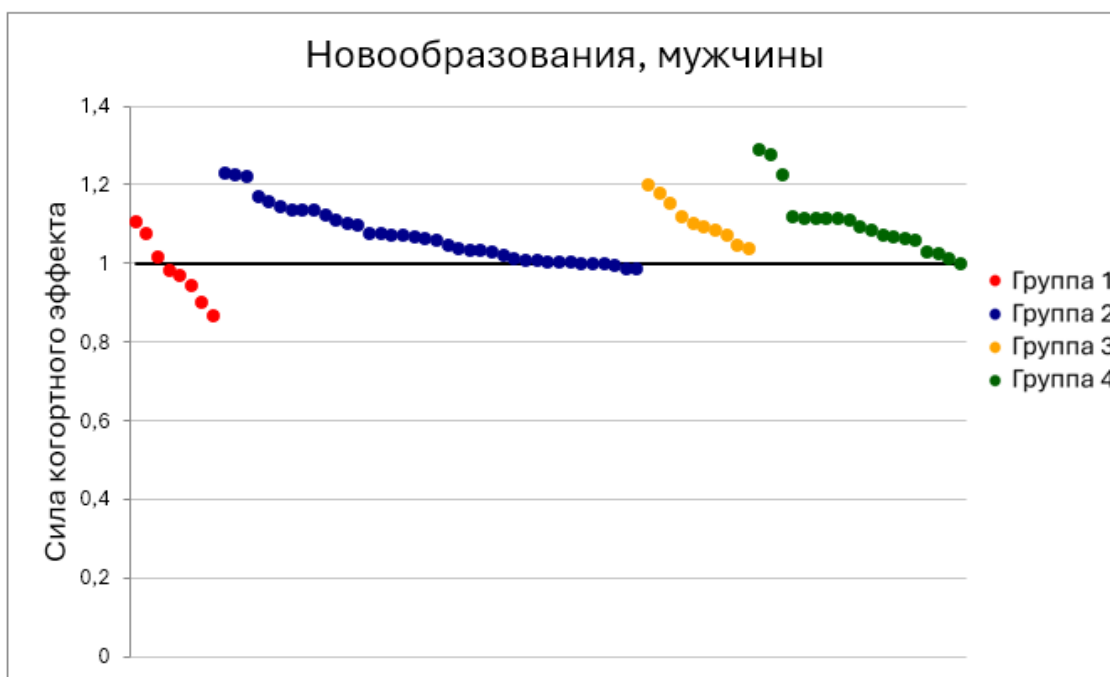


Рисунок 47. Показатель силы когортного эффекта в смертности мужчин от новообразований в регионах разных групп. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Внешние причины смерти

Когортный эффект в смертности женщин от внешних причин практически отсутствует во всех регионах (рис. 48). Исключение – несколько регионов второй группы – Республики Хакасия, Саха, Калмыкия, Тыва, Северная Осетия, Коми. Это бедные и депрессивные регионы, и смертность от внешних причин в этих регионах традиционно была и остается высокой [Щепин и Шишкин, 2019; Пастухова и Логунов, 2024]. В третьей группе также есть регионы с выраженным когортным эффектом в смертности от внешних причин – это Мурманская область и Еврейская автономная область. В четвертой группе когортный эффект в смертности от внешних причин наиболее выражен. Регионы с самой высокой силой когортного эффекта – Калужская и Самарские области, отсутствует когортный эффект в этой группе в Ивановской и Нижегородской областях.

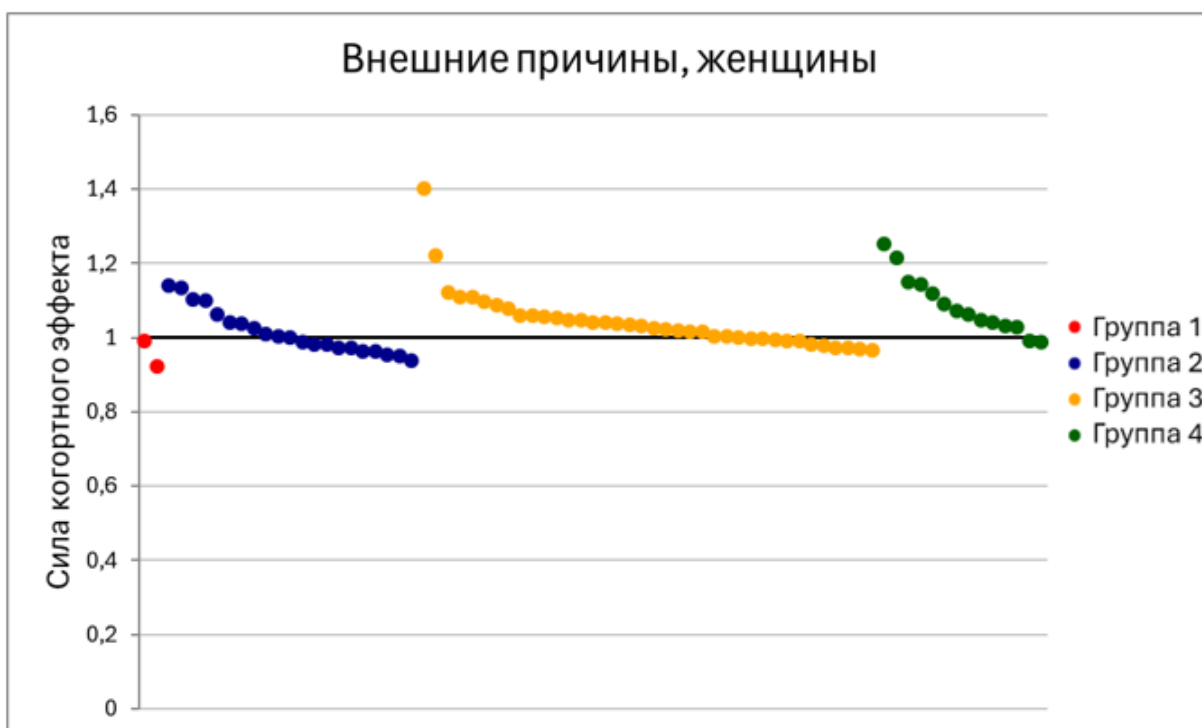


Рисунок 48. Показатель силы когортного эффекта в смертности женщин от внешних причин смерти в регионах разного типа. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

Когортный эффект в смертности мужчин от внешних причинах очень слабый (показатель силы не больше 1,1) в первой и второй группах, а вот в третьей и четвертой группах можно видеть регионы с сильным когортным эффектом (рис. 49).

Наиболее высокий показатель силы когортного эффекта – в Санкт-Петербурге (третья группа), Челябинской и Томской областях (четвертая группа). Сильный когортный эффект в смертности в Санкт-Петербурге может объясняться широким распространением наркотиков и значительным ростом убийств и самоубийств среди молодого населения в 1990–2000-е гг. [Гилинский, 1995; Тихилов и др., 2010].

Тем не менее в большей части регионов когортный эффект в смертности мужчин от внешних причин стабилен.

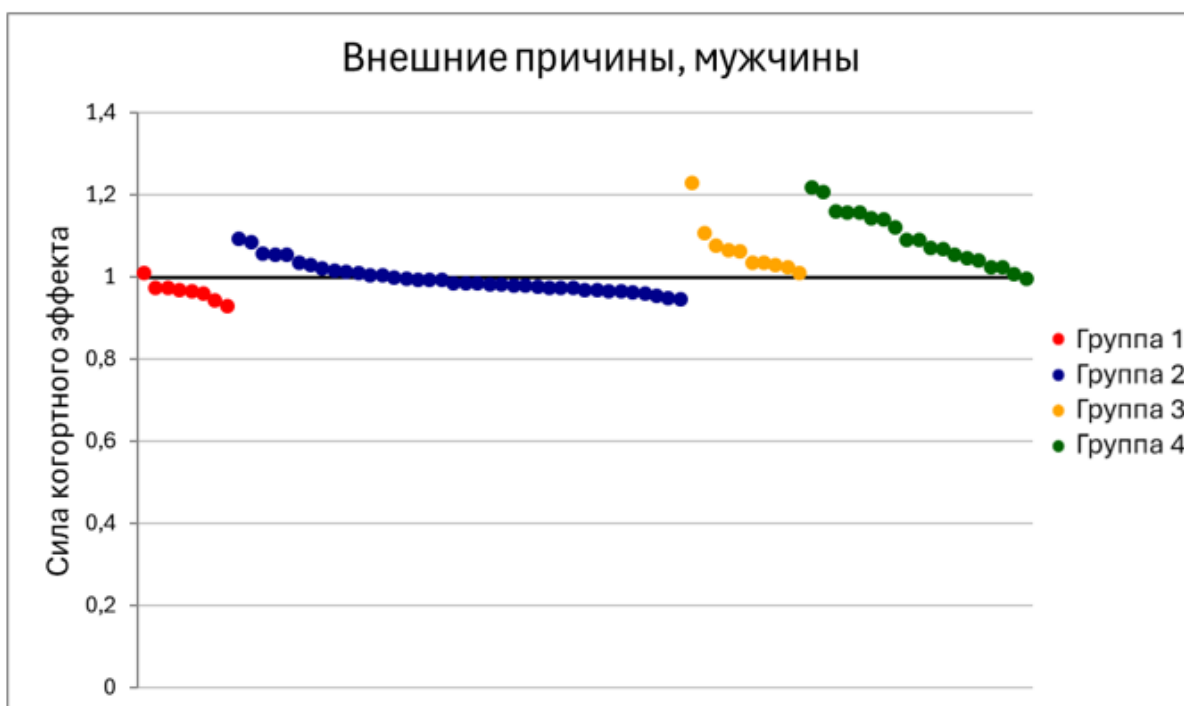


Рисунок 49. Показатель силы когортного эффекта в смертности мужчин от внешних причин смерти в регионах разного ипа. Источник: построено автором на основе данных РосБРС

В этом разделе была идентифицирована региональная дифференциация когортного эффекта в смертности в России. Показано, что различия в динамике когортных эффектов объясняют большую часть межрегиональной дисперсии ожидаемой продолжительности жизни при рождении.

Различия в когортном эффекте по основным причинам приводят нас к выводу о том, какие причины объясняют существование или отсутствие когортного эффекта в общей смертности в регионах (табл. 5).

В регионах первой группы когортные эффекты снижаются практически для всех причин смерти, кроме нвообразований и болезней органа пищеварения, что объясняет и снижение общего когортного эффекта от всех причин смерти.

Таблица 5. Когортный эффект в смертности от основных классов причин смерти в регионах разных групп

	Первая группа	Вторая группа	Третья группа	Четвертая группа
Болезни системы кровообращения	Нет когортного эффекта	Выраженный когортный эффект	Выраженный когортный эффект	Выраженный когортный эффект
Болезни органов дыхания	Нет когортного эффекта	Выраженный когортный эффект	Выраженный когортный эффект	Выраженный когортный эффект
Болезни органов пищеварения	Выраженный когортный эффект	Выраженный когортный эффект	Выраженный когортный эффект	Сильный когортный эффект
Некоторые инфекционные и паразитарные болезни	Нет когортного эффекта	Выраженный когортный эффект	Выраженный когортный эффект	Сильный когортный эффект
Новообразования	Слабый когортный эффект	Слабый когортный эффект	Слабый когортный эффект	Слабый когортный эффект
Внешние причины смерти	Нет когортного эффекта	Нет когортного эффекта	Слабый когортный эффект	Слабый когортный эффект

Источник: составлено автором на основе результатов исследования

Различия регионов второй и третьей групп регионов объясняются различиями в когортном эффекте от внешних причин смерти, отсутствующем практически во всех регионах второй группы. В смертности от остальных причин когортные эффекты регионов из второй группы не сильно отличаются от когортных эффектов третьей группы. Различия между регионами со слабым и сильным когортным эффектом объясняются различиями в инфекционных заболеваниях и болезнях органов пищеварения – в большинстве регионов четвертой группы когортный эффект от этих причин выше, чем в регионах третьей группы. Каждый регион обладает своей спецификой, дальнейшие исследования могут быть посвящены анализу особенностей каждого региона.

3.3. Экономические потери от избыточной смертности, вызванной когортным эффектом

Совокупные накопленные экономические потери от когортного эффекта в смертности мужчин 1970–1985 годов рождения к 2023 г. составили 310,166 млрд рублей, женщин 203,06 млрд рублей, что составляет 0,29% и 0,17% от суммарного ВРП России.

Наибольшая доля потерь (рис. 50) связана смертностью от инфекционных заболеваний, что неудивительно – в этом случае обнаружен наибольший когортный эффект по сравнению с другими причинами смерти. Эпидемия ВИЧ, которая активнее всего распространялась именно в поколениях, рожденных в 1970–1985 гг., ответственна за такие высокие потери. В женской смертности меньше доля потерь от внешних причин смерти и БСК, но по всем остальным классам причин потери женщин немного выше.

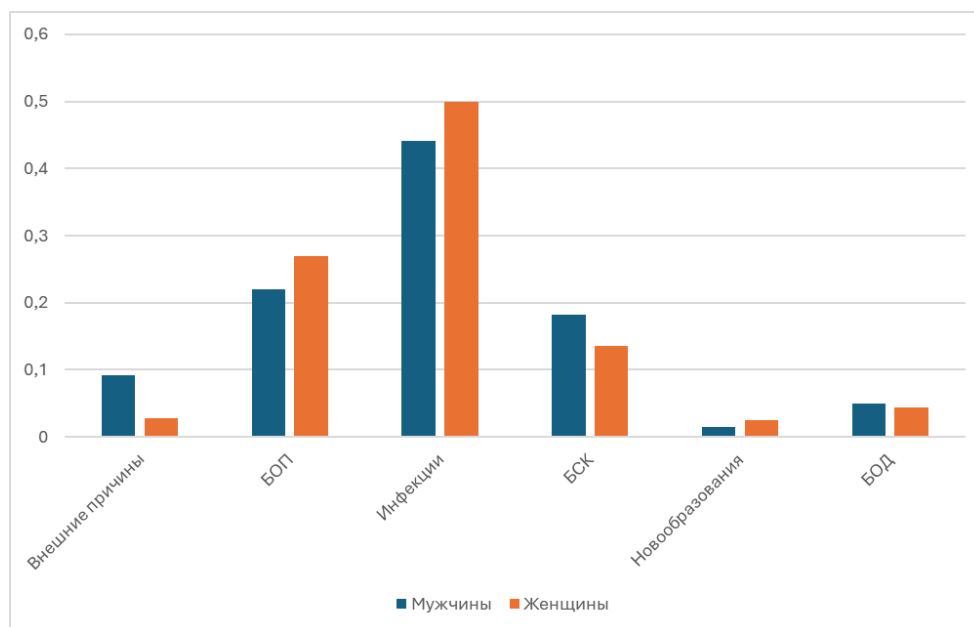


Рисунок 50. Распределение (в долях) по причинам накопленных экономических потерь за период с 2005 по 2023 гг. от избыточной смертности, вызванной когортным эффектом у мужчин и женщин. Источник: составлено автором на основе данных РосБРИС и Росстата

Динамика структуры экономических потерь от избыточной смертности обоих полов по годам примерно одинаковая (рис. 51). У мужчин выше доля потерь от болезней системы кровообращения, у женщин – от инфекционных заболеваний, что объясняется более высоким когортным эффектом в смертности от БСК и инфекций у мужчин и женщин, соответственно.

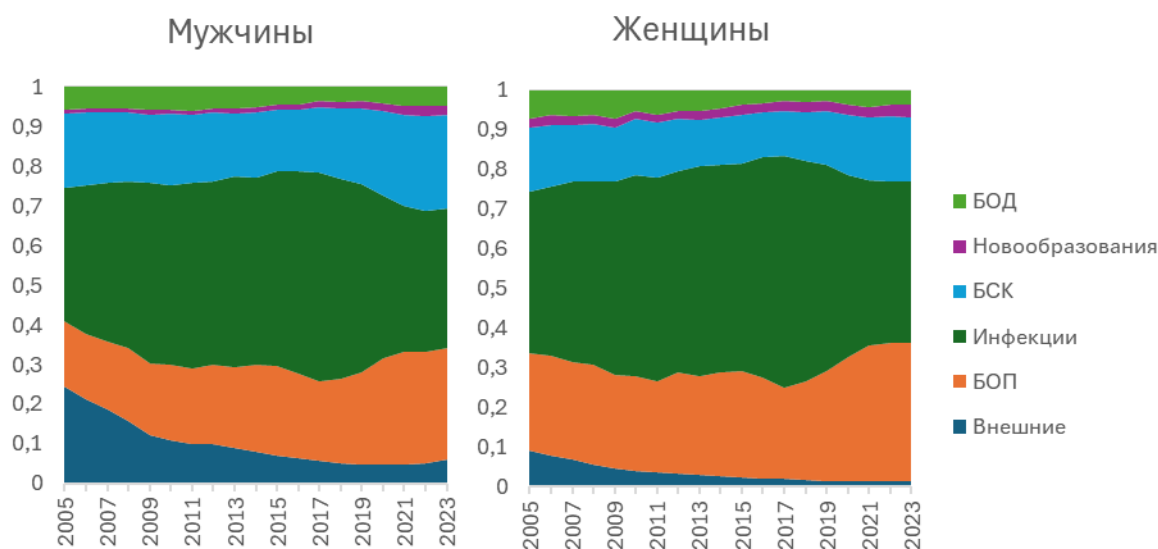


Рисунок 51. Динамика структуры по причинам экономических потерь (в долях) от избыточной смертности, вызванной когортным эффектом. Источник: составлено автором на основе данных РосБРИС и Росстата

Наибольшие накопленные экономические потери от смертности мужчин – в Москве (30 млрд рублей), Свердловской области (26,66 млрд рублей) и Санкт-Петербурге (18,36 млрд рублей). Если лидерство Москвы и Санкт-Петербурга не вызывает вопросов (в этих регионах высокая численность населения, следовательно высокое число смертей, и высокие среднедушевые доходы), то совсем небольшое отставание от Москвы Свердловской области вызывает вопросы. Основной вклад в экономические потери во всех трех регионах вносит смертность от инфекционных заболеваний. Высокие экономические потери Свердловской области связаны именно с высоким когортным эффектом в этом классе причин смерти – высокий когортный эффект не компенсируется снижением смертности от инфекционных заболеваний, связанных с конъюнктурой периода (рис. 52).

