

## Региональные различия смертности в России: когортные эффекты

Михаил Антонович Максимов

Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, г. Москва, Россия

*В статье анализируется динамика возрастных коэффициентов смертности мужчин и женщин в субъектах Российской Федерации за 1989–2022 гг. Целью исследования является определение влияния когортных эффектов на смертность и ожидаемую продолжительность жизни (ОПЖ) при рождении в российских регионах. Проверяется гипотеза о наличии связи между динамикой региональных показателей ОПЖ и изменениями коэффициентов смертности в разных поколениях мужчин и женщин. С использованием российской базы данных по рождаемости и смертности (РосБРУС) и на основе APC (Age-Period-Cohort) анализа определены эффекты когорт в 76 субъектах Российской Федерации.*

*Выделены четыре типа регионов России в зависимости от динамики когортных эффектов в смертности мужчин и женщин, рожденных между 1970 и 1985 гг.: 1) со стабильным снижением когортного эффекта от поколения к поколению; 2) со стагнирующим когортным эффектом; 3) с его незначительным ростом; 4) с его существенным увеличением. Установлено, что к 2019 г. доля межгрупповой дисперсии (между типами регионов) в общей дисперсии показателя ОПЖ составила 60–70%; при этом ее изменение происходило за счет поколений 1970–1985 года рождения (у женщин этот эффект выражен в меньшей степени).*

*Результаты исследования свидетельствуют о том, что различия между когортными эффектами, влияющими на показатели смертности мужчин и женщин в российских регионах, могут обуславливать региональную дифференциацию темпов роста ОПЖ в последние десятилетия. В этой связи, по мнению автора, региональную демографическую политику, направленную на снижение смертности населения, необходимо строить с учетом когортного влияния.*

*Ключевые слова:* смертность, APC-анализ, поколение, когортный эффект, ожидаемая продолжительность жизни, регионы России.

*JEL:* J10, J11, J19.

*doi:* <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2025-32-3-62-80>.

*Для цитирования:* Максимов М.А. Региональные различия смертности в России: когортные эффекты. Вопросы статистики. 2025;32(3):62–80.

## Regional Mortality Differences in Russia: Cohort-Specific Effects

Mikhail A. Maximov

Lomonosov Moscow State University (MSU), Moscow, Russia

*The article analyzes the dynamics of age-specific mortality rates among males and females across Russia's regions between 1989 and 2022. The study aims to assess the impact of cohort effects on mortality and life expectancy (LE) at birth in Russian regions. The study tests the hypothesis that regional LE trends are linked to changes in mortality rates across different generations of men and women. Using data from the Russian Fertility and Mortality Database (RusFMD) and Age-Period-Cohort (APC) analysis, the author identifies cohort effects in 76 regions of the Russian Federation.*

*Four types of Russian regions were identified based on mortality cohort effects for males and females born between 1970 and 1985: first, regions with a steady decline in cohort effects from generation to generation; second, those with stagnant cohort effects; third, regions exhibiting minor growth; and fourth, those with substantial increases. By 2019, the share of between-group variance (across region types) accounted for 60–70% of the total LE variance, driven primarily by the 1970–1985 birth cohorts (with less pronounced effects among females).*

*The results of the study demonstrate that regional disparities in cohort-specific mortality patterns between males and females have likely contributed to divergent LE growth rates across Russian regions in recent decades. In light of these findings, the author concludes that regional demographic policies aimed at mortality reduction must explicitly integrate cohort-specific effects into their design.*

*Keywords:* mortality, APC analysis, generation, cohort effect, life expectancy, Russian regions.

*JEL:* J10, J11, J19.

*doi:* <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2025-32-3-62-80>.

*For citation:* Maximov M.A. Regional Mortality Differences in Russia: Cohort-Specific Effects. *Voprosy Statistiki*. 2025;32(3):62–80. (In Russ.)

## Введение

В последние двадцать лет в России отмечаются значительные положительные изменения в ожидаемой продолжительности жизни (ОПЖ) при рождении, особенно по сравнению с кризисными 1990-ми годами. Однако, несмотря на общий рост ОПЖ при рождении, сохраняется региональная дифференциация показателя и его динамики. Возникает вопрос: обусловлены ли различия в темпах роста ОПЖ только факторами, действующими в конкретные периоды времени, или же в регионах имеются устойчивые поколенческие различия в смертности, связанные с особыми условиями формирования и жизни когорт?

Анализ смертности в разрезе когорт позволяет выявлять долговременные паттерны смертности, присущие конкретным поколениям. В России когортные эффекты в смертности были обнаружены на уровне страны в целом, однако межрегиональные различия поколенческих паттернов смертности до настоящего времени не изучались. Исследование восполняет этот пробел: в нем анализируются когортные эффекты в смертности в российских регионах с применением модели «Возраст-Период-Когорта» (англ. *Age-Period-Cohort analysis – APC*).

Цель работы состоит в выявлении региональной дифференциации когортных эффектов, влияющих на общую смертность и ОПЖ мужчин и женщин в регионах России. Такие исследования на российских данных ранее не проводились. Для достижения поставленной цели решаются следующие задачи: 1) идентификация когортного эффекта в смертности населения в регионах; 2) разделение регионов на типы в зависимости от особенностей динамики когортного эффекта в смертности поколений 1970–1985 года рождения (г. р.); 3) определение изменения межгруппового (между типами регионов) стандартного отклонения ОПЖ с 1990 по 2019 г. и оценка вклада отдельных возрастных групп в ее изменение.