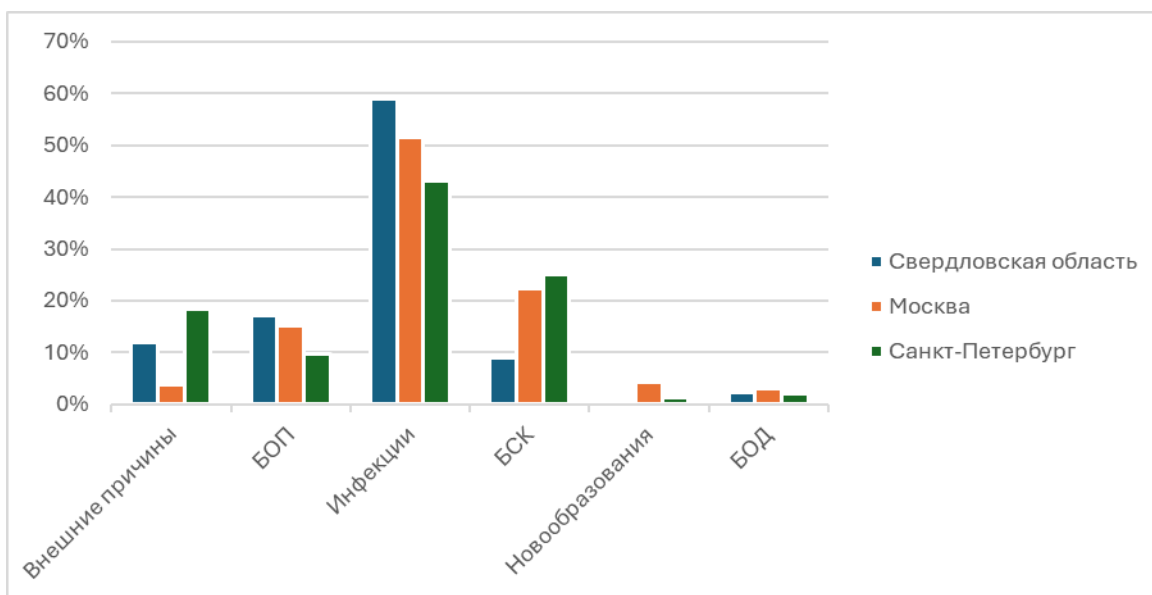


Рисунок 52. Распределение накопленных экономических потерь за период с 2005 по 2023 гг. от избыточной смертности мужчин, вызванной когортным эффектом в трех регионах-лидерах. Источник: составлено автором на основе данных РосБРС и Росстата

Если оценивать потери как долю от ВРП (2023 г., в ценах 2024 г.), лидеры меняются (рис. 53). На первое место выходит Кемеровская область (0,92% ВРП), на втором – Свердловская область (0,85% ВРП), на третьем – Самарская область (0,79% ВРП). Во всех регионах-лидерах, кроме Нижегородской области, основной вклад вносят инфекционные заболевания, а в Нижегородской области – болезни органов пищеварения. В целом структура потерь практически совпадает со структурой экономических потерь для России в целом.

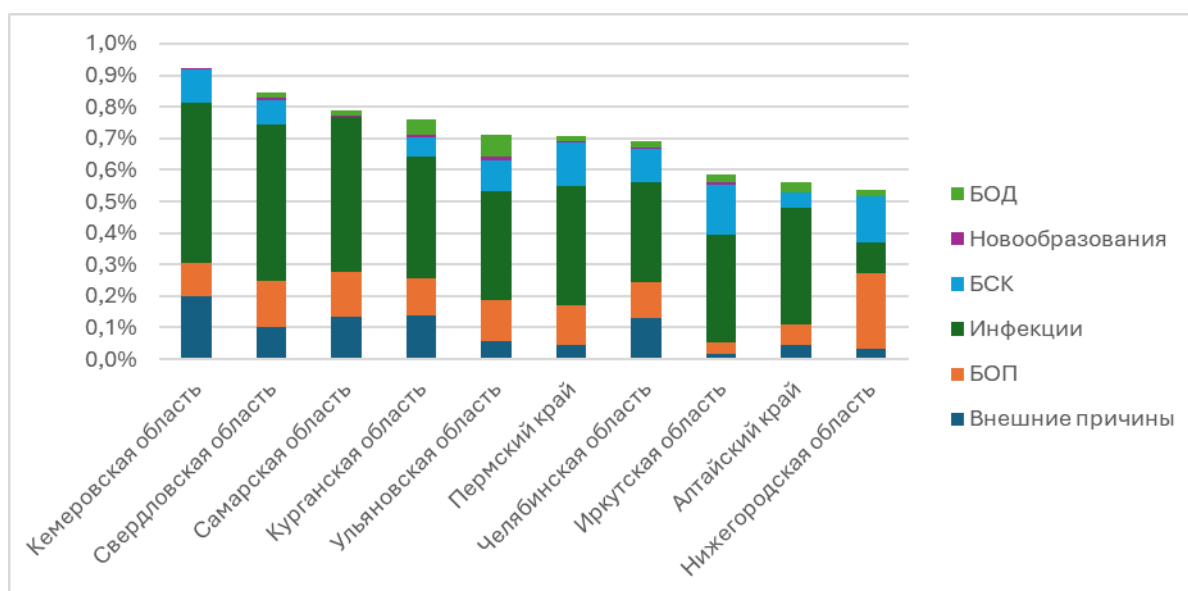


Рисунок 53. 10 регионов-лидеров с наибольшими накопленными экономическими потерями за период с 2005 по 2023 гг. от избыточной смертности мужчин, вызванной когортным эффектом, доля от ВРП, в постоянных ценах 2024 г. Источник: составлено автором на основе данных РосБРИС и Росстата

Список регионов с наибольшими потерями от избыточной смертности женщин несколько отличается и по абсолютным значениям, и по доле потерь в региональном ВРП. По абсолютным значениям на трех первых местах Свердловская область (16,86 млрд рублей), Москва (14,32 млрд рублей) и Кемеровская область (9,42 млрд рублей). Санкт-Петербург занимает только 10ю строчку (7,57 млрд рублей). Наибольшую долю занимают потери от смертности от инфекционных заболеваний, на втором месте – потери, связанные со смертностью от БОП (рис. 54). Такое распределение регионов свидетельствует о том, что когортный эффект в смертности поколений 1970–1985 годов рождения оказал на женщин гораздо более сильное влияние, чем на мужчин, поскольку высокие потери в абсолютном выражении фиксируются не в самых густонаселенных регионах.

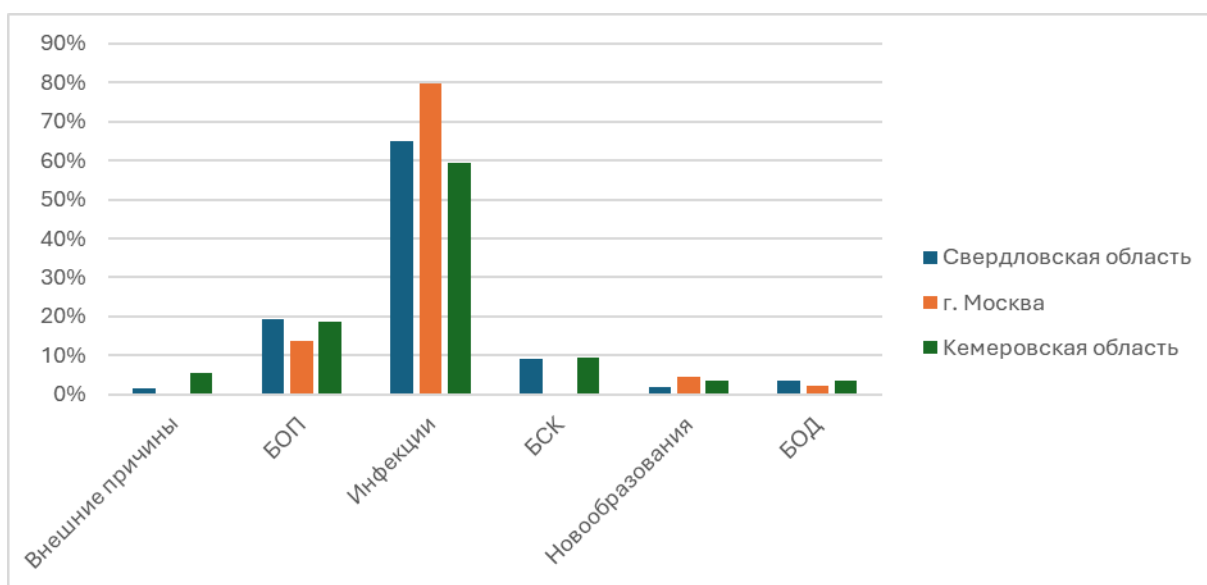


Рисунок 54. Распределение накопленных экономических потерь за период с 2005 по 2023 гг. от избыточной смертности женщин, вызванной когортным эффектом в трех регионах-лидерах. Источник: составлено автором на основе данных РосБРС и Росстата

Самые большие накопленные экономические потери от избыточной смертности женщин, выраженные как доля от ВРП (рис. 55), присутствуют, как и у мужчин, в Кемеровской области (0,68% ВРП), затем идет Ивановская область (0,55% ВРП) и Свердловская область (0,53%). Во всех регионах доминируют потери от смертности от инфекционных заболеваний, за исключением Ивановской и Тверской областей (в этих регионах примерно такую же долю занимают БОП) и Еврейской автономной области (на первом месте болезни системы кровообращения)

Регионы, в которых выявлены высокие экономические потери, являются индустриальными регионами, население в которых значительно сильнее пострадало от социальной депривации в 1990-е гг. [Зубаревич, 2001; Родионов, 2009].

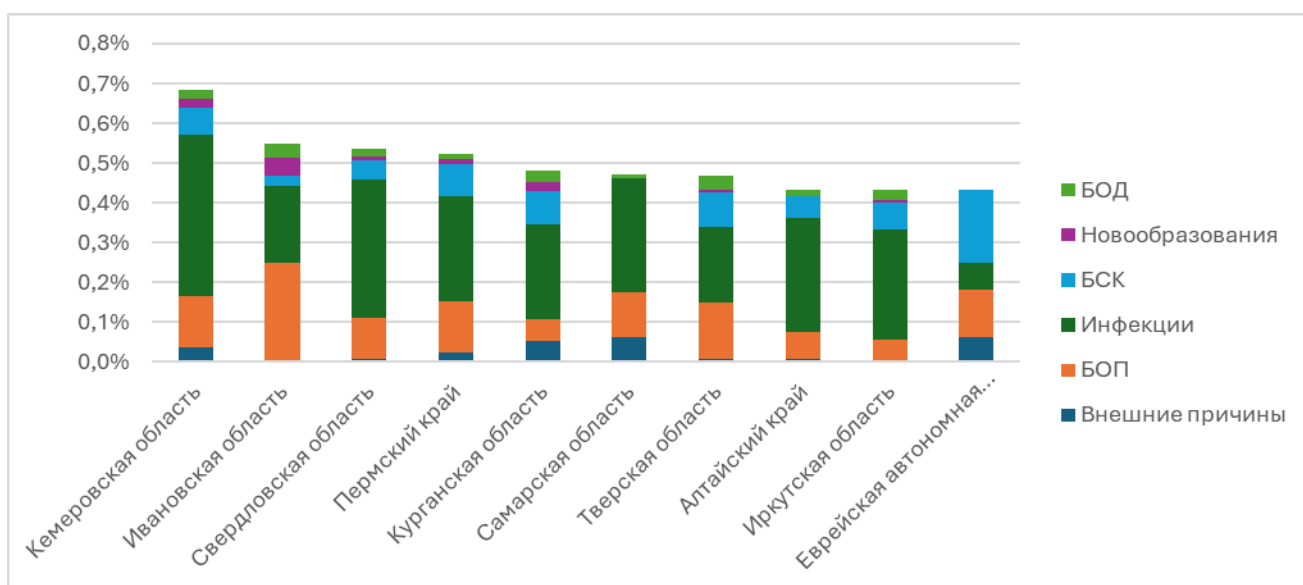


Рисунок 55. 10 регионов-лидеров с наибольшим накопленными экономическими потерями за период с 2005 по 2023 гг. от избыточной смертности женщин, вызванной когортным эффектом, доля от ВРП, в постоянных ценах 2024 г. Источник: составлено автором на основе данных РосБРИС и Росстата

В приложениях 4 и 5 приведены оценки экономических потерь в каждом регионе у мужчин и женщин.

Приведенная в работе методология определения экономических потерь от когортного эффекта имеет несколько ограничений:

1) Наша оценка является усредненной, поскольку значения когортных rate ratio имеют доверительный интервал, соответственно используемые нами поправочные коэффициенты могут отличаться от реальности;

2) результаты оценки будут зависеть от доступных данных, на основе которых строится APC-модель – желательно иметь длинный ряд, однако по российским регионам качественных данных о смертности по причинам нет до 1989 г.;

3) используется показатель среднедушевых денежных доходов как оценка стоимости одного года жизни, возможны и иные способы оценки.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В исследовании впервые на российских данных были выделены когортные эффекты в смертности российских поколений по основным укрупненным классам причин смерти (болезни системы кровообращения, болезни органов дыхания, болезни системы пищеварения, инфекционные и паразитарные заболевания, новообразования, внешние причины смерти).

Было показано, что на темпах роста ожидаемой продолжительности жизни при рождении в России в начале XXI века сказывается не только медленный прогрессом в установлении контроля над смертностью от основных причин смерти в России – болезней системы кровообращения, внешних причин смерти и новообразований, но и особенности смертности мужских и женских поколений, рожденных в конце 1970-х–начале 1980-х годов. Эти поколения испытывают повышенную смертность по сравнению со своими предшественниками и потомками от болезней системы кровообращений, инфекций, болезней органов пищеварения и внешних причин смерти. Поскольку эти поколения все еще находятся в трудоспособных возрастах, смертность в которых оказывает значительное влияние на динамику ОПЖ, увеличение продолжительности жизни может оставаться замедленным или вовсе отсутствовать при неблагоприятных событиях календарного года. При этом более молодые поколения на данный момент испытывают меньшую смертность от всех основных классов причин смерти. При отсутствии шоков на протяжении жизни эти поколения могут внести большой вклад в увеличение продолжительности жизни. Демографическая и социально-экономическая политика должна быть ориентирована на создание позитивных условий на протяжении взросления более молодых поколений, чтоб не допустить появления повышенного когортного эффекта и у них.

Проведенный анализ дифференциации российских регионов показал, что в России сложилась очень разнородная картина смертности. Были выделены четыре

группы регионов в зависимости от динамики когортного эффекта у поколений 1970–1985 гг. рождения:

1. Регионы снижающегося когортного эффекта.
2. Регионы стабильного когортного эффекта.
3. Регионы слабого когортного эффекта.
4. Регионы сильного когортного эффекта.

Большинство регионов по мужской смертности попали во вторую и четвертую группы, по женской – в третью и четвертую группу. Неблагоприятные тенденции в поколенческой смертности требуют внимательного отношения к поколениям 1970–1985 годов рождения как к группе риска.

Выявленные в результате исследования различия в силе когортного эффекта по причинам подчеркивают необходимость учета различий в смертности поколений по причинам смерти при формировании социальной политики. Определено, что различия в когортных эффектах между регионами определяются различиями в смертности от инфекционных заболеваний, болезней органов пищеварения и внешних причин смерти. Смертность от всех трех классов причин смерти значительно связана с поведенческими факторами и образом жизни индивидов. Поэтому борьба с когортным эффектом должна быть направлена на распространение здорового образа жизни, снижение потребления алкоголя и большую профилактику ВИЧ. Хотя болезни системы кровообращения являются ведущей причиной смерти в России, когортный эффект в смертности от БСК оказался менее выраженным, хотя все равно существенным. Дифференциация регионов по силе когортного эффекта по основным классам причин смерти показывает, что социальная и демографическая политика, направленная на снижение смертности, должна быть дифференцированной по регионам и должна учитывать причины смерти, являющиеся «проблемными» для каждого региона.

Оценки экономических потерь, представленные в исследовании, показывают, что с 2005 г. совокупные потери от избыточной смертности, вызванной когортным эффектом превысил 500 млрд рублей (в ценах 2024 года). Это соответствует примерно 0,44% от совокупного валового регионального продукта России. Полученные результаты позволяют более точно оценить экономическую нагрузку, вызванную когортным эффектом в смертности поколений 1970–1985 годов рождения. Наибольший вклад в экономические потери вносит смертность от инфекционных заболеваний — как у мужчин, так и у женщин — что связано, прежде всего, с распространением эпидемии ВИЧ. Существенные потери от этой группы причин подчеркивают необходимость их учета при формировании государственной политики в сфере противодействия ВИЧ и прочих инфекционных заболеваний в России. На втором месте по величине экономических потерь находятся болезни органов пищеварения, что указывает на важность формирования здоровых пищевых привычек и снижения потребления алкоголя среди представителей этих поколений, поскольку это ключевые факторы риска смертности от данной группы заболеваний.

Регионы-лидеры по экономическим потерям от избыточной смертности, вызванной когортным эффектом, выраженным как доля ВРП, относятся к традиционным индустриальным районам России, которые сильнее всего пострадали во время кризиса 1990-х годов. Это косвенным образом подтверждает, что опыт, пережитый поколениями в ключевые моменты своего взросления, оказывают негативное влияние на смертность поколений в более старшем возрасте.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Андреев Е.М. Конечный эффект мер демографической политики 1980-х в России // Мир России. Социология. Этнология. – 2016. – Т. 25. – №. 2. – С. 68–97. EDN: WDEMBR
2. Андреев Е. М. Метод компонент в анализе продолжительности жизни // Вестник статистики. – 1982. – № 9. – С. 42–47. URL: <https://www.demoscope.ru/weekly/knigi/andreev/andreev.html>
3. Андреев Е.М., Дарский Л.Е., Харькова Т.Л. Демографическая история России: 1927–1959. – М.: Информатика, 1998. – 187 с. URL: https://www.demoscope.ru/weekly/knigi/andr_dars_khar/Demographic%20history%20of%20Russia%201927-1959.pdf
4. Андреев Е.М., Чурилова Е.В. Алкоголь и алкогольная политика в России за 150 лет // Демографическое обозрение. – 2024. – Т. 11. – № 3. – С. 4–24. EDN: KEDCEN <https://doi.org/10.17323/demreview.v11i3.22712>
5. Андреев Е.М., Чурилова Е.В. Результаты Всероссийской переписи населения 2021 года в свете статистики текущего учета населения и переписей предыдущих лет // Демографическое обозрение. – 2023. – Т. 10. – №. 3. – С. 4-20. EDN: XYSZBL <https://doi.org/10.17323/demreview.v10i3.17967>
6. Андреев, Е.М. Почему в России так велик разрыв в продолжительности жизни мужчин и женщин // Демоскоп // Weekly. – 2003. – С. 131-132. URL: <https://www.demoscope.ru/weekly/2003/0131/analit05.php>
7. Андреев, Е.М. Продолжительность жизни в СССР: дифференциальный анализ // В кн.: Продолжительность жизни: анализ и моделирование. – М.: Статистика, 1979. – С. 7-31. URL: https://www.demoscope.ru/weekly/knigi/IDEM_library/book062.php
8. Андреев Е. М. О точности результатов российских переписей населения и степени доверия к разным источникам информации // Вопросы статистики. – 2012. – №. 11. – С. 21-35.

9. Астрелин, А.М. Тенденции заболеваемости, распространенности и смертности от ВИЧ-инфекции и туберкулеза в регионах России в XXI веке.// Демографическое обозрение, - 2020, - Т.7, - №4, - С. 82-107. EDN: SPNBVT <https://doi.org/10.17323/demreview.v7i4.12045>

10. Бедный М.С. Медико-демографическое изучение народонаселения. – М.: Статистика, 1979. – 223 с. URL: https://www.demoscope.ru/weekly/knigi/IDEM_library/pdf/book050.pdf

11. Бедный М.С. Демографические процессы и прогнозы здоровья населения. – М.: Статистика, 1972 – 301 с.

12. Беляков Н.А., Виноградова Т.Н., Розенталь В.В., Сизова Н.В., Рассохин В.В., Лисицина З.Н., Пантелеева О.В., Дворак С.И. Эволюция эпидемии ВИЧ-инфекции в Санкт-Петербурге-снижение заболеваемости, старение и утяжеление болезни //ВИЧ-инфекция и иммуносупрессии. – 2015. – Т. 7. – №. 2. – С. 7-17. EDN: UAPWBV

13. Быстрицкая Е.В., Биличенко Т.Н. Заболеваемость, инвалидность и смертность от болезней органов дыхания в Российской Федерации (2015–2019) // Пульмонология. – 2021. – Т. 31. – № 5. – С. 551–561. EDN: KXDQEV <https://doi.org/10.18093/0869-0189-2021-31-5-551-561>

14. Васильева Е.В. «По организации “инсультной сети“ мы одни из первых в мире»//Московская медицина. - 2017. - Т.4. - №9. - С.5-10 EDN: ZGISDT

15. Вишневский А.Г. Смертность в России: несостоявшаяся вторая эпидемиологическая революция // Демографическое обозрение. – 2015. – Т. 1. – № 4. – С. 5–40. EDN: TTGXTN <https://doi.org/10.17323/demreview.v1i4.1801>

16. Вишневский А.Г., Андреев Е.М., Тимонин С.А. Смертность от болезней системы кровообращения и продолжительность жизни в России // Демографическое обозрение. – 2016. – Т. 3. – № 1. – С. 6–34. EDN: WFEIZF <https://doi.org/10.17323/demreview.v3i1.1761>

17. Вишневский А.Г., Щур А.Е. Смертность и продолжительность жизни в России за полвека // ОРГЗДРАВ: новости, мнения, обучение. Вестник ВШОУЗ. – 2019. – Т. 5. – № 2. – С. 10–21. EDN: [UDWCPZ](#) doi: 10.24411/2411-8621-2019-12003.

18. Вишневский А.Г., Демографическая модернизация России, 1900–2000 Под ред. А.Г. Вишневого. – М.: Новое издательство, 2006. — 608 с. URL: https://www.hse.ru/data/307/183/1235/modernizacija_vishnevski.pdf

19. Вишневский, А.Г., Школьников, В.М. Смертность в России: Главные группы риска и приоритеты действия. – М.: Московский Центр Карнеги, 1997 URL: <https://www.demoscope.ru/weekly/knigi/vish&shkol/smertnost.html>

20. Гишинский Я.И. Девиантное поведение в Санкт-Петербурге: на фоне российской действительности эпохи постперестройки //Мир России. Социология. Этнология. – 1995. – Т. 4. – №. 2. – С. 118-131. EDN: [MDTBQL](#)

21. Данилова, И.А. Особенности построения непрерывных рядов показателей смертности по причинам смерти в России. // Вопросы статистики, - 2015, - №11, - С.58-68. EDN: [UYHFLH](#) <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2015-0-11-58-68>

22. Заридзе Д.Г., Каприн А.Д., Стилиди И.С. Динамика заболеваемости злокачественными новообразованиями и смертности от них в России // Вопросы онкологии. – 2018. – Т. 64. – № 5. – С. 578–591. EDN: [YMKCAH](#)

23. Затравкин С.Н., Вишленкова Е.А. Ухудшение здоровья советских людей в эпоху застоя. //Проблемы социальной гигиены, здравоохранения и истории медицины, - 2021, - Т.29, - №.2, - С. 359–368. EDN: [LQGSBP](#) <http://dx.doi.org/10.32687/0869-866X-2020-29-2-359-368>

24. Захаров С.В. Когортный анализ смертности населения России (долгосрочные и краткосрочные эффекты неравенства поколений перед лицом смерти) // Проблемы прогнозирования. – 1999. – № 2. – С. 114–131. EDN: [WGSFUN](#)

25. Зубаревич Н.В. Поляризация городов России как следствие кризиса 90-х годов //Вестник Евразии. – 2001. – №. 1. – С. 5–29. EDN: [HYWJN](#)

26. Зубова Е. А. Стоимость жизни в России: оценка на панельных микроданных за 2010–2020 гг //Прикладная эконометрика. – 2022. – Т. 65. – С. 45–64.

27. Иванова А.Е., Сабгайда Т.П., Семенова В.Г., Запорожченко В.Г., Землянова Е.В., Никитина С.Ю. Факторы искажения структуры причин смерти трудоспособного населения России. // Социальные аспекты здоровья населения, - 2013, - Т.32, - №4. EDN: [RBTQQZ](#)

28. Иванова А. Е. Семенова, В. Г., Евдокушкина, Г. Н., Крюкова, И. А. Потерянные годы потенциальной жизни – критерий социально-экономической оценки преждевременной смертности //Здоровье мегаполиса. – 2022. – Т. 3. – №. 4. – С. 75-83.

29. Иванова А. Е., Павлов Н. Б., Михайлов А. Ю. Тенденции и региональные особенности здоровья взрослого населения России //Социальные аспекты здоровья населения. – 2011. – Т. 19. – №. 3. – С. 25.

30. Иванова А. Е. Подходы к оценке резервов снижения смертности в России //Уровень жизни населения регионов России. – 2022. – Т. 18. – №. 2. – С. 177-188.

31. Игнатьева А.И. Исследование тенденций смертности населения от инфекционных заболеваний в России за период 1992–2018 гг. //Скиф. Вопросы студенческой науки. – 2020. – №. 3 (43). – С. 33–37. EDN: [LFSPMU](#)

32. Калабихина И.Е., Максимов М.А. Гендерный разрыв демографических потерь во время пандемии коронавируса: почему в России потери женщин в ожидаемой продолжительности жизни больше, чем у мужчин // Государственное управление. Электронный вестник. – 2023. – № 97. – С. 26–41. EDN: [XAIUVX](#)
<https://doi.org/10.24412/2070-1381-2023-97-26-41>

33. Калабихина И.Е., Кузнецова П.О., Тикунов В.С., Черешня О.Ю. Смертность, ассоциированная с курением, в регионах России. // Вестник Московского университета. Серия 5. География, - 2021, - №6, - С.13–26. EDN: [CJMНGF](#)

34. Калабихина И.Е., Чкония Д.Т. Детерминанты времени демографического восстановления регионов России от пандемии Covid-19 // Научные исследования

экономического факультета. Электронный журнал. – 2024. – Т. 16, - №. 4. – С. 106–122.
EDN: HDBQYE <https://doi.org/10.38050/2078-3809-2024-16-4-106-122>

35. Кваша Е.А., Харьковская Т.Л., Юмагузин В.В. Смертность от внешних причин в России за полвека. //Демографическое обозрение, – 2015, – Т. 1, – №4, – С. 68–95.
EDN: TTGXUH <https://doi.org/10.17323/demreview.v1i4.1803>

36. Корнекова С.Ю., Байкова Е.В. Потребление алкогольной продукции в современной России: региональный уровень //Известия Санкт-Петербургского государственного экономического университета. – 2016. – №. 2 (98). – С. 85–89.
EDN: VQAZZR

37. Коссова Т.В. Экономические детерминанты смертности от болезней органов пищеварения в России.// Экономическая политика, – 2023, – Т.18, – №1, – С. 34–53.
EDN: NZYRAI <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2023-1-34-53>

38. Красильников И.А., Иванова А.Е., Семенова В.Г., Сабгайда Т.П., Евдокушкина Г.Н. Методические рекомендации по использованию показателя «Потерянные годы потенциальной жизни» для обоснования приоритетных проблем здоровья населения России на федеральном, региональном и муниципальном уровнях. Москва: 2014 URL: https://mednet.ru/images/stories/files/materialy_konferencii_i_seminarov/2010/kadry2014/sessiya/metod.pdf

39. Милле Ф., Школьников В.М. Смертность в России: Затянувшееся отставание. // Мир России. Социология. Этнология, – 1999, – Т.8, – №4, – С.138–162. EDN: NAGVUI

40. Мордовский Э.А. Когортные и половозрастные особенности алкоголь-атрибутивной смертности населения приарктических регионов Европейского Севера России в 2006-2015 гг //Социальные аспекты здоровья населения. – 2017. – Т. 58. – №. 6. – С. 3. EDN: YLXGCE

41. Оганов Р.Г., Масленникова Г.Я. Профилактика сердечно-сосудистых заболеваний-реальный путь улучшения демографической ситуации в России //Кардиология. – 2007. – Т. 47. – №. 1. – С. 1–8. EDN: HVSQST

42. Омран А. Р. Теория эпидемиологического перехода: взгляд 30 лет спустя // Демографическое обозрение. – 2019. – Т. 6. – №. 1. – С. 177–216. EDN: [AWGHUZ](https://doi.org/10.17323/demreview.v6i1.9117) <https://doi.org/10.17323/demreview.v6i1.9117>

43. Паролина Л.Е., Докторова Н.П., Отпущенникова О.Н. Социально-экономические детерминанты и математическое моделирование в эпидемиологии туберкулеза (обзор литературы) // Современные проблемы науки и образования. – 2020. – №. 6. – С. 202–202. EDN: [ZXXXHU](https://doi.org/10.17513/spno.30333) <https://doi.org/10.17513/spno.30333>

44. Пастухова Е.Я., Логунов Т.А. Демографический фактор экономического развития регионов Сибирского федерального округа России в 2005–2022 годах // Народонаселение.— 2024.— Т. 27.— № 1.— С. 109–122. EDN: [BWCQYS](https://doi.org/10.24412/1561-7785-2024-1-109-122) <https://doi.org/10.24412/1561-7785-2024-1-109-122>

45. Покровская А.В., Козырина Н.В., Гущина Ю.Ш., Юрин О.Г., Суворова З.К., Покровский В.В. Социально-демографический портрет пациента, живущего с ВИЧ и посещающего центры СПИД в России // Терапевтический архив. – 2016. – Т. 88. – №. 11. – С. 12–16. EDN: [XEAXMR](https://doi.org/10.17116/terarkh2016881112-16) <https://doi.org/10.17116/terarkh2016881112-16>

46. Покровская А.В., Попова А.А., Ладная Н.Н., Юрин О.Г. Продолжительность течения ВИЧ-инфекции и влияющие на нее факторы // Терапевтический архив. – 2014. – Т. 86. – №. 11. – С. 20–23. EDN: [TGSDDZ](https://doi.org/10.17116/terarkh2014861120-23)

47. Покровский В.В., Ладная Н.Н., Покровская А.В. ВИЧ/СПИД сокращает число россиян и продолжительность их жизни // Демографическое обозрение. – 2017. – Т. 4. – № 1. – С. 65–82. EDN: [ZGFNJV](https://doi.org/10.17323/demreview.v4i1.6988) <https://doi.org/10.17323/demreview.v4i1.6988>

48. Полибин Р.В., Миндлина А.Я., Герасимов А.А., Брико Н.И. Сравнительный анализ смертности от инфекционных болезней в Российской Федерации и некоторых странах Европы. // Эпидемиология и Вакцинопрофилактика, – 2017, – Т.16, – №3, – С.4–10. EDN: [YRHMAT](https://doi.org/10.31631/2073-3046-2017-16-3-4-10) <https://doi.org/10.31631/2073-3046-2017-16-3-4-10>

49. Попова Н.М., Терехов М.В., Бурдина К.С., Протопопов В.А. Анализ смертности лиц трудоспособного возраста от внешних причин в Удмуртской Республике за период

2012–2014 гг. //Проблемы современной науки и образования. – 2017. – №. 4 (86). – С. 96–101. EDN: XSFHUL

50. Потупчик Т., Эверт Л., Аверьянова О., Ахмельдинова Ю. Влияние стресса на развитие сердечно-сосудистых заболеваний // Врач. – 2019. – №30(7). – С. 72–76. EDN: FLRFDV <https://doi.org/10.29296/25877305-2019-07-15>

51. Принципы и рекомендации для системы статистического учета естественного движения населения (Третье пересмотренное издание). – 2015. – Нью-Йорк: ООН. URL: https://unstats.un.org/unsd/demographic-social/Standards-and-Methods/files/Principles_and_Recommendations/CRVS/M19Rev3-R.pdf

52. Пустовалов Д.Н. Российская специфика избыточной смертности в молодых трудоспособных возрастах // Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика. – 2015. – № 1. – С. 87–107. EDN: TJOVNX

53. Родионова И. А. Промышленное производство регионов России: структурные сдвиги //Региональная экономика: теория и практика. – 2009. – №. 21. – С. 2–11. EDN: KOZXIJ

54. Сабгайда Т. П., Иванова А. Е. Управляемые факторы риска, влияющие на смертность населения. – 2022.

55. Семенова В. Г. Обратный эпидемиологический переход в России. – М.: ЦСП, 2005. -235 с. URL: <https://mednet.ru/images/stories/files/publikacii/seменова.pdf>

56. Серикбаев Н.С., Искаков Е.С., Мусина Г.А. Экономические потери при преждевременной смертности в результате несчастных случаев, отравлений и травматизма //Traumatology and Orthopaedics of Kazakhstan. – 2022. – С. 4–14. EDN: BLVPXL <https://doi.org/10.52889/1684-9280-2022-4-65-4-14>

57. Скоков Р.Ю., Рогачев А.Ф. Человеческое развитие и потребление алкоголя: состояние и взаимосвязь в российских регионах //Регионология. – 2022. – Т. 30. – №. 2 (119). – С. 342–358. EDN: TGFUPG <https://doi.org/10.15507/2413-1407.119.030.202202.342-358>

58. Смирнова Т.М., Крутько В.Н. Возрастная, календарная и когортная компоненты мужской смертности в России // Труды Института системного анализа Российской академии наук. – 2016. – Т. 66. – № 2. – С. 94–105. EDN: [WHDMZP](#)

59. Тихилов Р.М., Воронцова Т.Н., Лучанинов С.С. Динамика основных показателей смертности населения Ленинграда-Санкт-Петербурга от травм и воздействия внешних причин (итоги мониторинга, проведенного с 1976 по 2008 г.) //Травматология и ортопедия России. – 2010. – №. 1. – С. 106–114.

60. Фаттахов Т.А., Миронова А.А., Пьянкова А.И., Шахзадова А.О. Смертность от новообразований в России в 1965-2019: Основные структурные изменения и тенденции // Сибирский онкологический журнал. – 2021. – № 4. EDN: [OIKTCH](#)
<https://doi.org/10.21294/1814-4861-2021-20-4-21-29>

61. Харченко В.И., Какорина Е.П., Корякин М.В., Вирин М.М., Ундрицов В.М., Онищенко П.И. Смертность от основных болезней системы кровообращения в России (Аналитический обзор официальных данных Госкомстата, Минздрава России, ВОЗ и экспертных оценок по проблеме) //Российский кардиологический журнал. – 2005. – №. 1. – С. 5–15. EDN: [IOUJFD](#)

62. Шабунова А.А., Калашников К.Н. Экономическая оценка потерь трудового потенциала населения //Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. – 2008. – №. 4. – С. 53–61. EDN: [JXUPCP](#)

63. Шилова М.В. Туберкулез в России. Смертность населения от туберкулеза.// Медицинский алфавит. – 2018. – Т.1. – №10. – С.42–50. EDN: [YLHWLZ](#)

64. Шмаков Д. И. Оценка экономического ущерба в результате смертности населения от несчастных случаев, отравлений и травм //Научные труды: Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН. – 2003. – №. 1. – С. 377–385. EDN: [KWEANP](#)

65. Щербакова Е.М. Алкоголь и здоровье населения мира, оценки ВОЗ 2018 года // Демоскоп Weekly. – 2019. – № 817–818. URL:

<https://www.demoscope.ru/weekly/2019/0817/barometer817.pdf> (дата обращения: 06.02.2025)

66. Щербакова, Е. М. Предварительные демографические итоги 2022 года в России (часть II) // Демоскоп Weekly. – 2023. – № 981–982. – URL: <http://demoscope.ru/weekly/2023/0981/barom01.php> (дата обращения: 06.02.2025).