## Связь динамики ОПЖ при рождении и когортного эффекта в смертности населения

За период между 2004 и последним допандемийным 2019 г. ожидаемая продолжительность жизни при рождении в России выросла примерно на 10 лет у мужчин и на 7 лет у женщин (см. рис. 1).

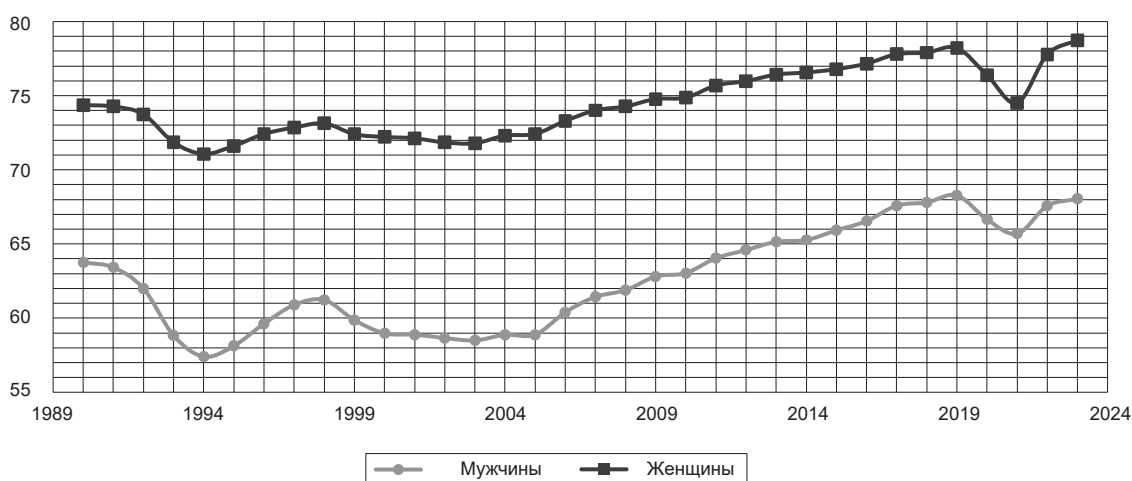


Рис. 1. Ожидаемая продолжительность жизни при рождении мужчин и женщин в России, 1990–2023 годы (число лет)

Источник: построено автором на основе данных Росстата. URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/31293> (дата обращения 02.02.2025).

По мнению исследователей, этот рост связан в первую очередь с восстановлением после увеличения смертности в 1990-е годы [1–3]. Лишь после 2013 г. (для мужчин) и 2014 г. (для женщин) ОПЖ стала превышать максимальные значения, зарегистрированные в XX веке.

В динамике ОПЖ в России можно выделить период стагнации на протяжении полувека (с 1964 г. и вплоть до 2013–2014 гг.) с продолжительным ее снижением в 1990-е годы, вызванным изменением экономической ситуации после распада СССР. Демографы связывают это не только

с плохими экономическими условиями, образом жизни, но и с неправильной организацией системы здравоохранения, которая не была ориентированной на профилактику и лечение неинфекционных заболеваний, а уделяла приоритетное внимание борьбе с инфекциями, что в 1988 г. признавали и официальные лица<sup>1</sup>.

Ожидаемая продолжительность жизни при рождении для календарного года является интегральным показателем, построенным на основе возрастных коэффициентов смертности, которые отражают специфику смертности реальных поколений, проживающих один и тот же календарный год в разных возрастах. Иллюстрацию можно увидеть на рис. 2.

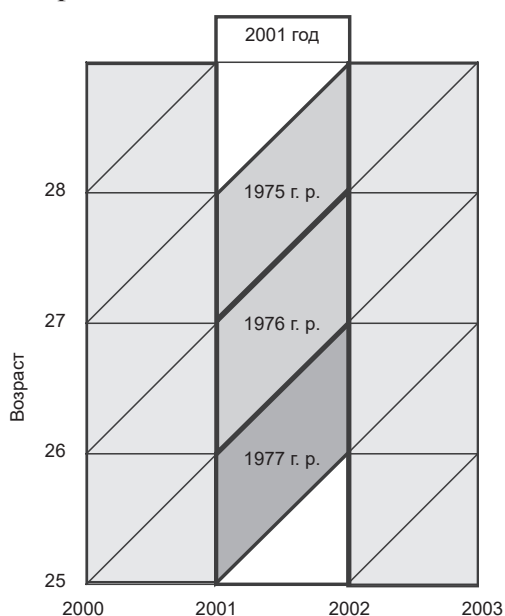


Рис. 2. Сетка Лексиса

Источник: построено автором.