67. Щербакова, Е. М. Демографические итоги I полугодия 2023 года в России (часть II)// Демоскоп Weekly. – 2023. – №1001–1002. <http://demoscope.ru/weekly/2023/01001/barom01.php> (дата обращения: 06.02.2025)

68. Щербакова, Е. М.. Демографические итоги I полугодия 2024 года в России (часть II). //Демоскоп Weekly. – 2023. – №1045–1046. <https://demoscope.ru/weekly/2024/01045/barom01.php> (дата обращения: 06.02.2025)

69. Школьников В.М., Андреев Е.М., Макки М., Леон Д.А. Рост продолжительности жизни в России 2000-х годов // Демографическое обозрение. – 2014. – Т. 1, № 2. – С. 5-37. – EDN: [TLMJFN https://doi.org/10.17323/demreview.v1i2.1815](https://doi.org/10.17323/demreview.v1i2.1815)

70. Щур А.Е., Соколова В.В., Тимонин С.А. Смертность трудоспособного населения России в начале XXI века: есть ли повод для оптимизма? // Демографическое обозрение. – 2023. – Т. 10. – № 4. – С. 4–51. <https://doi.org/10.17323/demreview.v10i4.18807>
EDN: [NIUBUB](https://doi.org/10.17323/demreview.v10i4.18807)

71. Юмагузин В.В., Винник М.В. Оценка качества статистики смертности по причинам в регионах России.// Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. – 2023. – №2, . – С.282–303. EDN: [VJNDWS https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.2.2368](https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.2.2368)

72. Aldridge R.W., Nellums L.B., Bartlett S., Barr A.L., Patel P., Burns R., Abubakar I. Global patterns of mortality in international migrants: a systematic review and meta-analysis //The Lancet. – 2018. – Т. 392. – №. 10164. – С. 2553– 2566. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(18\)32781-8](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(18)32781-8)

73. Anderson B.A., Silver B.D. Patterns of cohort mortality in the Soviet population // Population and Development Review. – 1989. – T. 15. – № 3. – C. 471–501. <https://doi.org/10.2307/1972443>

74. Andreev E.M., Shkolnikov V.M., Begun A.Z. Algorithm for decomposition of differences between aggregate demographic measures and its application to life expectancies, healthy life expectancies, parity-progression ratios and total fertility rates // Demographic Research. – 2002. – T. 7. – C. 499–522. EDN: [LHLJDX](https://doi.org/10.4054/demres.2002.7.14) <https://doi.org/10.4054/demres.2002.7.14>

75. Andreev E.M., Scherbov S., Willekens F. Mortality in the former Soviet Union: past and future. // IIASA Working Papers,. – 1993 – WP-93-13.

76. Andvord K. F. Hvað kan vi læra ved af0lge tuberkulosens gang fra generasjon til generasjon? // Norsk Magazin for Lxgevidenskapen. – 1930. – T. 91. – C. 642–660.

77. Barbi E., Caselli G. Selection effects on regional mortality differences in survivorship in Italy // Genus. – 2003. – T. 59, – № 2. – C. 37-61.

78. Barker J.P., Osmond C. Death rates from stroke in England and Wales predicted from past maternal mortality // British Medical Journal. – 1987. – T. 295. – C. 83–86. <https://doi.org/10.1136/bmj.295.6590.83>

79. Barker J.P., Osmond C., Law C.M. The intrauterine and early postnatal origins of cardiovascular disease and chronic bronchitis // Journal of Epidemiology and Community Health. – 1989. – T. 43. – C. 237–240. <https://doi.org/10.1136/jech.43.3.237>

80. Baudelot C., Estabiet R. Suicide: The hidden side of modernity. – Cambridge: // Polity Press. – 2008.

81. Bell A. Age period cohort analysis: a review of what we should and shouldn't do // Annals of human biology. – 2020. – T. 47. – №. 2. – C. 208-217. <https://doi.org/10.1080/03014460.2019.1707872>

82. Beltrán-Sánchez H., Crimmins E.M., Finch C.E. Early cohort mortality predicts the rate of aging in the cohort: a historical analysis // Journal of developmental origins of health and

disease. – 2012. – T. 3. – №. 5. – C. 380–386. EDN: SPNOXB
<https://doi.org/10.1017/s2040174412000281>

83. Ben-Shlomo Y., Smith G.D. Deprivation in infancy or in adult life: which is more important for mortality risk? // *Lancet*. – 1991. – T. 337. – № 8740. – C. 530–534. doi: 10.1016/0140-6736(91)91307-G. PMID: 1671899. EDN: BIOZDN

84. Berg N., Kiviruusu O., Grundström J., Huurre T., Marttunen M. Stress, development and mental health study, the follow-up study of Finnish TAM cohort from adolescence to midlife: Cohort profile.// *BMJ Open*, - T.11 - №12 - C. e046654. EDN: PZAXWH
<https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-046654>

85. Burnet N.G., Jefferies S.J., Benson R.J., Hunt D.P., Treasure F.P. Years of life lost (YLL) from cancer is an important measure of population burden—and should be considered when allocating research funds // *British journal of cancer*. – 2005. – T. 92. – №. 2. – C. 241–245. EDN: EYSLNA <https://doi.org/10.1038/sj.bjc.6602321>

86. Carstensen B. Age–period–cohort models for the Lexis diagram // *Statistics in Medicine*. – 2007. – T. 26, – № 15. – C. 3018-3045. <https://doi.org/10.1002/sim.2764>

87. Case R.A. Cohort analysis of mortality rates as an historical or narrative technique // *Journal of Epidemiology & Community Health*. – 1996. – T. 50. – № 2. – C. 114–124. <https://doi.org/10.1136/jech.50.2.114>

88. Caselli G. The key phases of the European health transition // *Polish population review*. – 1995. – №. 7. – C. 73-102.

89. Cleries R., Martínez J.M., Valls J., Pareja L., Esteban L., Gispert R., Moreno V., Ribes J. M. Life expectancy and age–period–cohort effects: Analysis and projections of mortality in Spain between 1977 and 2016 // *Public Health*. – 2009. – T. 123. – № 2. – C. 0–162. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2008.10.026>

90. Dempsey M. Decline in tuberculosis: the death rate fails to tell the entire story // *American review of tuberculosis*. – 1947. – T. 56. – №. 2. – C. 157-164. <https://doi.org/10.1164/art.1947.56.2.157>

91. Derrick V.P.A. Observations on (1) errors of age in the population statistics of England and Wales, and (2) the changes in mortality indicated by the national records // Journal of the Institute of Actuaries. – 1927. – T. 58. – № 2. – C. 117–159. <https://doi.org/10.1017/S0020268100031474>

92. Dougherty, D., Edelman, M., Hyman, M. Nonnegativity-, monotonicity-, or convexity-preserving cubic and quintic Hermite interpolation // Mathematics of computation, - 1989 - T.52- C.471-494. <https://doi.org/10.2307/2008477>

93. Edwards R. D. Changes in world inequality in length of life: 1970–2000 // Population and Development Review. – 2011. – T. 37, – № 3. – C. 499-528. EDN: PMNRHP <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2011.00432.x>

94. Elo I.T., Preston S.H. Effects of Early-Life Conditions on Adult Mortality: A Review // Population Index. – 1992. – №58 (2). – 186–212. <https://doi.org/10.2307/3644718>

95. Fienberg S.E., Mason W.M. Identification and estimation of age-period-cohort models in the analysis of discrete archival data // Sociological Methodology. – 1979. – T. 10. – C. 1–67. <https://doi.org/10.2307/270764>

96. Forsdahl A. Are poor living conditions in childhood and adolescence an important risk factor for arteriosclerotic heart disease? // British Journal of Preventive Social Medicine. – 1977. – T. 31. – C. 91–95. <https://doi.org/10.1136/jech.31.2.91>

97. Forsdahl A. Living conditions in childhood and subsequent development of risk factors for arteriosclerotic heart disease. The cardiovascular survey in Finnmark 1974–75 // Journal of Epidemiology & Community Health. – 1978. – T. 32. – № 1. – C. 34–37. <https://doi.org/10.1136/jech.32.1.34>

98. Forsythe G.E., Malcolm M.A., Moler C.B.. Computer methods for mathematical computations. – Prentice Hall, Inc. 1979 – C.259 <https://doi.org/10.1002/zamm.19790590235>

99. Frost W.H. The age selection of mortality from tuberculosis in successive decades // American Journal of Epidemiology. – 1939. – T. 30. – № 3. – C. 91–96. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aje.a117343>

100. Gao D., Zou Z., Zhang W., Chen T., Cui W., Ma Y. Age-period-cohort analysis of HIV mortality in China: data from the global burden of disease study 2016 //Scientific reports. – 2020. – T. 10. – №. 1. – C. 7065. EDN: JJCWSK <https://doi.org/10.1038/s41598-020-63141-1>
101. Greenberg B.G., Wright J.J., Sheps C.G. A technique for analyzing some factors affecting the incidence of syphilis // Journal of the American Statistical Association. – 1950. – T. 45. – № 251. – C. 373–399. <https://doi.org/10.2307/2280294>
102. Greenberg M., Schneider D. Migration and the cancer burden of New Jersey Blacks // New Jersey Medicine. – 1995. – T. 92, – № 8. – C. 509-511.
103. Greenwood M. English death-rates, past, present and future: a valedictory address //Journal of the Royal Statistical Society. – 1936. – T. 99. – №. 4. – C. 674-707. <https://doi.org/10.2307/2980090>
104. Grigoriev, P., Meslé, F., Shkolnikov, V. M., Andreev, E., Fihel, A., Pechholdova, M. The recent mortality decline in Russia: Beginning of the cardiovascular revolution? // Population and Development Review. – 2014. – Vol. 40, No. 1. – C. 107–129. EDN: SKNQMZ <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2014.00652.x>
105. Halbwachs M. The causes of suicide. – London: // Routledge. – 1978 – c.372.
106. Hiam L., Dorling D. The rise and fall of Britain’s Golden Cohort: how the remarkable generation of 1925. – 1934 had their lives cut short by austerity // Review of Social Economy. – 2024. – T. 82. – № 4. – C. 536–580. <https://doi.org/10.1080/00346764.2023.2300007>
107. Hobcraft J., Menken J., Preston S. Age, period, and cohort effects in demography: A review // Population Index. – 1982. – T. 48. – № 1. – C. 4–43. <https://doi.org/10.2307/2736356>
108. Holford T. R.. The estimation of age, period and cohort effects for vital rates. // Biometrics, - 1983 - T.39 - №2 - C.311-324. <https://doi.org/10.2307/2531004>

109. Horiuchi S., Ouellette N., Cheung S.L.K., Robine J.M. Modal age at death: lifespan indicator in the era of longevity extension //Vienna Yearbook of Population Research. – 2013. – C. 37-69. <https://doi.org/10.1553/populationyearbook2013s37>
110. Hyman M. Accurate Monotonicity Preserving Cubic Interpolation. // SIAM Journal on Scientific and Statistical Computing, - 1983 - T. 4 - №4 - C. 645-654. <https://doi.org/10.1137/0904045>
111. Ikram U.Z., Mackenbach J.P., Harding S., Rey G., Bhopal R.S., Regidor E., Rosato M., Juel K., Stronks K., Kunst A.E. All-cause and cause-specific mortality of different migrant populations in Europe //European journal of epidemiology. – 2016. – T. 31. – C. 655-665. EDN: YDHOTO <https://doi.org/10.1007/s10654-015-0083-9>
112. Jones P.M., Minton J., Bell A. Methods for disentangling period and cohort changes in mortality risk over the twentieth century: comparing graphical and modelling approaches //Quality & Quantity. – 2023. – T. 57. – №. 4. – C. 3219-3239. EDN: KYBFCQ <https://doi.org/10.1007/s11135-022-01498-3>
113. Jukkala T. Age, period and cohort effects on suicide mortality in Russia. 1956–2005 // BMC Public Health. – 2017. – T. 17. – C. 1–11. EDN: YYBVEZ <https://doi.org/10.1186/s12889-017-4158-2>
114. Keiding N. Statistical inference in the Lexis diagram //Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A: Physical and Engineering Sciences. – 1990. – T. 332. – №. 1627. – C. 487-509. <https://doi.org/10.1098/rsta.1990.0128>
115. Kermack W.O., McKendrick A.G., McKinlay P.L. Death-rates in Great Britain and Sweden: Expression of specific mortality rates as products of two factors, and some consequences thereof // Epidemiology and Infection. – 1934. – T. 34. – № 4. – C. 433–457. <https://doi.org/10.1017/s0022172400043230>
116. Kuh D., Hardy R. Disease trends in women living in established market economies: Evidence of cohort effects during the epidemiological transition // In: Kuh D., Hardy R. (Eds.), A Life Course Approach to Women's Health. – Oxford: Oxford University Press. – 2002; <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780192632890.003.0016>

117. Kuh D., Smith G.D. When is mortality risk determined? Historical insights into a current debate // *Social History of Medicine*. – 1993. – T. 6. – № 1. – C. 101–123. <https://doi.org/10.1093/sochis/6.1.101>
118. Law C.M., Barker D.J., Osmond C., Fall C.H., Simmonds S.J.. Early growth and abdominal fatness in adult life // *Journal of Epidemiology & Community Health*. – 1992. – T. 46. – №. 3. – C. 184-186. <https://doi.org/10.1136/jech.46.3.184>
119. Leon D.A., Clenet L., Shkolnikov V.M., Zakharov S., Shapiro J., Rakhmanova G., Vassin S., McKee M. Huge variation in Russian mortality rates 1984. – 1994: artefact, alcohol, or what? // *Lancet*. – 1997. – T. 350. – № 9075. – C. 383–388. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(97\)03360-6](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(97)03360-6)
120. Leon D.A., Saburova L., Tomkins S., Andreev E., Kiryanov N., McKee M., Shkolnikov V.M. Hazardous alcohol drinking and premature mortality in Russia: A population-based case-control study // *The Lancet*. – 2007. – T. 369. – № 9578. – C. 2001–2009. EDN: MIYRGH [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(07\)60941-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(07)60941-6)
121. Lerner M. Modernization and health: a model of the health transition//. Paper presented at the American Public Health Association Conference, San Francisco – 1973
122. Lexis W.H.R.A. Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik. – KJ Trübner, 1875.
123. Lindahl-Jacobsen R., Rau R., Jeune B., Canudas-Romo V., Lenart A., Christensen K., Vaupel J. W. Rise, stagnation, and rise of Danish women’s life expectancy.// *Proceedings of the National Academy of Sciences*. – 2016. – T.113. – №15 – C. 4015–4020. <https://doi.org/10.1073/pnas.1602783113>
124. Lucas A., Fewtrell M.S., Cole T.J. Fetal origins of adult disease—the hypothesis revisited // *Bmj*. – 1999. – T. 319. – №. 7204. – C. 245-249. EDN: DCLYBD
125. Luy M., Caselli G. The impact of a migration-caused selection effect on regional mortality differences in Italy and Germany // *Genus*. – 2007. – C. 33-64. EDN: OZSWZZ DOI: 10.4054/MPIDR-WP-2008-027

126. Mason K.O., Mason W.M., Winsborough H.H., Poole W.K. Some methodological issues in cohort analysis of archival data // *American Sociological Review*. – 1973. – T. 38. – № 2. – C. 242–258. <https://doi.org/10.2307/2094398>
127. Maximov M.A., Migunov N.V. Socio-economic and demographic factors of excess mortality due to the coronavirus pandemic in regions of Russia // *Population and Economics*. – 2025. – T.9 – №1. – C.129-154. EDN: [HAWGVY](https://doi.org/10.3897/popecon.9.e119882)
<https://doi.org/10.3897/popecon.9.e119882>
128. Meslé F. Tendances récentes de la mortalité par cause en Russie 1965 - 1993. – INED, 1996.
129. Meslé F., Vallin J., Hertrich V., Andreev E., Shkolnikov V. Causes of death in Russia: assessing trends since the 1950s // *European Population Conference. Population of Central and Eastern Europe. Challenges and Opportunities* / eds. I.E. Kotowska, J. Józwiak. – Warsaw: // Statistical Publishing Establishment. – 2003. – C. 389–414.
130. Morris J. N. Epidemiology and cardiovascular disease of middle age. I // *Modern concepts of cardiovascular disease*. – 1960. – T. 29. – C. 625-632.
131. Murphy M. The ‘golden generations’ in historical context // *British Actuarial Journal*. – 2009. – T. 15. – No. S1. – C. 151–184. <https://doi.org/10.1017/S1357321700005559>
132. Nielsen N.R., Kristensen T.S., Schnohr P., Grønbaek M. Perceived stress and cause-specific mortality among men and women: results from a prospective cohort study // *American journal of epidemiology*. – 2008. – T. 168. – №. 5. – C. 481-491. <https://doi.org/10.1093/aje/kwn157>
133. O'Morain N., O'Morain C. The burden of digestive disease across Europe: Facts and policies. // *Digestive and Liver Disease*,- 2003 - T. 51 - №1 - C. 1-3. <https://doi.org/10.1016/j.dld.2018.10.001>
134. Omran A. R. The epidemiologic transition theory revisited thirty years later // *World health statistics quarterly*. – 1998. – T. 51. – №. 2-4. – C. 99-119.

135. Omran A. The epidemiologic transition. A theory of the epidemiology of population change // *The Milbank Memorial Fund Quarterly*. – 1971. – T. 49. – № 4. – C. 509–538. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0009.2005.00398.x>
136. Pyankova A.I., Fattakhov T.A., Denisenko M.B. Years of Life Lost due to Premature Mortality in Russia, 1990-2021 // *Population and Economics*. – 2024. – T. 8. – № 4. – C. 92-122. EDN: DNMPYH <https://doi.org/10.3897/popecon.8.e112749>
137. Radaev V., Roshchina Y. Young cohorts of Russians drink less: Age–period–cohort modelling of alcohol use prevalence 1994. – 2016 // *Addiction*. – 2019. – T. 114. – C. 823–835. EDN: RUHZCS <https://doi.org/10.1111/add.14535>
138. Radaev V., Roshchina Y., Salnikova D. The decline in alcohol consumption in Russia from 2006 to 2017: Do birth cohorts matter? // *Alcohol and Alcoholism*. – 2020. – T. 55. – № 3. – C. 323–335. EDN: VVTGSZ <https://doi.org/10.1093/alcalc/agaa017>
139. Rau R., Bohk-Ewald C., Muszynska M.M., Vaupel J.W. *Visualizing Mortality Dynamics in the Lexis Diagram*. — Cham: Springer, 2018. — 169 c.
140. Richards S.J. Detecting year-of-birth mortality patterns with limited data // *Journal of the Royal Statistical Society: // Series A*. – 2008. – T. 171. – C. 279–298. <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2007.00501.x>
141. Ryder N.B. The cohort as a concept in the study of social change // *American Sociological Review*. – 1965. – T. 30. – № 6. – C. 843 - 856. <https://doi.org/10.2307/2090964>
142. Sauzet O., Razum O. Bias in cohort-based comparisons of immigrants' health outcomes between countries: a simulation study // *BMC Public Health*. – 2019. – T. 19. – C. 1-9. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-7267-2>
143. Schöley J., Willekens F. Visualizing compositional data on the Lexis surface // *Demographic Research*. – 2017. – T. 36. – C. 627-658. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2017.36.21>
144. Setiawan E., Cassidy-Seyoum S.A., Thriemer K., Carvalho N., Devine A.A. *Systematic Review of Methods for Estimating Productivity Losses due to Illness or Caregiving*

in Low-and Middle-Income Countries // *Pharmacoeconomics*. – 2024. – T. 42. – №. 8. – C. 865-877.

145. Shkolnikov V.M., McKee M., Chervyakov V.V., Kiryanova N.A. Is the link between alcohol and cardiovascular death among young Russian men attributable to misclassification or acute alcohol intoxication? Evidence from the city of Izhevsk // *J Epidemiol Community Health*. – 2002. – T. 56. – № 3. – C. 171–174. EDN: LSCANF
<https://doi.org/10.1136/jech.56.3.171>

146. Shkolnikov V.M., McKee M., Leon D. Changes in life expectancy in Russia in the mid. – 1990s // *Lancet*. – 2001. – T. 357. – № 9260. – C. 917–921. EDN: LVBQKZ
[https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(00\)04212-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(00)04212-4)

147. Shkolnikov V.M., Nemtsov A.V. The anti-alcohol campaign and variations in Russian mortality // *Premature Deaths in the New Independent States* / Ed. by J. L. Bobadilla, C. A. Costello, F. Mitchell. – Washington: // National Academy Press. – 1997. – C. 120–155.

148. Shkolnikov V.M. Health Crises and Cohort Mortality in Meslé F., Vallin J. Mortality and causes of death in 20th-century Ukraine. – Springer Science & Business Media, 2012.

149. Shkolnikov V.M., Andreev E.M., Leon D.A., McKee M., Meslé, F., Vallin, J. Mortality reversal in Russia: the story so far // *Hygiea Internationalis*. – 2004. – T. 4. – № 4. – C. 29–80. <https://doi.org/10.3384/hygiea.1403-8668.044129>

150. Shkolnikov V.M., Jdanov D.A., Timonin S. R programs for decomposing changes in life expectancy variance within and between country groups // *MPIDR Technical Report 2016-002*. – Max Planck Institute for Demographic Research. – 2016. <https://dx.doi.org/10.4054/MPIDR-TR-2016-002>

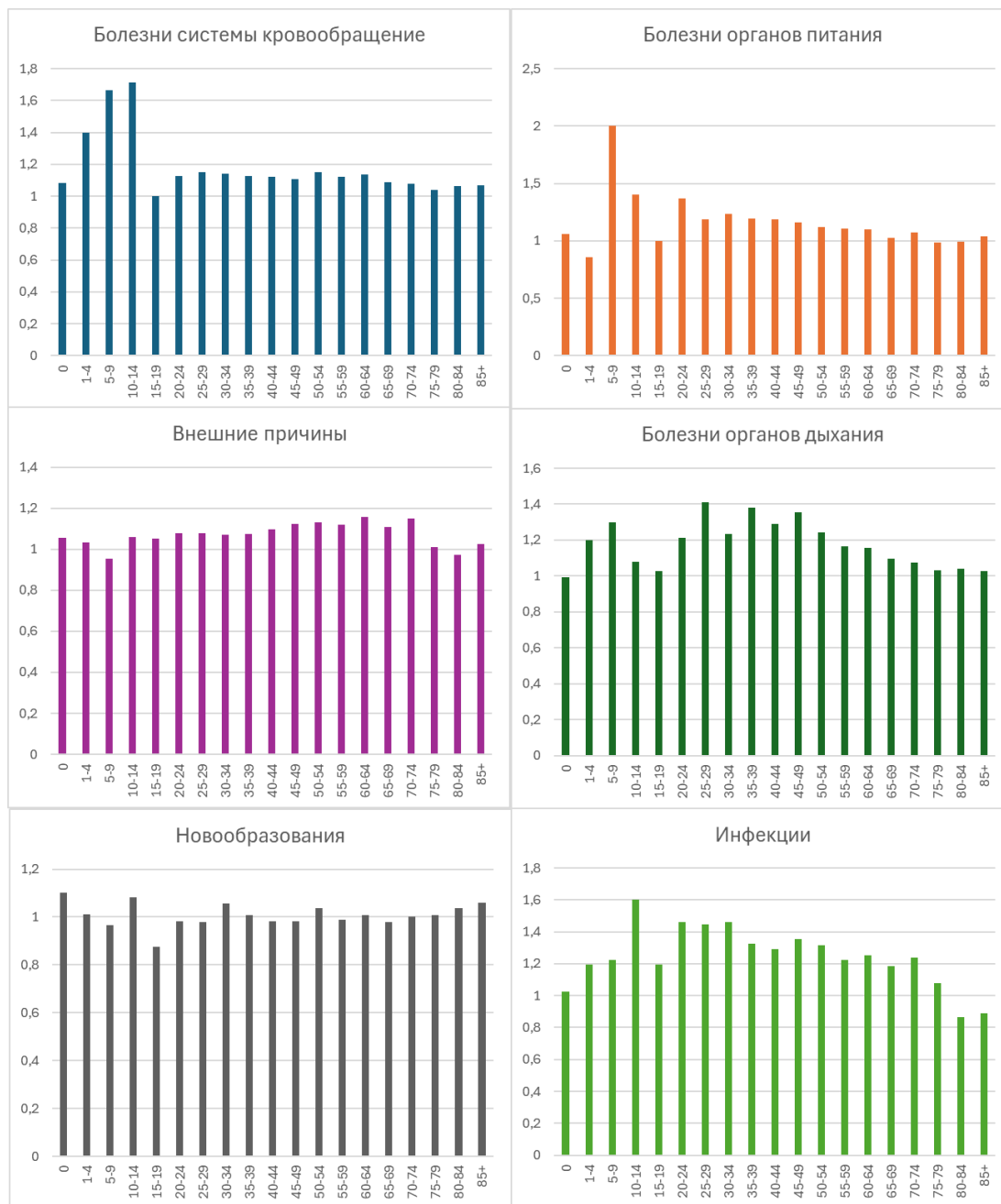
151. Shkolnikov V.M., McKee M., Vallin J., Aksel E., Leon D., Chenet L., Meslé, F. Cancer mortality in Russia and Ukraine: validity, competing risks and cohort effects // *International Journal of Epidemiology*. – 1999. – T. 28. – №. 1. – C. 19-29. EDN: LFEXUV
<https://doi.org/10.1093/ije/28.1.19>

152. Smith G.D., Marmot M.G. Trends in mortality in Britain: 1920–1986 // *Annals of Nutrition and Metabolism*. – 1991. – T. 35. – №. Suppl 1. – C. 53-63. <https://doi.org/10.1159/000177678>
153. Steptoe A., Kivimäki M.. Stress and cardiovascular disease.// *Nature Reviews Cardiology*, - 2012 - T. 9 - №6, C. 360-370. <https://doi.org/10.1038/nrcardio.2012.45>
154. Suzuki E. Time changes, so do people // *Social Science & Medicine*. – 2012. – T. 75. – № 3. – C. 452-456. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.03.036>
155. Timonin S., Danilova I., Andreev E. Shkolnikov V.M.. Recent Mortality Trend Reversal in Russia: Are Regions Following the Same Tempo? // *Eur J Population*. – 2017. – T. 33. – C. 733–763. EDN: YAZTRZ <https://doi.org/10.1007/s10680-017-9451-3>.
156. Timonin S., Klimkin I., Shkolnikov V.M., Andreev E., McKee M., Leon D. A. Excess mortality in Russia and its regions compared to high income countries: an analysis of monthly series of 2020 // *SSM-Population Health*. – 2022. – T. 17. – C. 101006. EDN: ZTAYQB <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2021.101006>
157. Timonin S., Shkolnikov V.M., Jasilionis D., Grigoriev P., Jdanov D.A., Leon, D.A. Disparities in length of life across developed countries: measuring and decomposing changes over time within and between country groups // *Population Health Metrics*. – 2016. – T. 14, – № 29. EDN: XFMHWP <https://doi.org/10.1186/s12963-016-0094-0>.
158. Willekens F., Scherbov S. Age-period-cohort (APC) analysis of mortality with application to Soviet data. – WP-91-42. – Laxenburg: // IIASA. – 1991.
159. Willets R.C. The cohort effect: Insights and explanations // *British Actuarial Journal*. – 2004. – T. 10. – C. 833–877. <https://doi.org/10.1017/S1357321700002762>
160. Wilmoth J.R. Variation in vital rates by age, period, and cohort // *Sociological Methodology*. – 1990. – T.20 – C. 295–335. <https://doi.org/10.2307/271089>
161. Wilmoth J.R., Andreev K., Jdanov D., Gleit D. A., Boe C., Bubenheim M, . Methods protocol for the human mortality database. University of California, Berkeley, and Max Planck Institute for Demographic Research - 2021. <https://www.mortality.org/File/GetDocument/Public/Docs/MethodsProtocolV6.pdf>

162. Wu M., Hong C., Dou Z. Joinpoint regression and age period cohort analysis of global and Chinese HIV incidence trends from 1990 to 2021 //Scientific Reports. – 2025. – T. 15. – №. 1. – C. 8153. EDN: PTLHSJ <https://doi.org/10.1038/s41598-025-92882-0>
163. Yang Y. Age-period-cohort analysis: new models, methods, and empirical applications. – // NY: CRC Press. – 2013. – c. 352.

ПРИЛОЖЕНИЯ

Приложение 1. Соотношение коэффициентов смертности по основным классам причин смерти в 1999 и 1998 годах



Соотношение между возрастными коэффициентами смертности от 6 классов причин смерти мужчин в 1999 и 1998 гг. *Источник: построено автором на основе данных РосБриС*



Соотношение между возрастными коэффициентами смертности от 6 классов причин смерти женщин в 1999 и 1998 гг. Источник: построено автором на основе данных РосБРС

Приложение 2. Значения коэффициентов силы когортного эффекта

Мужчины

Регион	Группа	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания
Алтайский край	4	1,07	1,70	2,30	1,14	1,00	1,58
Амурская область	2	1,05	1,40	1,21	1,13	1,14	1,25
Архангельская область	2	0,97	1,88	1,47	1,19	1,17	1,21
Астраханская область	3	1,01	1,51	1,29	1,22	1,10	1,23
Белгородская область	2	0,96	1,59	1,27	1,13	1,00	1,06
Брянская область	2	0,99	1,96	1,68	1,16	1,07	1,39
Владимирская область	2	1,03	2,36	2,32	1,12	1,11	1,23
Волгоградская область	2	1,01	1,70	2,00	1,18	1,13	1,39
Вологодская область	2	0,99	2,09	3,47	1,11	1,06	1,43
Воронежская область	2	1,09	1,52	1,29	1,46	1,00	1,39
г. Москва	3	1,02	1,36	2,44	1,19	1,12	1,17
г. Санкт-Петербург	3	1,23	1,52	2,72	1,28	1,09	1,24
Еврейская автономная область	2	1,06	2,10	1,08	1,39	1,16	1,13
Забайкальский край	2	1,01	1,43	1,54	1,11	1,00	1,32
Ивановская область	2	0,98				0,99	1,30
Иркутская область	4	1,05	1,44	3,68	1,54	1,11	1,46
Кабардино-Балкарская Республика	1	0,96	1,09	0,98	1,15	0,98	1,11
Калининградская область	3	1,04	1,51	1,96	1,31	1,15	1,28
Калужская область	3	1,04	1,70	1,54	1,12	1,18	1,32
Камчатский край	2	1,00	1,13	2,35	1,49	1,10	1,77
Карачаево-Черкесская Республика	1	0,98	1,26	0,96	0,94	0,86	1,14
Кировская область	1	0,96	1,74	1,46	1,12	1,02	1,53
Краснодарский край	2	0,97	1,18	1,11	1,08	1,07	1,03

Регион	Группа	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания
Красноярский край	3	1,11	1,56	2,31	1,17	1,20	1,31
Курганская область	4	1,14	2,47	3,25	1,28	1,11	1,69
Курская область	2	0,98	1,75	1,33	1,10	1,03	1,27
Ленинградская область	3	1,08	1,79	3,45	1,01	1,07	1,26
Липецкая область	2	1,08	1,57	1,85	1,07	1,12	1,37
Московская область	3	1,06	1,39	2,23	1,09	1,08	1,19
Мурманская область	4	1,14	2,18	3,80	1,33	1,22	1,55
Нижегородская область	3	1,06	2,63	2,12	1,35	1,03	1,30
Новгородская область	2	0,98	2,61	1,92	1,25	1,00	1,55
Новосибирская область	4	1,12	1,69	3,06	1,15	1,02	1,28
Омская область	4	1,16	1,89	3,10	1,26	1,11	1,59
Оренбургская область	4	1,03	2,22	3,65	1,31	1,06	1,68
Орловская область	2	0,99	2,22	2,09	1,28	1,00	1,16
Пензенская область	4	1,05	1,88	2,44	1,07	1,03	1,49
Пермский край	4	1,07	2,18	4,66	1,45	1,11	1,24
Приморский край	2	1,04	1,52	1,36	1,56	1,03	1,34
Псковская область	2	1,02	2,03	1,64	1,08	1,14	1,44
Республика Адыгея	2	0,97	1,38	1,41	1,08	1,14	0,97
Республика Алтай	2	0,95	1,40	1,96	1,06	1,03	1,32
Республика Башкортостан	4	1,02	2,03	3,58	1,19	1,01	1,42
Республика Бурятия	2	1,00	1,50	1,28	0,98	1,06	1,10
Республика Дагестан	1	0,93	1,09	0,88	0,89	0,97	0,92
Республика Калмыкия	1	0,97	1,35	1,11	0,97	1,10	0,91
Республика Карелия	2	0,97	2,35	1,50	1,15	1,22	1,59
Республика Коми	2	1,00	2,40	2,62	1,04	1,23	1,34
Республика Марий Эл	2	0,96	2,49	2,10	1,26	1,22	1,41
Республика Мордовия	2	0,95	2,12	1,70	1,00	1,00	1,23

Регион	Группа	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания
Республика Саха (Якутия)	2	0,98	1,39	1,37	1,22	1,00	1,32
Республика Северная Осетия	1	0,98	0,93	0,91	1,00	0,90	1,02
Республика Татарстан	2	1,01	1,52	2,55	1,05	1,02	1,21
Республика Тыва	1	1,01	1,14	0,95	1,10	1,07	0,99
Республика Удмуртия	2	0,99	2,26	2,69	1,27	1,00	1,40
Республика Хакасия	2	0,97	1,36	1,82	1,37	1,01	1,28
Республика Чувашия	2	0,96	2,39	1,70	1,27	1,10	1,57
Ростовская область	2	0,98	1,31	1,20	1,20	1,05	1,35
Рязанская область	2	0,99	1,87	2,68	1,37	1,07	1,25
Самарская область	4	1,16	2,21	3,86	0,98	1,08	1,30
Саратовская область	4	1,09	1,95	2,32	1,12	1,09	1,42
Сахалинская область	2	1,02	1,66	2,05	1,22	1,06	1,28
Свердловская область	4	1,16	2,33	4,97	1,26	1,12	1,39
Смоленская область	2	1,05	2,09	1,72	1,07	0,99	1,53
Ставропольский край	1	0,94	1,18	0,96	1,04	0,94	1,11
Тамбовская область	2	0,98	1,80	1,46	1,15	1,03	1,02
Тверская область	4	1,01		3,64	1,42	1,11	1,51
Томская область	4	1,21	1,85	1,94	1,29	1,29	1,70
Тульская область	4	1,04	2,27	2,18	1,42	1,06	1,42
Тюменская область	4	1,00	1,35	2,97	1,21	1,07	1,31
Ульяновская область	4	1,09	2,91	5,55	1,26	1,27	2,47
Хабаровский край	2	0,97	1,39	1,14	1,20	1,08	1,41
Челябинская область	4	1,22	2,31	5,68	1,35	1,07	1,50
Ярославская область	2	0,99	2,01	2,14	1,24	0,99	1,32