Таким образом, на величину ОПЖ одновременно могут оказывать влияние три эффекта — возраста, периода (календарного года) и когорты (года рождения реального поколения). Эффект возраста можно считать усредненным риском смерти для людей в одном и том же возрасте, проживающих в одном и том же регионе. Влияние эффекта периода возникает в результате воздействия специфических факторов календарного года: например, рост смертности в России во время экономического кризиса 1990-х годов или во время пандемии коронавируса в 2020–2022 гг., снижение смертности вследствие антиалкогольной кампании 1980-х годов. Но даже в благо-

приятные с точки зрения уменьшения смертности календарные годы динамика ОПЖ может стагнировать, что связано с эффектом когорт — реальных поколений, чьи паттерны интенсивности смертности различны [4]. Когортный эффект в смертности населения представляет собой устойчивое влияние условий, пережитых поколением, на уровне смертности на протяжении жизни поколения. Эффект когорты оценивается эконометрически с использованием моделей «Возраст-Период-Когорта».

Например, на демографических данных 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 годов [5]. В Великобритании быстрый рост ОПЖ во второй половине XX века связан с пониженной смертностью поколений 1930-х годов рождения [6]. Напротив, в Дании во второй половине XX века значительно замедлились темпы роста ОПЖ женщин, что исследователи объясняли повышенной смертностью когорт, рожденных в 1915–1940 гг. По мере выхода этих поколений из трудоспособного возраста увеличение ОПЖ в Дании восстановилось [7].

Для России влияние когортного эффекта на ОПЖ подтверждено в ряде исследований [8–10]. При этом ОПЖ имеет значительную географическую дифференциацию [11–13]. Еще в середине XX века исследователи указывали на существование северо-восточного градиента: в России отмечается тенденция увеличения показателей смертности населения по территориям в направлениях с юга на север и с запада на восток [14–16]. Также в России существуют центр-периферийные различия в смертности: в сельской местности и малых городах продолжительность жизни оказывается ниже, чем в урбанизированных районах [17–18].

Кроме того, в российских регионах ОПЖ растет разными темпами. С 1990 г. дисперсия значений ОПЖ мужчин и женщин в регионах возросла [19]. Разнонаправленные тренды в изменении ОПЖ заставляют задуматься о том, различаются ли региональные показатели смертности вследствие влияния когортных эффектов или же из-за факторов периода, которые действуют по-разному в силу социально-экономических особенностей регионов.

<sup>1</sup> Чазов Е. И. Доклад Министра здравоохранения СССР на Всесоюзном съезде врачей // Медицинская газета. 10 октября 1988 г.

## Данные и методы

В исследовании использованы информация Росстата об ОПЖ при рождении за 1990–2023 гг.<sup>2</sup> и данные о возрастных коэффициентах смертности по всем причинам смерти (в гендерном разре-

зе) из Российской базы данных по рождаемости и смертности (РосБРИС)<sup>3</sup> за 1989–2022 гг. (по отдельным регионам данные доступны с 1990 г., а по ХМАО и ЯНАО – с 1993 г.). Из анализа были исключены некоторые регионы России (см. таблицу 1).

Регионы России, исключенные из исследования

Таблица 1

Регион (субъект Российской Федерации)	Причина исключения
Республика Ингушетия	Отсутствие данных за отдельные годы (1989–1994)
Чеченская Республика	Отсутствие данных за отдельные годы (1989–2002)
Республика Крым	Регионы присоединены к России в 2014 г., за более ранний период данные недоступны
Город Севастополь	
Магаданская область	Наблюдаются значительные колебания величины возрастных коэффициентов смертности, что может значительно исказить результаты анализа
Чукотский автономный округ	
Ненецкий автономный округ	
Ямало-Ненецкий автономный округ	
Ханты-Мансийский автономный округ – Югра	

Источник: составлено автором.

Значения показателей возраста, года смерти и года рождения умерших связаны линейной зависимостью. Поэтому все три эффекта (возраста, периода и когорты) определить напрямую одновременно невозможно – это так называемая проблема идентификации. Для вывещения когортного эффекта используется модель APC в спецификации, предложенной Т. Холфордом [20] и Б. Карстенсеном [21].

Модель можно описать следующим образом:

$$m = f(a) + g(p) + h(c),$$

где  $m$  – возрастной коэффициент смертности,  $a$  – возраст,  $p$  – год смерти,  $c$  – год рождения,  $f(a)$  – функция возрастного эффекта,  $g(p)$  – функция эффекта периода (календарного года),  $h(c)$  – функция эффекта когорты (года рождения).

В модели функция эффекта возраста  $f(a)$  интерпретируется как значения возрастных коэффициентов смертности для референтной когорты (год рождения  $c_0$ ). В качестве референтной когорты было выбрано поколение 1975 г. р.: согласно результатам предшествующих исследований в России существуют так называемые ослабленные когорты мужчин и женщин с более высокой смертностью – родившиеся в 1950-е и в конце 1970-х – начале 1980-х годов, поэто-

му смертность остальных поколений сравнивается с более высокой смертностью поколения 1975 г. р. (см. рис. 3).

Наличие когортного эффекта у поколений 1970–1985 г. р. может объяснить стагнацию динамики ОПЖ населения в 1970-е – 1980-е годы [3] и медленный рост продолжительности жизни в России в XXI веке.

Функция эффекта когорты  $h(c)$  интерпретируется как отношение коэффициентов смертности в конкретной когорте к коэффициенту смертности в референтной когорте (*rate-ratio*). В референтной когорте это соотношение равно 1 ( $h(c_0) = 1$ ).

В использованной параметризации модели проблема решается следующим образом. Сначала определяются функции возрастного эффекта и эффекта когорты. После чего оценивается функция эффекта периода  $g(p)$  с нулевым средним и наклоном, которая интерпретируется как отношение реальных коэффициентов смертности к предсказанным на основе функций возраста и когорты. То есть эффект периода представляет собой остатки модели «Возраст-Когорта» (*residual rate-ratio*).

На основе анализа динамики когортного эффекта в смертности поколений, рожденных между 1970 и 1985 гг.<sup>4</sup>, регионы были разделены на типы. Поскольку значения, полученные в результате когортного анализа в смертности на основании дан-

<sup>2</sup> Федеральная служба государственной статистики. Ожидаемая продолжительность жизни при рождении. URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/31293> (дата обращения 02.02.2025).

<sup>3</sup> Центр демографических исследований Российской экономической школы. Российская база данных по рождаемости и смертности (РосБРИС). URL: <https://www.nes.ru/demogr-fermort-data> (дата доступа 10.01.2025).

<sup>4</sup> Поколения 1970–1985 г. р. выбраны для исследования, поскольку они играют наиболее важную роль в формировании уровня смертности населения России в современном периоде.

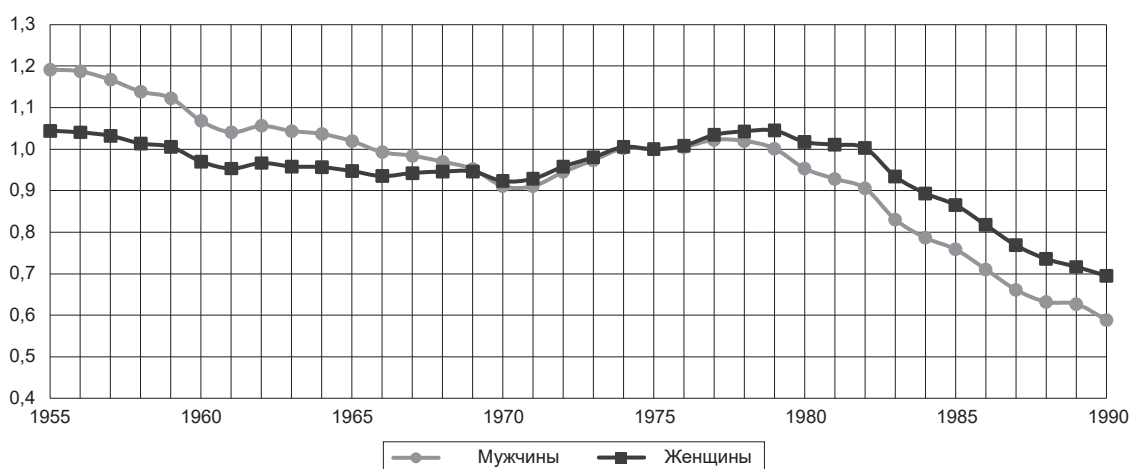


Рис. 3. Когортный эффект в смертности мужчин и женщин 1955–1990 года рождения в России

Источник: построено автором на основе данных РосБРИС.

ных по субъектам Российской Федерации, между собой несопоставимы (значения возрастных коэффициентов смертности референтной когорты в разных регионах различаются), то для проверки того, что когортные эффекты оказывают основное влияние на различия в динамике ОПЖ в регионах, была проведена декомпозиция стандартного отклонения региональных показателей ОПЖ от средневзвешенного по численности населения значения ОПЖ в России. Декомпозиция проводилась индексным методом, предложенным С. Тимониным и В. Школьниковым [22–24]. Использовалась именно средневзвешенная величина ОПЖ, поскольку в этом показателе учтены различия в численности населения, подверженного разным рискам смерти [25]. Недостаток показателя — низкая чувствительность к изменениям смертности в регионах с малой численностью населения, причем С. Тимонин и В. Школьников продемонстрировали, что взвешенное значение ОПЖ по России в целом незначительно отличается от невзвешенного [24].

Детальное рассмотрение процедуры декомпозиции не является целью исследования, поэтому опишем только алгоритм расчетов.

Средневзвешенное по численности населения значение ОПЖ при рождении в целом по России рассчитывается как  $e_0 = \sum \pi_i e^i$ , где  $\pi_i$  — доля численности населения региона  $i$  в численности населения России,  $e^i$  — ОПЖ при рождении в регионе  $i$ .

Средневзвешенная величина ОПЖ при рождении в регионах каждого типа определяется как  $e_0^g = \sum \pi_i^g e^i$ , где  $\pi_i^g$  — доля численности населения региона  $i$  в общей численности населения регионов каждого типа,  $e^i$  — ОПЖ при рождении в регионе  $i$ .

После чего рассчитывается общая дисперсия значений средневзвешенного показателя ОПЖ при рождении:  $\sigma^2 = \sum \pi_i (e^i - e_0)^2$  [22–24].

Общую дисперсию можно разложить на два компонента: межгрупповую дисперсию, возникающую из-за действия факторов, определяющих разделение регионов на типы, и внутригрупповую дисперсию, возникающую из-за действия факторов, связанных с различиями между регионами одного типа.