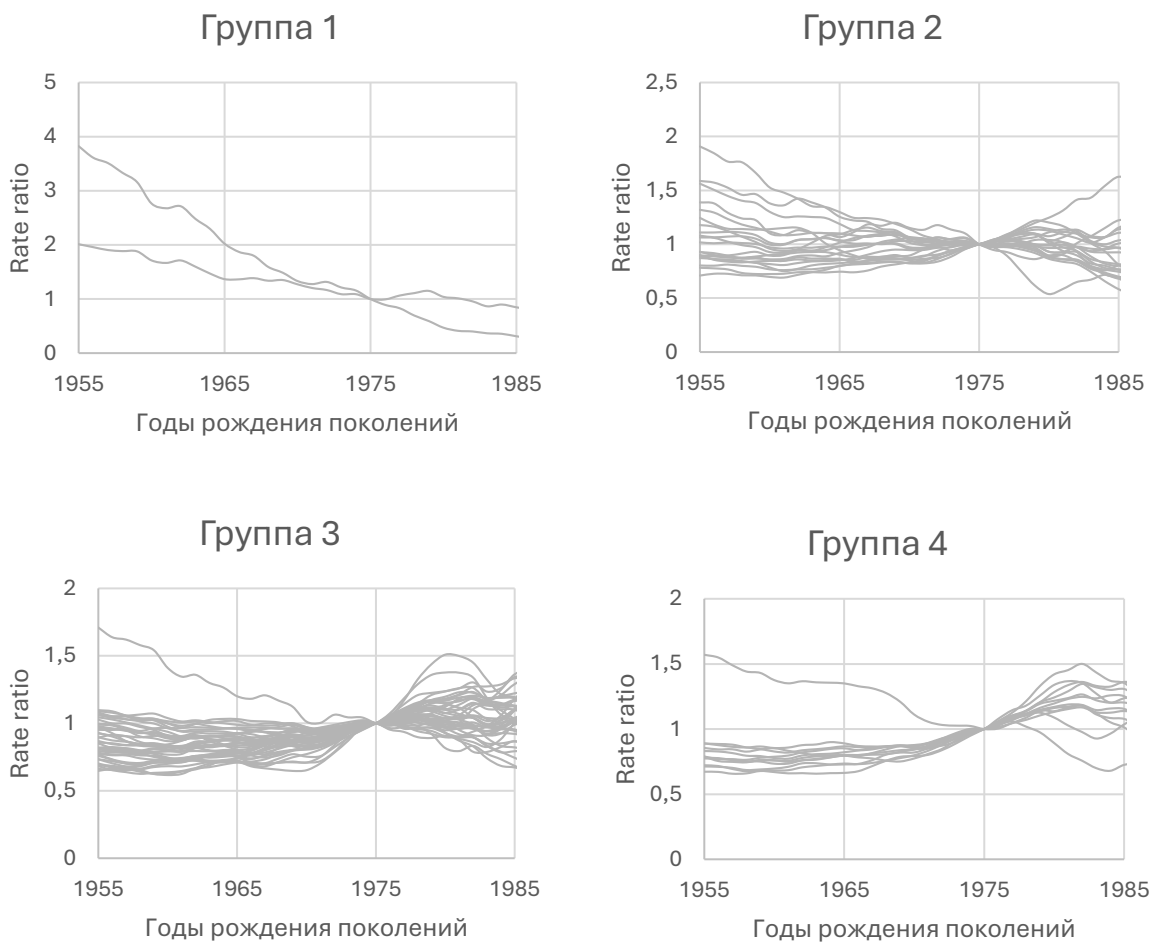
Женщины

Регион	Группа	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания
Карачаево-Черкесская Республика	1	0,99	1,26	0,82	1,06	0,86	1,53
Республика Дагестан	1	0,92	1,09	0,91	0,86	0,97	0,90
Архангельская область	2	0,97	1,88		1,38	1,11	1,26
Астраханская область	2	0,96	1,51	1,45	1,33	1,15	1,04
Кабардино-Балкарская Республика	2	0,97	1,09	1,29	1,01	1,12	1,28
Калининградская область	2	1,00	1,51	2,84	1,06	1,16	1,42
Камчатский край	2	1,03	1,13	2,89	1,60	1,26	1,88
Кировская область	2	1,01	1,74	3,35	1,36	1,09	1,37
Краснодарский край	2	0,95	1,18	1,68	1,06	0,98	1,12
Курская область	2	1,00	1,75	2,11	1,37	1,10	1,84
Ленинградская область	2	0,98	1,79	4,41	1,01	1,03	1,08
Московская область	2	0,99	1,39	3,66	1,05	1,02	1,25
Республика Адыгея	2	0,96	1,38	1,56	1,23	0,98	1,48
Республика Бурятия	2	1,04	1,50	2,75	1,04	1,02	1,33
Республика Калмыкия	2	1,10	1,35	0,99	1,12	1,09	2,51
Республика Коми	2	1,04	2,40	2,92	1,33	1,09	1,19
Республика Саха (Якутия)	2	1,13	1,39	1,45	1,22	1,07	1,40
Республика Северная Осетия	2	1,06	0,93	1,34	1,07	1,21	1,38
Республика Тыва	2	1,10	1,14	1,24	1,03	1,15	0,94
Республика Хакасия	2	1,14	1,36	2,12	1,30	1,24	1,35
Ростовская область	2	0,95	1,31	1,55	1,21	1,08	1,42
Сахалинская область	2	0,98	1,66	2,32	0,98	1,03	1,34
Ставропольский край	2	0,94	1,18	1,38	0,97	1,00	1,25
Амурская область	3	1,11	1,40	2,08	1,33	1,25	1,43
Белгородская область	3	1,02	1,59	2,64	1,47	1,09	1,48

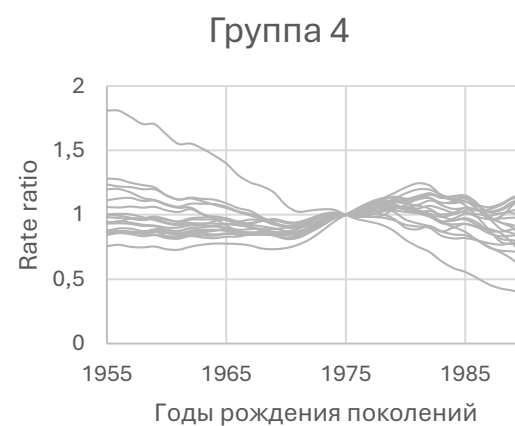
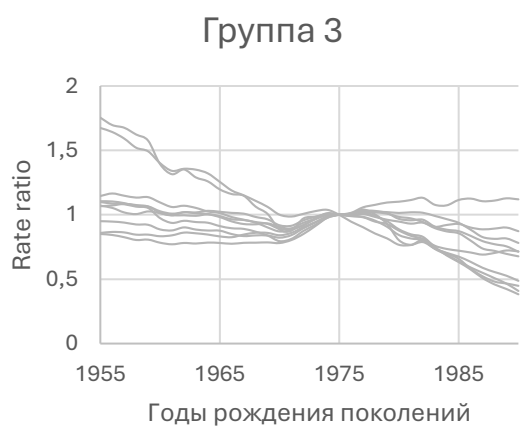
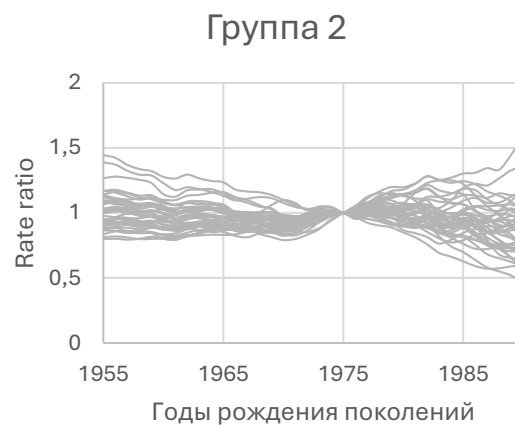
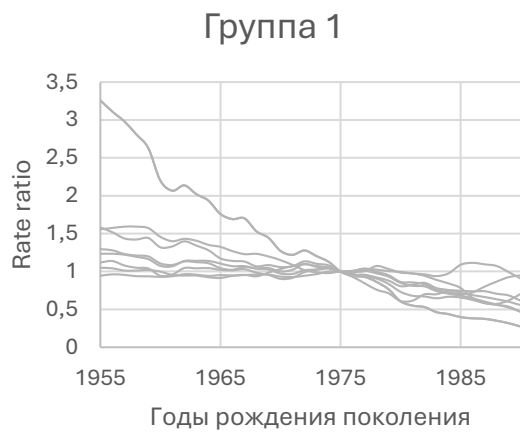
Регион	Группа	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания
Брянская область	3	0,97	1,96	2,36	1,36	1,12	1,46
Владимирская область	3	0,99	2,36	4,85	1,22	1,05	1,12
Волгоградская область	3	0,97	1,70	3,96	1,30	1,10	1,56
Вологодская область	3	1,04	2,09	5,11	1,06	1,06	1,56
Воронежская область	3	1,03	1,52	1,93	1,32	1,04	1,61
г. Москва	3	0,97	1,36	3,39	1,00	1,02	1,13
г. Санкт-Петербург	3	1,06	1,52	3,61	1,11	1,03	1,12
Еврейская автономная область	3	1,22	2,10	1,92	1,53	1,48	1,94
Забайкальский край	3	1,10	1,43	3,28	1,17	1,17	1,39
Костромская область	3		2,38	5,47	1,28		
Красноярский край	3	1,04	1,56	3,37	1,26	1,04	1,59
Липецкая область	3	1,12	1,57	3,09	1,28	1,02	1,30
Мурманская область	3	1,40	2,18	6,79	1,46	1,10	1,35
Новгородская область	3	1,02	2,61	3,51	1,56	1,17	1,90
Новосибирская область	3	1,05	1,69	5,13	1,07	1,01	1,30
Омская область	3	1,11	1,89	4,33	1,34	1,07	1,20
Орловская область	3	1,00	2,22	2,47	1,64	1,01	1,48
Пензенская область	3	1,05	1,88	3,10	1,37	0,97	1,53
Приморский край	3	1,08	1,52	2,26	1,57	1,11	1,57
Псковская область	3	1,02	2,03	2,47	1,20	1,20	1,27
Республика Алтай	3	0,99	1,40	3,06	1,18	1,21	1,43
Республика Карелия	3	1,00	2,35	3,34	1,55	1,00	1,36
Республика Марий Эл	3	1,06	2,49	2,12	1,30	1,10	1,69
Республика Мордовия	3	1,04	2,12	4,24	1,15	1,03	1,47
Республика Татарстан	3	1,00	1,52	3,85	1,23	0,97	1,45
Республика Удмуртия	3	0,98	2,26	4,56	1,39	1,09	1,63
Республика Чувашия	3	1,03	2,39	2,88	1,63	1,07	1,46

Регион	Группа	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания
Рязанская область	3	1,03	1,87	6,72	1,81	1,00	1,24
Саратовская область	3	1,02	1,95	4,76	1,09	1,03	1,19
Смоленская область	3	1,06	2,09	3,33	1,17	1,01	1,39
Тамбовская область	3	0,98	1,80	1,84	1,54	1,10	1,56
Тверская область	3	1,05		5,11	1,37	1,06	1,65
Томская область	3	1,00	1,85	2,83	1,20	1,04	1,99
Тульская область	3	1,09	2,27	4,30	1,37	1,12	1,02
Тюменская область	3	0,97	1,35	4,92	1,29	1,03	1,33
Хабаровский край	3	1,00	1,39	1,79	1,48	1,11	1,31
Ярославская область	3	0,99	2,01	2,50	1,48	1,11	1,84
Алтайский край	4	1,03	1,70	5,08	1,31	0,99	1,37
Ивановская область	4	0,99		5,54		1,30	1,92
Иркутская область	4	1,04	1,44	5,64	1,49	1,07	1,77
Калужская область	4	1,25	1,70	2,04	1,25	1,01	1,54
Кемеровская область	4	1,15	1,81	6,77	1,37	1,17	1,50
Курганская область	4	1,14	2,47	6,55	1,77	1,12	2,38
Нижегородская область	4	0,99	2,63	4,77	1,44	1,14	1,37
Оренбургская область	4	1,03	2,22	7,00		1,04	1,47
Пермский край	4	1,12	2,18	8,99	1,55	1,11	1,47
Республика Башкортостан	4	1,05	2,03	4,98	1,58	0,99	1,44
Самарская область	4	1,21	2,21	6,46	1,15	1,05	1,36
Свердловская область	4	1,06	2,33	9,62	1,34	1,07	1,50
Ульяновская область	4	1,07	2,91	8,97	1,89	1,14	1,81
Челябинская область	4	1,09	2,31	9,72	1,59	1,04	1,43

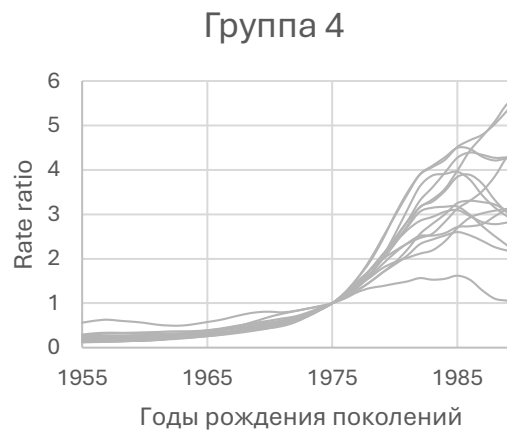
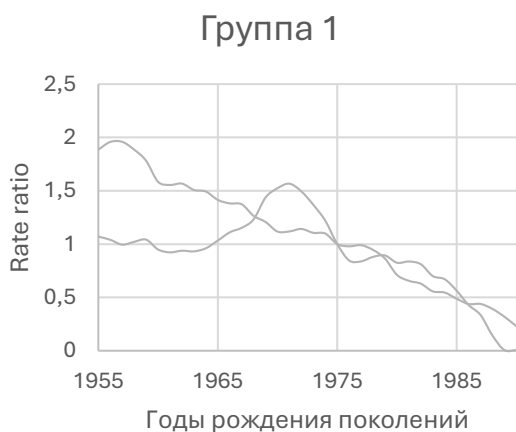
Приложение 3. Графики когортных эффектов в смертности от шести классов причин смерти в регионах России



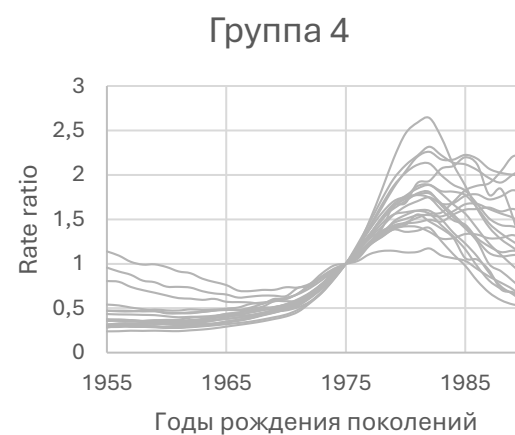
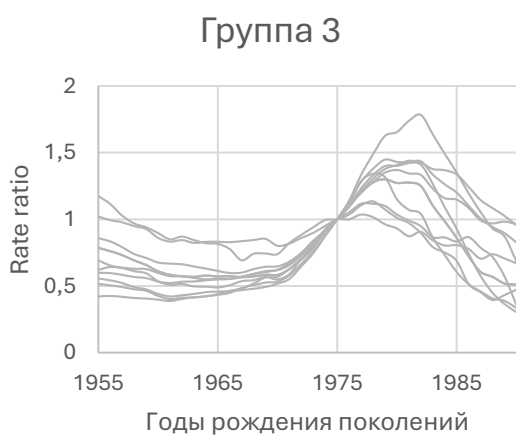
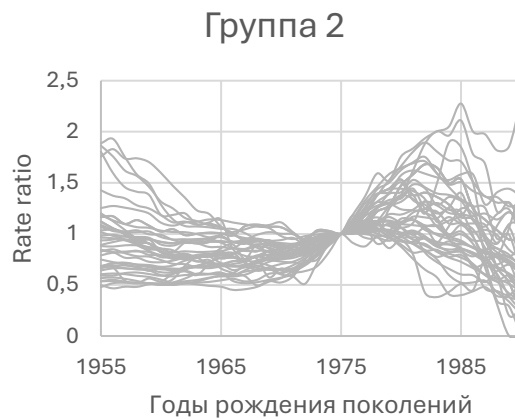
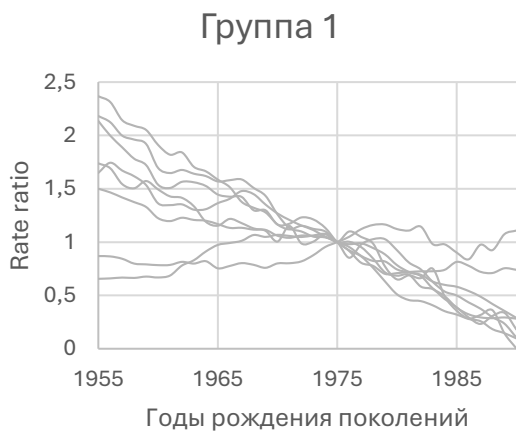
Когортный эффект в смертности женщин от болезней системы кровообращения в группах регионов по динамике когортного эффекта в смертности от всех причин. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС



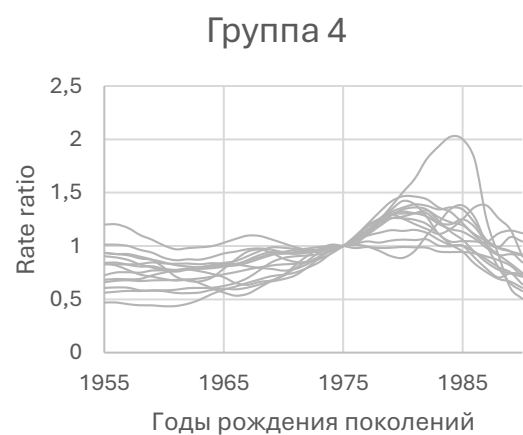
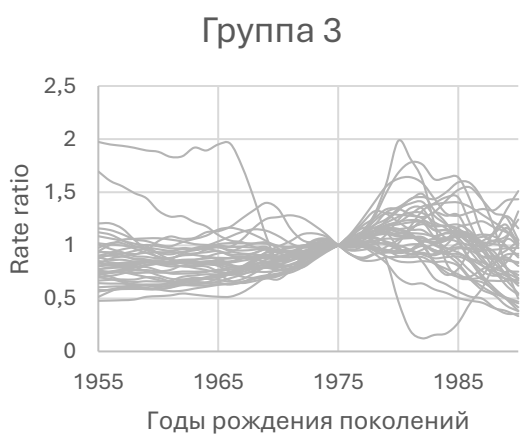
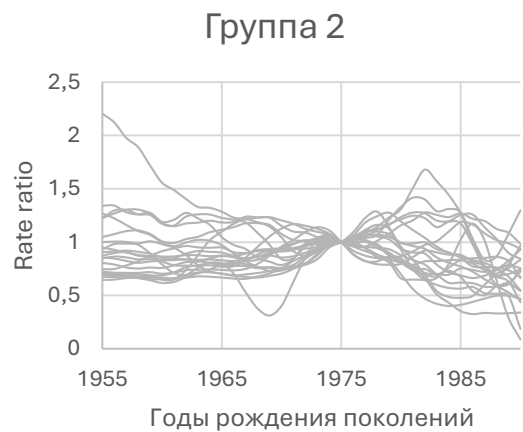
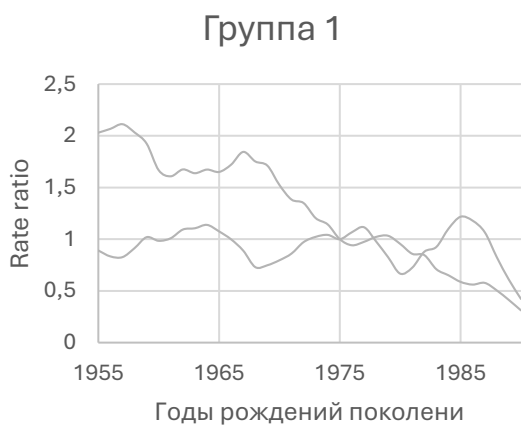
Когортный эффект в смертности мужчин от болезней системы кровообращения в группах регионов по динамике динамики когортного эффекта в смертности от всех причин. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС



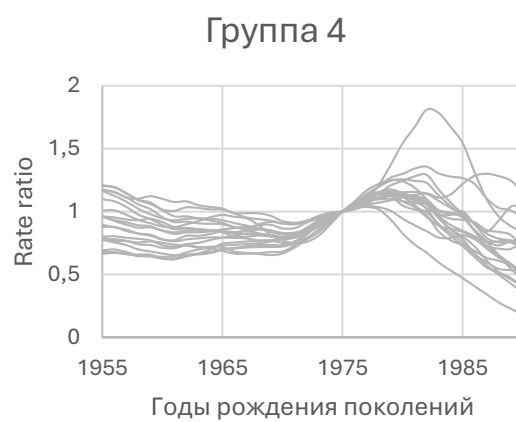
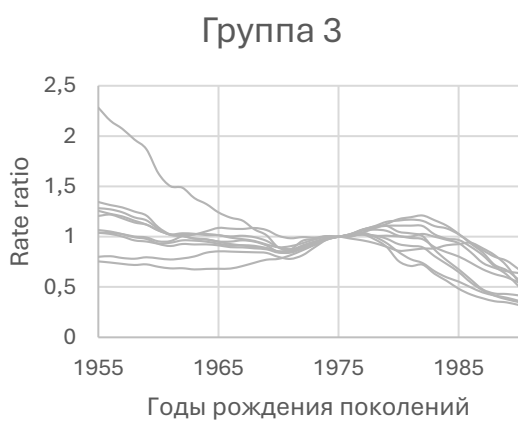
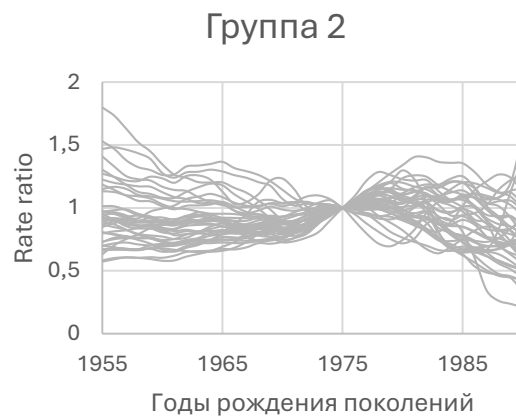
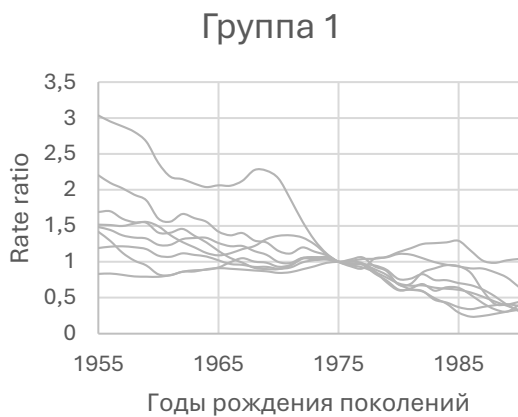
Когортный эффект в смертности женщин от некоторых инфекционных и паразитарных заболеваний в группах регионов по динамике когортного эффекта в смертности от всех причин. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС



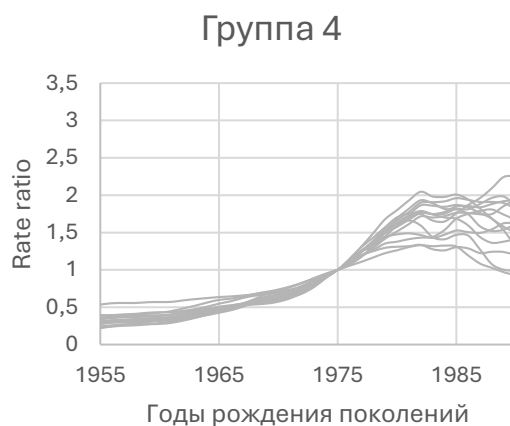
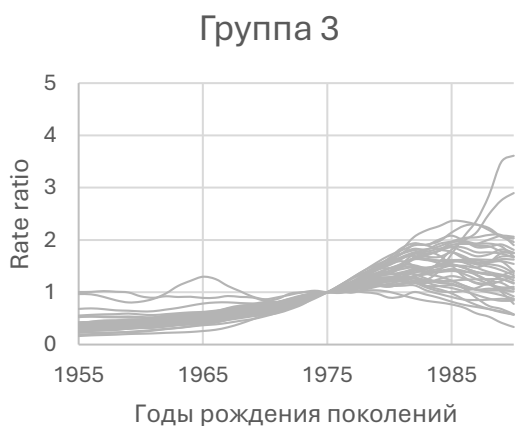
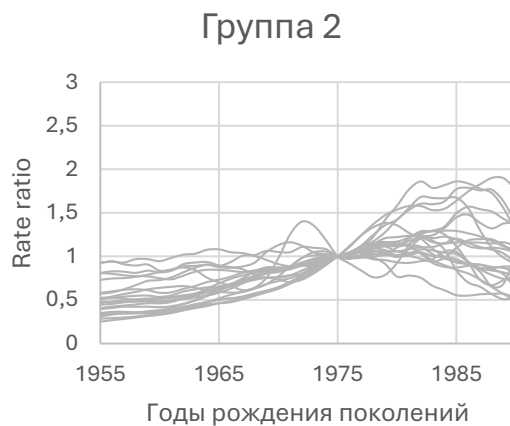
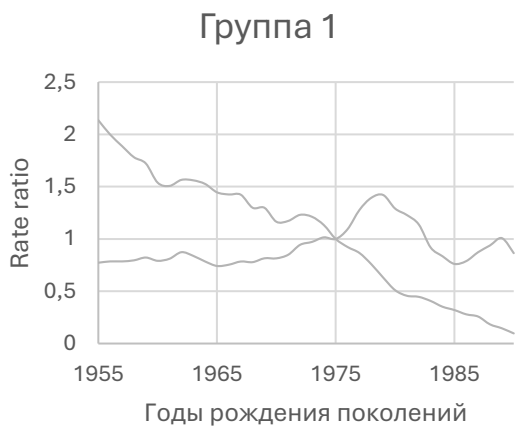
Когортный эффект в смертности мужчин от некоторых инфекционных и паразитарных заболеваний в группах регионов по динамике когортного эффекта в смертности от всех причин. Источник: построено автором на основе данных РосБРИС



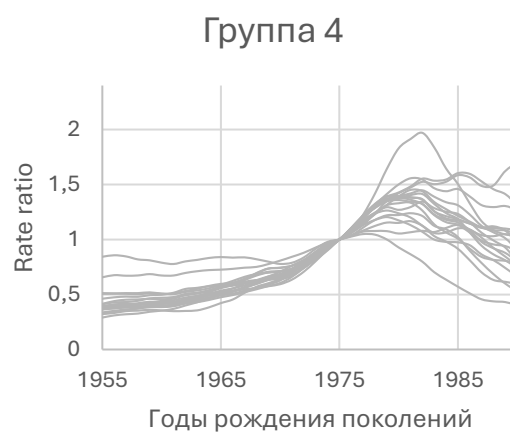
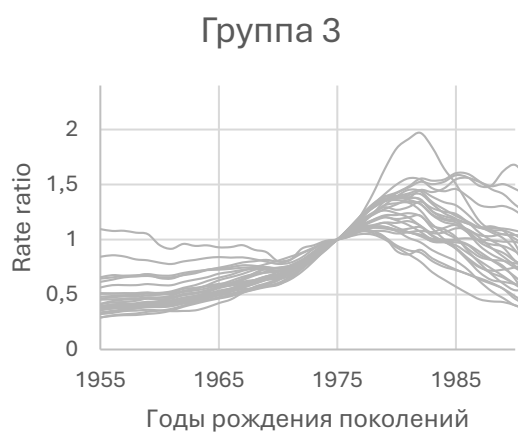
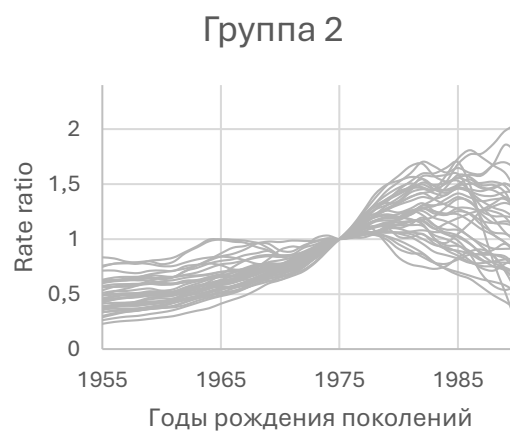
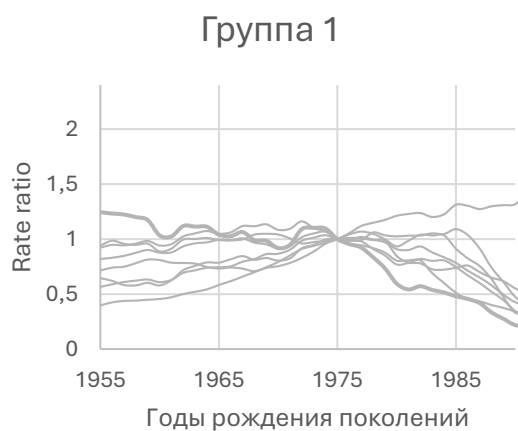
Когортный эффект в смертности женщин от болезней органов в группах регионов по динамике когортного эффекта в смертности от всех причин.
 Источник: построено автором на основе данных РосБРИС



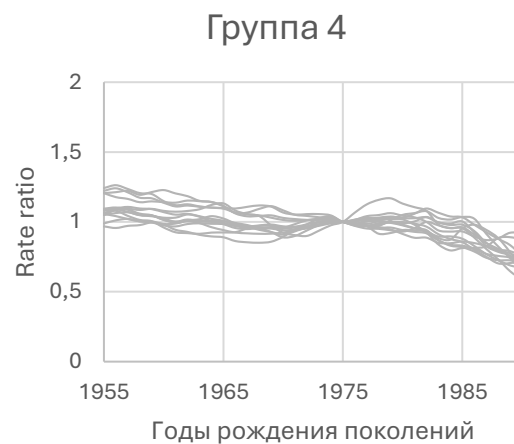
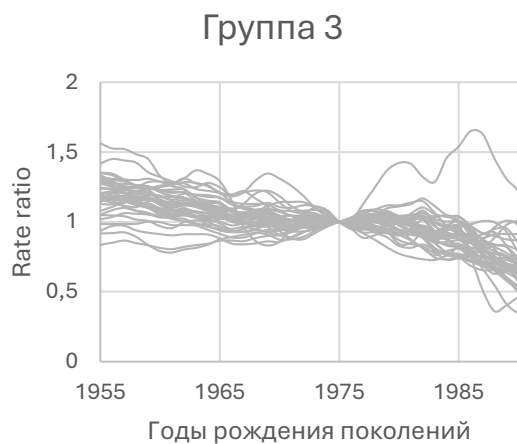
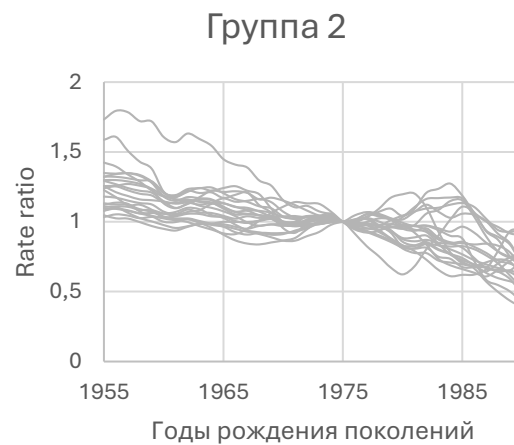
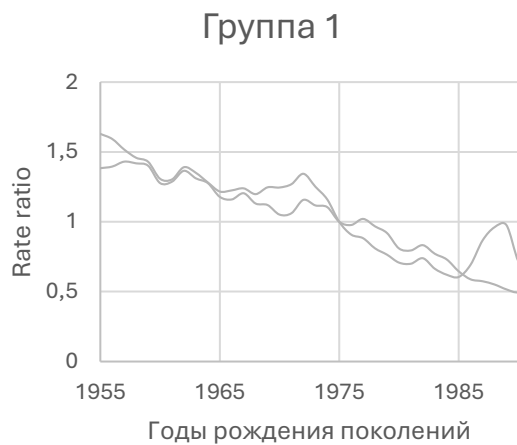
Когортный эффект в смертности мужчин от болезней органов дыхания
 мужчин в группах регионов по динамике когортного эффекта в смертности от всех причин. Источник: построено автором на основе данных РосБРС



Когортный эффект в смертности женщин от болезней органов пищеварения
в группах регионов по динамике когортного эффекта в смертности от всех причин.
Источник: построено автором на основе данных РосБриС

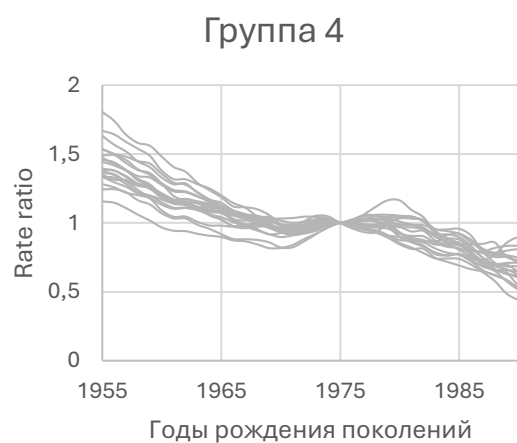
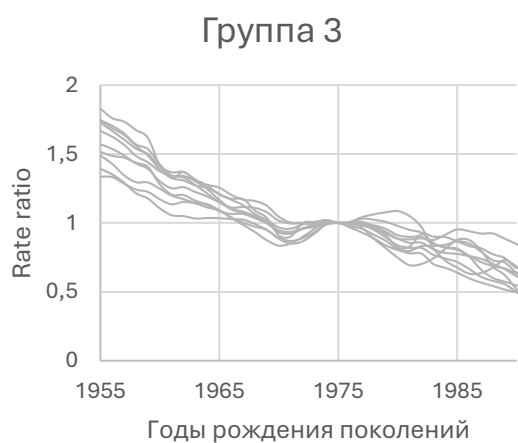
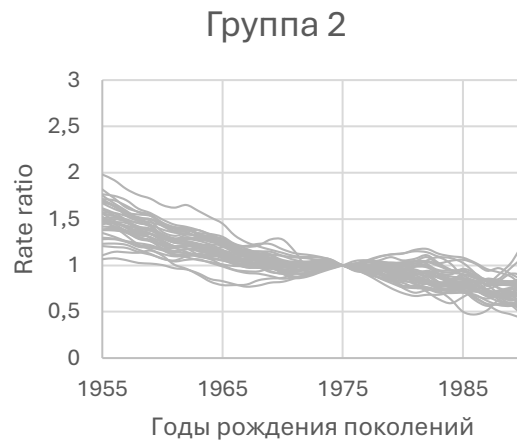
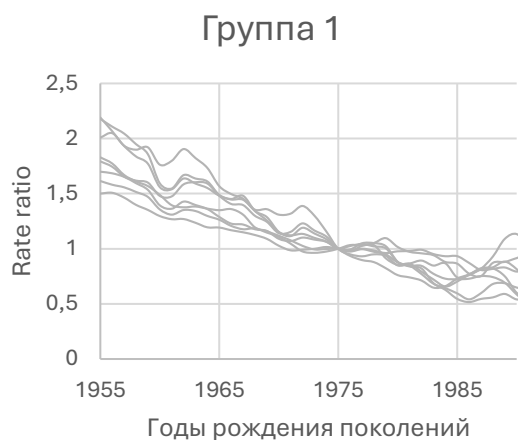


Когортный эффект в смертности мужчин от болезней органов пищеварения в группах регионов по динамике когортного эффекта в смертности от всех причин.
 Источник: построено автором на основе данных РосБРИС

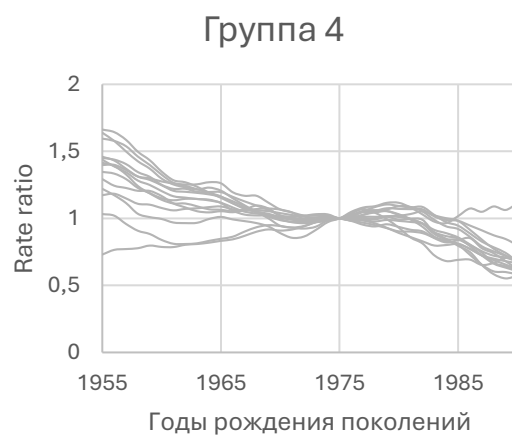
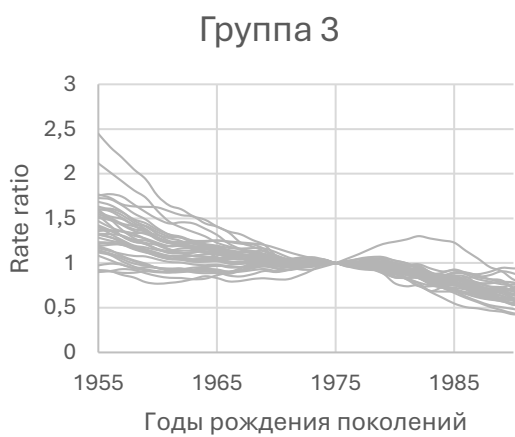
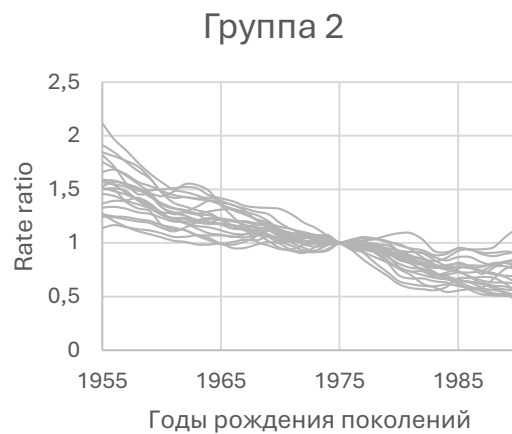
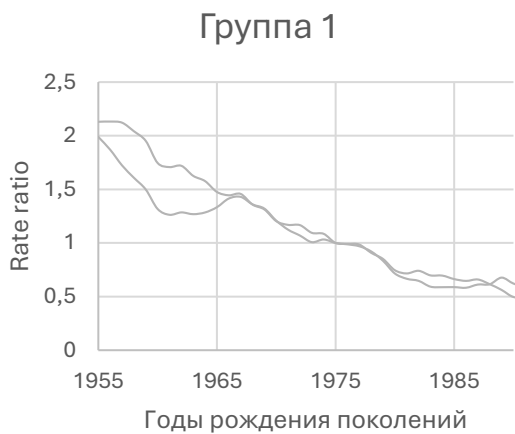


Когортный эффект в смертности женщин от новообразований в группах регионов по динамике когортного эффекта в смертности от всех причин.