Межгрупповая дисперсия рассчитывается как

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

где  $w_g$  — доля численности населения региона определенного типа в общей численности населения рассматриваемой совокупности регионов,  $e_0^g$  — среднее взвешенное по численности населения значение ОПЖ при рождении региона определенного типа.

Внутригрупповая дисперсия — это разность между общей и межгрупповой дисперсиями.

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

Декомпозиция проводилась методом пошаговой замены, который предполагает последовательную замену возрастных коэффициентов смертности одного года на их значения в другом году в порядке от младших возрастов к старшим, с пересчетом стандартного отклонения на каждом шаге.

Допустим, мы хотим провести декомпозицию стандартного отклонения ОПЖ 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 коэффициенты смертности в возрастных группах младше  $x$  соответствуют году  $t$ , а начиная с группы  $x$  – году  $T$ .

В таком случае вклад возрастной группы  $x$  можно оценить как:

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

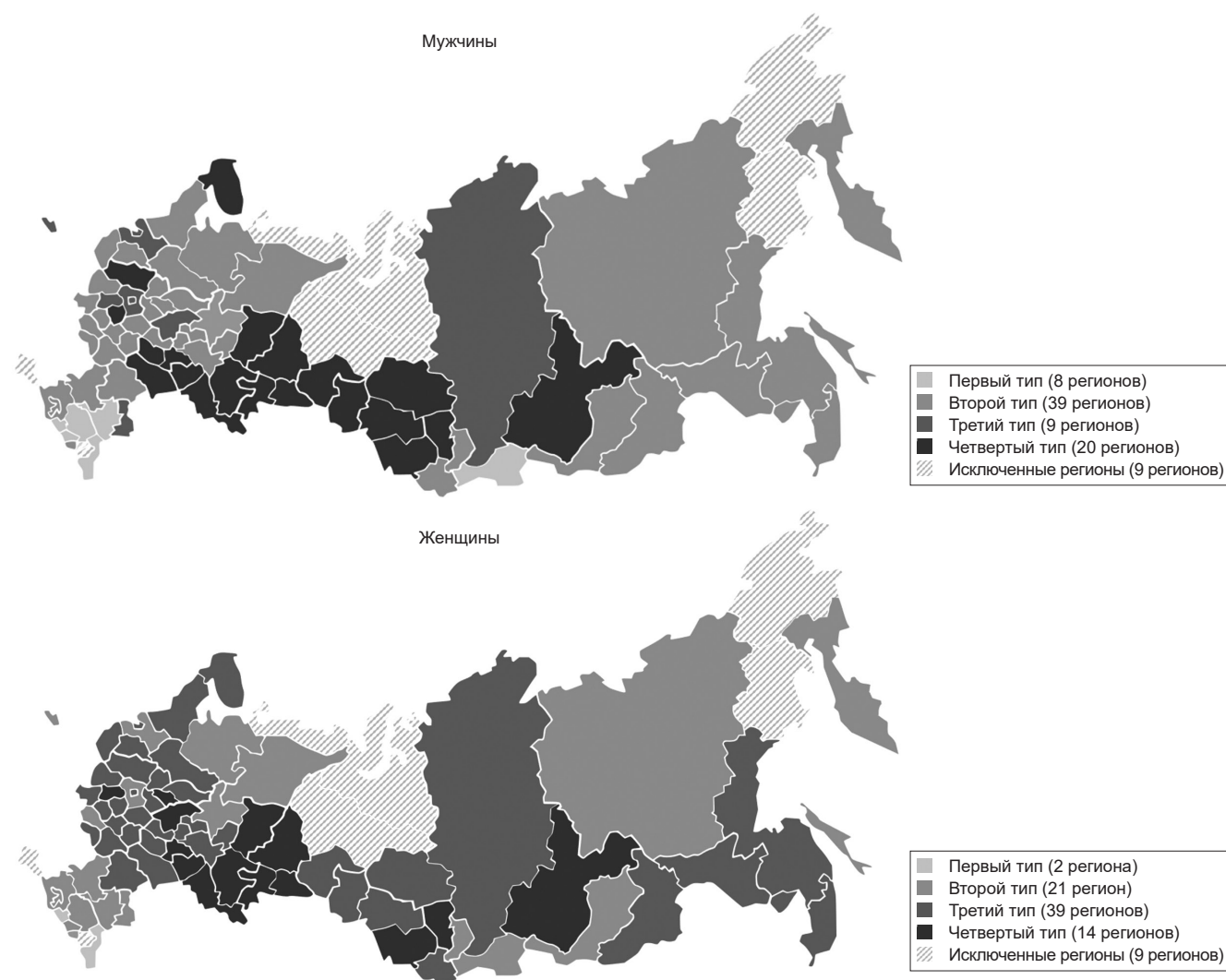
где  $SD$  – стандартное отклонение ОПЖ, рассчитанной на основе указанной матрицы.

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 о смертности за 1989 г.; последний год – 2019 г., поскольку в 2020–2022 гг. высокое влияние на значения ОПЖ и дисперсии оказывала пандемия коронавируса, избыточная смертность от которого значительно дифференцирована по регионам [24, 26, 27].

## Результаты

После проведения APC-анализа исходя из особенностей динамики когортного эффекта в смертности поколений мужчин и женщин 1970–1985 г. р. регионы были разделены на четыре типа (см. Приложение). Причем одни и те же регионы могли быть отнесены к разным типам в зависимости от того, для кого рассчитывался когортный эффект в смертности – для мужчин или женщин (см. рис. 4).

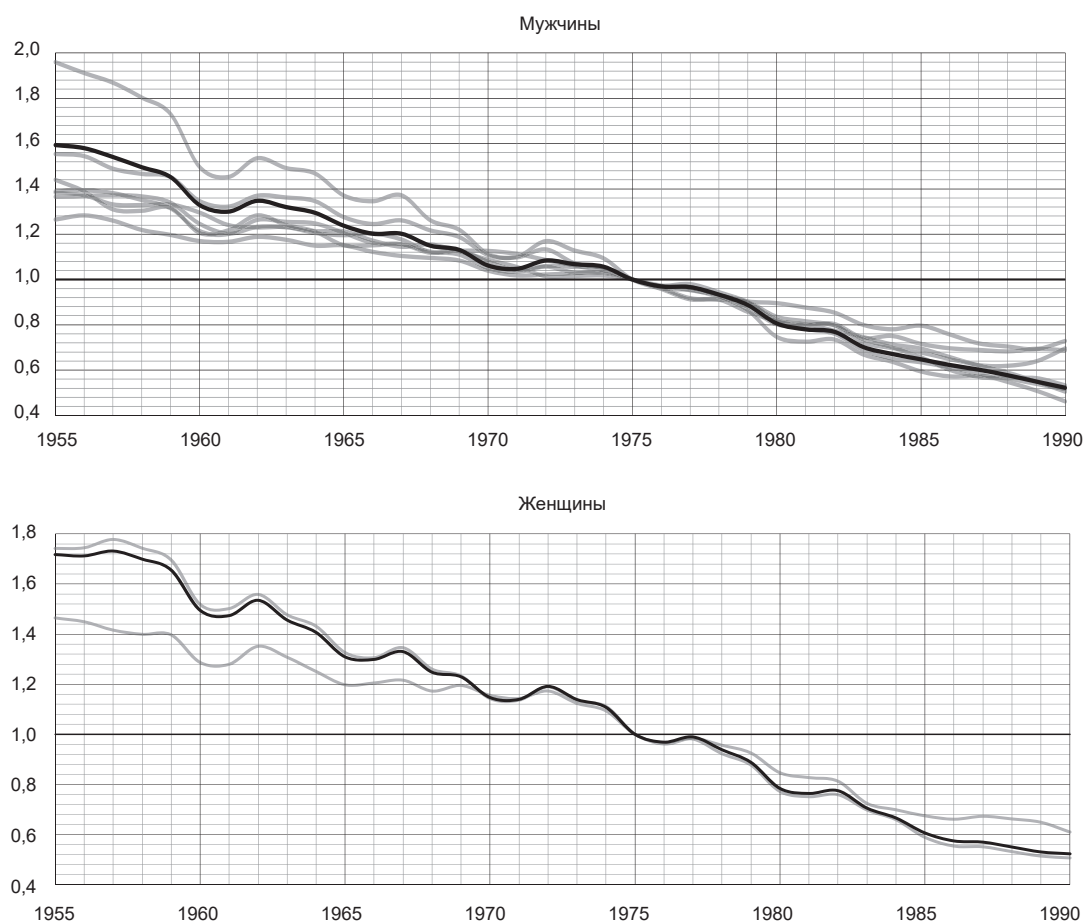


*Примечание.* Границы субъектов Российской Федерации и страны в целом приведены в соответствии с административно-территориальным делением по состоянию на 1 января 2022 г., г. Москвы и Московской области – по состоянию на 1 января 2010 г.

Рис. 4. Распределение регионов России по типам в зависимости от динамики когортного эффекта в смертности мужчин и женщин  
 Источник: построено по расчетам автора.

**Типы регионов России в зависимости от динамики когортного эффекта в смертности. Первый тип.** Когортный эффект в смертности населения регионов этого типа последовательно снижает-

ся от поколения к поколению, то есть в каждом последующем поколении в этих регионах наблюдается более низкий уровень смертности (см. рис. 5).



*Примечание.* Черная линия — когортный эффект в смертности [отношение коэффициентов смертности в конкретной когорте к коэффициенту смертности в референтной когорте (*rate-ratio*)] для всех регионов первого типа; серые линии — когортный эффект в смертности в каждом из регионов первого типа.