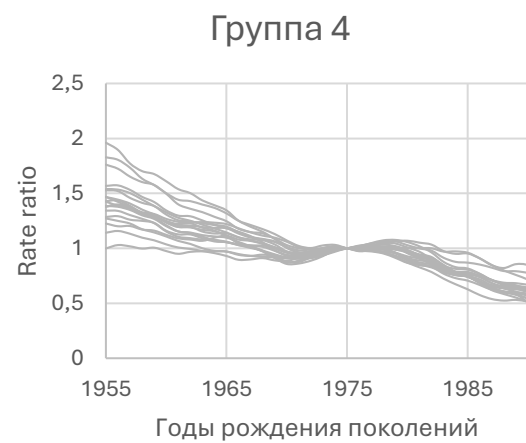
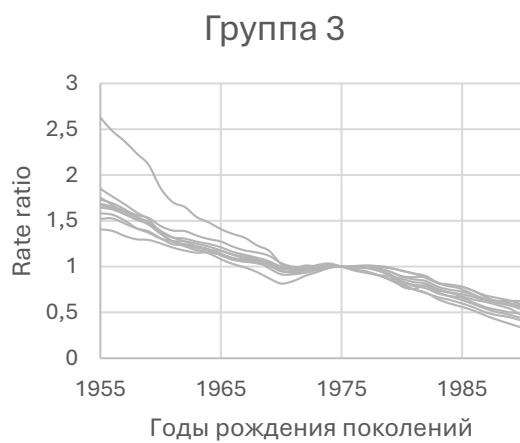
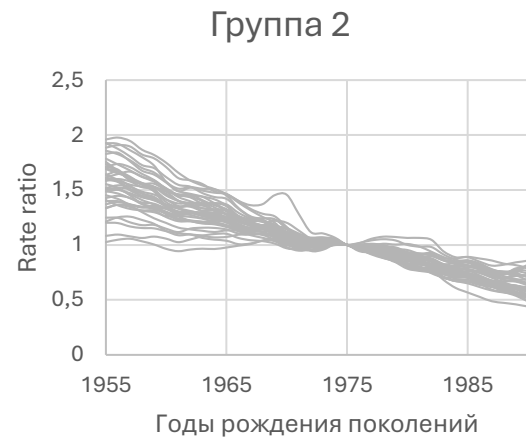
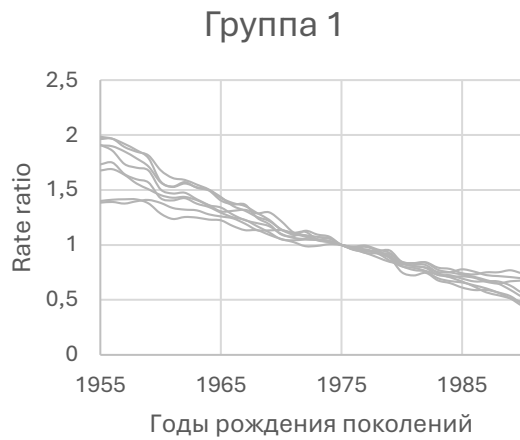
Источник: построено автором на основе данных РосБРИС



Когортный эффект в смертности мужчин от в группах регионов по динамике когортного эффекта в смертности от всех причин. Источник: построено автором на основе данных РосБРС



Когортный эффект в смертности женщин от внешних причин в группах регионов по динамике когортного эффекта в смертности от всех причин.
 Источник: построено автором на основе данных РосБРС



Когортный эффект в смертности мужчин от внешних причин в группах регионов по динамике когортного эффекта в смертности от всех причин.

Источник: построено автором на основе данных РосБРис

Приложение 4. Накопленные экономические потери от избыточной смертности женщин, вызванной когортным эффектом в поколениях 1970–1985 годов рождения по регионам и причине смерти, млн рублей

Регион	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания	Все причины, доля от ВРП 2022, %
Алтайский край	63,33	568,01	2360,89	441,65	0	147,42	0,43%
Амурская область	132,42	569,47	266,85	223,98	151,28	105,33	0,29%
Архангельская область	0	544,57	0	581,38	0	30,95	0,11%
Астраханская область	0	217,5	123,34	160,37	96,13	13,43	0,10%
Белгородская область	0	0	84,68	323,41	78,42	53,59	0,04%
Брянская область	0	645,69	209,9	390,36	62,83	100,7	0,28%
Владимирская область	0	949,54	391,43	210,89	39,68	0	0,23%
Волгоградская область	0	611,59	1055,43	407,44	100,23	115,41	0,20%
Вологодская область	33,16	678,63	310,75	57,07	28,04	88,6	0,17%
Воронежская область	65,86	557,06	152,76	553,23	44	210,65	0,13%
г. Москва	0	1955,06	11375,76	0	659,36	300,62	0,06%
г. Санкт-Петербург	232,26	1368,53	5038,92	636,43	171,65	123,71	0,11%
Еврейская автономная область	48,16	91,47	53	141,88	0	0	0,43%
Забайкальский край	98,77	356,49	493,11	207,22	108,58	84,54	0,30%
Ивановская область	0	756,61	591,45	81,64	140,37	104,93	0,55%
Иркутская область	67,78	962,26	5176,41	1262,07	118,78	501,68	0,43%
Кабардино-Балкарская Республика	0	0	25,84	0	27,27	14,83	0,03%
Калининградская область	24,98	164,17	680,88	59,02	84,5	82,5	0,17%
Калужская область	162,28	544,17	190,1	147,33	0	148,87	0,20%
Камчатский край	0	88,44	174,99	0	60,56	58,58	0,12%
Карачаево-Черкесская Республика	0	27,04	0	0	0	10,97	0,02%

Регион	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания	Все причины, доля от ВРП 2022, %
Кемеровская область	525	1748,89	5605,14	896,39	316,84	325,1	0,68%
Кировская область	0	360,58	158,81	245,64	66,59	61,51	0,18%
Костромская область	0	198,16	157,84	115,98	68,15	0	0,22%
Краснодарский край	0	590,03	935,45	202,73	0	65,25	0,05%
Красноярский край	86,11	1439,84	2658,44	618,63	0	402,37	0,20%
Курганская область	165,18	170,85	735,64	258,2	74,16	88,44	0,48%
Курская область	17,76	244,08	109,77	360,07	0	73,89	0,13%
Ленинградская область	0	1084,94	1837,9	13,44	28,41	21,38	0,19%
Липецкая область	102,52	309,78	102,47	176,55	0	28,08	0,10%
Московская область	0	3029,11	4950,41	361,19	197,06	417,12	0,13%
Мурманская область	526,24	757,13	453,31	478,02	80,92	74,67	0,32%
Нижегородская область	0	3007,26	1638	1393,49	346,77	342,78	0,33%
Новгородская область	11,42	407,43	256,94	383,98	60,05	82,5	0,32%
Новосибирская область	100,95	557,33	3235,63	142,1	0	97,63	0,23%
Омская область	171,84	586,04	1203,04	421,41	73,21	84,97	0,24%
Оренбургская область	21,88	1167,74	1954,83	0	34,22	159,32	0,27%
Орловская область	7,31	308,47	52,22	303,28	0	55,25	0,22%
Пензенская область	43,22	442,37	186,18	128,22	0	30,9	0,14%
Пермский край	412,7	2074,52	4350,4	1321,81	226,86	187,85	0,52%
Приморский край	147,29	1211,18	1371,44	1053,75	183,87	370,87	0,30%
Псковская область	9,82	394,83	113,93	123,43	72,73	60,85	0,33%
Республика Адыгея	0	0	39,25	18,92	0	16,26	0,04%
Республика Алтай	0	17,08	56,88	18,56	27,38	4,75	0,15%
Республика Башкортостан	0	2050,51	2667,47	1639,65	0	284,5	0,32%
Республика Бурятия	42,2	410,67	479,14	30,4	4,8	42,3	0,26%
Республика Дагестан	0	0	0	0	0	0	0,00%

Регион	Внешние причины	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания	Все причины, доля от ВРП 2022, %
Республика Калмыкия	5,95	9,37	0	5,77	3,68	12,09	0,04%
Республика Карелия	0	291,29	196,17	443,85	0	69,71	0,29%
Республика Коми	47,1	567,43	245,46	330	0	0	0,16%
Республика Марий Эл	13,05	388,99	51,57	70,95	0	56,82	0,24%
Республика Мордовия	6,38	141,71	169,7	48,75	0	26,47	0,12%
Республика Саха (Якутия)	145,51	142,71	82,94	323,8	31,61	57,5	0,05%
Республика Северная Осетия	6,81	29,38	16,06	0	0	21,15	0,03%
Республика Татарстан	0	1488,03	1542,75	524,9	0	269,19	0,12%
Республика Тыва	36,95	31,03	56,9	20,1	5,25	0	0,17%
Республика Удмуртия	0	687,35	596,68	322,58	42,63	114,57	0,22%
Республика Хакасия	63,29	100,7	135,51	87,24	44,42	30,43	0,15%
Республика Чувашия	14,81	559,42	143,26	209,79	24,32	77,99	0,23%
Ростовская область	0	669,31	693,04	517,35	153,2	230,89	0,10%
Рязанская область	20,32	337,83	387,2	366,06	0	27,67	0,20%
Самарская область	1160,67	2173,95	5432,97	0	0	179,3	0,47%
Саратовская область	0	872,8	1422,86	88,33	0	50,02	0,22%
Сахалинская область	0	521,45	194,15	0	14,91	66,32	0,08%
Свердловская область	235,24	3274,11	10952,14	1536,22	291,07	572,82	0,53%
Смоленская область	36,06	583,66	279,75	173,83	0	103,5	0,27%
Ставропольский край	0	266,14	99,41	0	31,82	0	0,04%
Тамбовская область	0	353,68	50,92	328,4	29,94	56,72	0,18%
Тверская область	44,66	778,54	1065,28	473,34	42,76	190,28	0,47%
Томская область	9,68	569,15	531,44	133,71	25,54	170,16	0,20%
Тульская область	73,32	1076,98	743,91	466,47	0	7	0,25%
Тюменская область	0	907,33	6057,8	962,01	101,13	204,55	0,08%
Ульяновская область	43,95	416,83	1151,16	455,43	73,91	161,68	0,43%

Регион	Внешние причины	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания	Все причины, доля от ВРП 2022, %
Хабаровский край	0	879,45	557,05	1128,31	129,5	189,82	0,29%
Челябинская область	279,13	1700,66	4221,12	1398,73	102,61	197,84	0,38%
Ярославская область	0	719,53	162,86	397,21	66,44	140,61	0,20%

Приложение 5. Накопленные экономические потери от избыточной смертности мужчин, вызванной когортным эффектом в поколениях 1970–1985 годов рождения по регионам и причине смерти, млн рублей

Регион	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания	Все причины, доля от ВРП 2023, %
Алтайский край	361,13	534,25	3063,31	376,72	0	292,47	0,56%
Амурская область	186,16	287,9	135,22	146,29	35,56	109,18	0,18%
Архангельская область	0	570,17	121,81	814,98	79,06	88,1	0,17%
Астраханская область	24,85	221,42	156,87	310	22,58	44,01	0,13%
Белгородская область	0	538,15	28,23	299,88	10,77	14,61	0,07%
Брянская область	0	872,67	236,3	342,01	24,59	222,65	0,34%
Владимирская область	88,91	1399,85	466,42	280,07	0	120,61	0,34%
Волгоградская область	55,89	834,6	1344,14	706,34	64,2	249,21	0,28%
Вологодская область	0	1055,28	384,01	189,24	16,96	194,48	0,26%
Воронежская область	559,58	719,1	165,82	1840,57	0	388,68	0,30%
г. Москва	1108,04	4571,05	15499,66	6729,35	1286,72	881,62	0,12%
г. Санкт-Петербург	3399,19	1803,03	7932,42	4593,31	236,38	394,13	0,26%
Еврейская автономная область	30,09	82,06	13,7	106,16	7,19	7,25	0,32%
Забайкальский край	90,28	278,65	280,26	146,7	0	116,41	0,20%
Ивановская область	0	805,82	0	0	0	76,5	0,29%
Иркутская область	328,5	657,16	6388,91	2966,26	83,23	460,5	0,58%
Кабардино-Балкарская Республика	0	36,42	0	103,71	0	11,69	0,06%
Калининградская область	61,33	408,9	637	793,78	38,61	150,36	0,32%
Калужская область	87,16	700,58	186,19	211,06	52,74	195,86	0,24%
Камчатский край	0	38,69	120,98	610,53	18,05	121,87	0,28%

Регион	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания	Все причины, доля от ВРП 2023, %
Карачаево-Черкесская Республика	0	34,14	0	0	0	5,63	0,02%
Кемеровская область	2725,62	1460,66	6982,25	1474,08	60,66	0	0,92%
Кировская область	0	380,62	112,55	222,34	8,1	145,87	0,17%
Костромская область	0	480,81	194,76	327,07	11,6	126,34	0,46%
Краснодарский край	0	529,51	254,7	748,79	174,52	0	0,04%
Красноярский край	1155,84	1399,46	3267,49	905,6	303,21	359,42	0,28%
Курганская область	422,33	375,22	1186,02	193,2	31,95	140,3	0,76%
Курская область	0	575,5	93,62	367,33	0	121,17	0,19%
Ленинградская область	332,02	1194,3	2622,33	57,13	33,71	155,06	0,28%
Липецкая область	309,78	432,92	171,8	135,07	42,11	64,68	0,16%
Московская область	1812,9	3692,35	5478,9	1735,89	288,05	754,04	0,20%
Мурманская область	882,15	826,81	664,46	791,89	111,98	204,38	0,48%
Нижегородская область	624,53	4861,08	1978,73	2974,61	22,66	435,44	0,54%
Новгородская область	0	589,47	212,92	321,96	0	139,71	0,34%
Новосибирская область	1019,91	877,9	6486,7	603,89	15,97	182,71	0,50%
Омская область	949,17	705,16	2108,76	896,62	57,75	345,19	0,49%
Оренбургская область	90,71	1237,88	2970,63	990,96	37,19	392,77	0,46%
Орловская область	0	452,66	80,48	360,63	0	47,97	0,28%
Пензенская область	136,55	609,25	375,43	100,23	11,11	151,9	0,24%
Пермский край	741,42	2060,93	6182,29	2230,99	102,83	218,46	0,71%
Приморский край	164,79	884,44	778,08	2347,8	39,38	427,79	0,32%
Псковская область	36,76	411,48	81,45	88,61	22,89	125,51	0,33%
Республика Адыгея	0	41,98	37,07	36,59	11,84	0	0,07%
Республика Алтай	0	18,83	42,35	0	5,05	8,45	0,09%

Регион	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания	Все причины, доля от ВРП 2023, %
Республика Башкортостан	260,99	2202,43	4333,99	1805,84	0	805,14	0,45%
Республика Бурятия	0	283,89	166,59	0	9,38	22,06	0,13%
Республика Дагестан	0	73,74	0	0	0	0	0,01%
Республика Калмыкия	0	25,6	3,61	0	3,12	0	0,03%
Республика Карелия	0	443,53	138,43	286,67	38,89	156,61	0,31%
Республика Коми	50,01	982,53	621,22	46,34	82,05	97,79	0,26%
Республика Марий Эл	0	584,47	122,6	209,03	41,93	118,64	0,44%
Республика Мордовия	0	240,81	84,1	0	0	0	0,10%
Республика Саха (Якутия)	0	250,71	128,17	639,13	7,65	69,9	0,07%
Республика Северная Осетия							
Республика Татарстан	59,05	1294,19	2245,31	276,42	0	234,69	0,12%
Республика Тыва	12,3	13,73	0	12,37	4,99	0	0,05%
Республика Удмуртия	0	1193,48	832,62	437,81	6,21	185,3	0,33%
Республика Хакасия	0	105,55	143,13	196,81	4,58	35,79	0,16%
Республика Чувашия	0	682,15	139,54	254,48	15,55	288,75	0,31%
Ростовская область	0	713,18	507,33	1046,96	57,06	449,9	0,13%
Рязанская область	0	571,11	450,58	764,17	17,23	85,32	0,33%
Самарская область	2569,43	2678,83	9340,67	0	93,84	337,37	0,79%
Саратовская область	470,44	1243,08	1420,4	279,14	60,1	187,3	0,33%
Сахалинская область	57,67	545,64	373,35	331,19	19,15	92,77	0,14%
Свердловская область	3178,74	4581,91	15722,78	2358,65	237,75	586,42	0,85%
Смоленская область	75,13	597,74	308,63	120,59	0	281,22	0,32%
Ставропольский край	0	284,88	0	184,56	0	46,57	0,05%
Тамбовская область	0	459,6	124,6	246,8	14,28	0	0,18%

Регион	Внешние причины смерти	Болезни органов пищеварения	Инфекционные заболевания	Болезни системы кровообращения	Новообразования	Болезни органов дыхания	Все причины, доля от ВРП 2022, %
Тверская область	36,08	0	1359,62	0	45,96	247,75	0,30%
Томская область	651,4	592	559,02	387,08	97,48	321,53	0,36%
Тульская область	116,18	1496,36	729,59	1407,12	25,45	193,62	0,42%
Тюменская область	0	842,35	8794,7	1790,99	109,34	388,89	0,12%
Ульяновская область	297,23	715,57	1841,26	519,68	78,89	369,7	0,71%
Хабаровский край	0	698,12	154,52	888,79	43,33	314,67	0,21%
Челябинская область	2713,81	2366,01	6550,44	2198,96	76,49	432,61	0,69%
Ярославская область	0	1077,1	307,25	507,16	0	135,83	0,27%