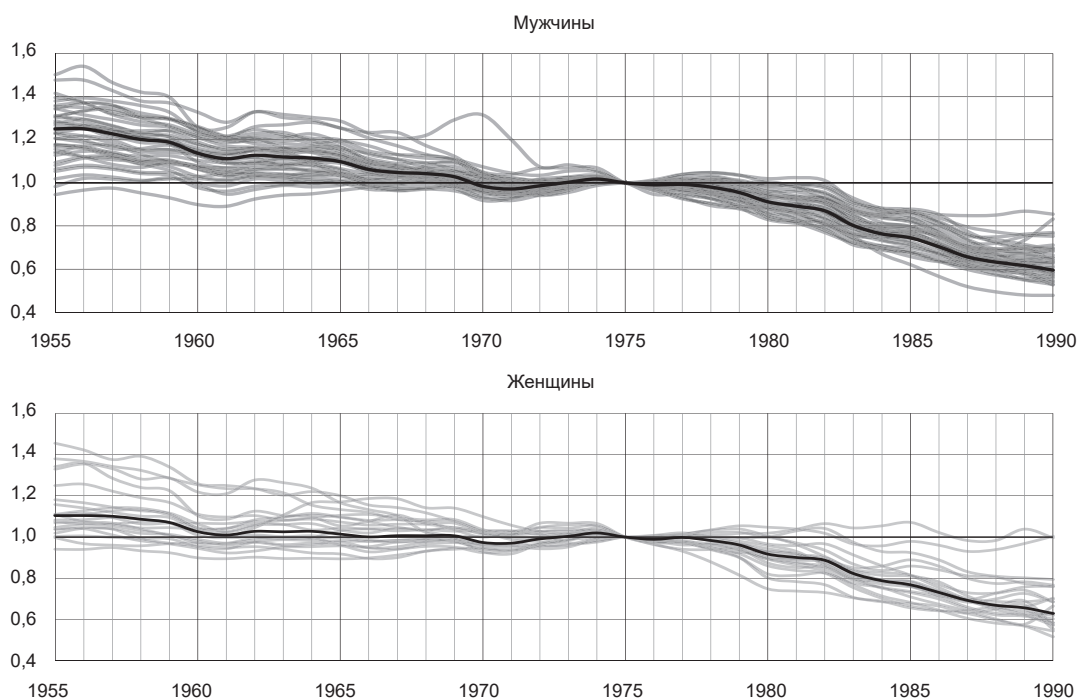
Рис. 5. Когортный эффект в смертности поколений мужчин и женщин 1955–1990 года рождения в регионах первого типа

Источник: построено автором на основе данных РосБРИС.

**Второй тип.** В этих регионах значения когортного эффекта в смертности поколений, рожденных между 1970 (в отдельных регионах и раньше) и 1980 (в части регионов и для рожденных позднее) годами, практически не меняются (см. рис. 6). При этом для когорт, рожденных после 1985 г., значения когортного эффекта ниже.

Как показано в работах [8 и 10], анализирующих смертность в России, более высокие значения когортного эффекта у поколений, родившихся в 1970-х годах, потому что в трудоспособных возрастах коэффициенты смертности у них были выше, чем у предыдущих и последующих поколений. В регионах второго типа мы не видим роста

когортного эффекта в смертности у поколений 1970–1980 г. р., как это наблюдалось в целом по России. Предполагаем, что отсутствие роста когортного эффекта в регионах этого типа связано не только с более высокой смертностью поколений 1970-х годов, но и с тем, что в поколениях 1960-х годов уровень смертности все еще оставался высоким. Поэтому на графике наблюдается период стагнации когортного эффекта в поколениях мужчин, рожденных между 1965 и 1975 гг., и еще более длинный период стагнации в поколениях женщин начиная уже с 1950-х годов рождения.



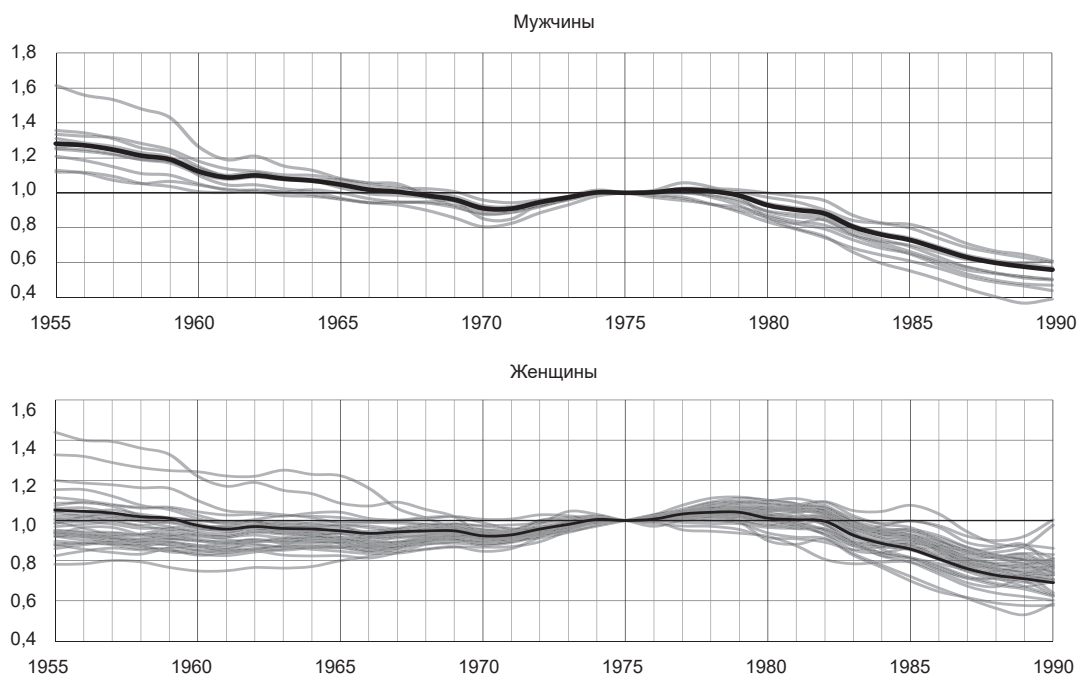
Примечание. Черная линия – когортный эффект в смертности [отношение коэффициентов смертности в конкретной когорте к коэффициенту смертности в референтной когорте (*rate-ratio*)] для всех регионов второго типа; серые линии – когортный эффект в смертности в каждом из регионов второго типа.

Рис. 6. Когортный эффект в смертности поколений мужчин и женщин 1955–1990 года рождения в регионах второго типа

Источник: построено автором на основе данных РосБРИС.

*Третий тип.* Динамика когортного эффекта в смертности поколений мужчин и женщин в регионах третьего типа представлена на рис. 7.

Из приведенных данных видно, что когортный эффект в смертности начинает снижаться в поколениях мужчин 1955–1970 г. р., при этом значе-



Примечание. Черная линия – когортный эффект в смертности [отношение коэффициентов смертности в конкретной когорте к коэффициенту смертности в референтной когорте (*rate-ratio*)] для всех регионов третьего типа; серые линии – когортный эффект в смертности в каждом из регионов третьего типа.

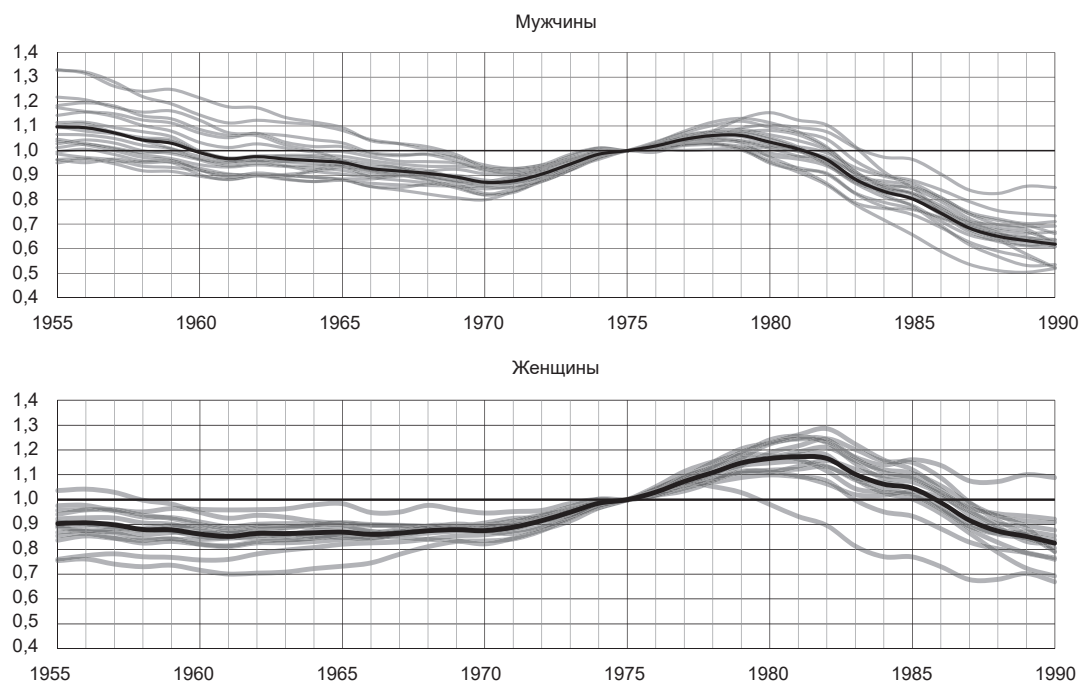
Рис. 7. Когортный эффект в смертности поколений мужчин и женщин 1955–1990 года рождения в регионах третьего типа

Источник: построено автором на основе данных РосБРИС.

ние когортного эффекта для поколения 1970 г. р. ниже, чем для референтной когорты. В некоторых регионах этого типа в поколениях женщин когортный эффект в смертности вплоть до поколения 1970 г. р. практически не меняется, но, как и в поколениях мужчин, он незначительно растет в поколениях 1975–1980 г. р., после чего начинает снижаться. Можно утверждать, что в регионах третьего типа отмечается незначительный когортный эффект в смертности поколений, рожден-

ных во второй половине 1970-х годов — в этих когортах более высокая смертность по сравнению с рожденными в поздние 1960-е и ранние 1970-е годы.

*Четвертый тип.* Динамика когортного эффекта в этом типе регионов практически повторяет динамику третьего типа с тем отличием, что начиная с поколения 1970 г. р. происходит более заметный рост когортного эффекта (см. рис. 8).



*Примечание.* Черная линия — когортный эффект в смертности [отношение коэффициентов смертности в конкретной когорте к коэффициенту смертности в референтной когорте (*rate-ratio*)] для всех регионов четвертого типа; серые линии — когортный эффект в смертности в каждом из регионов четвертого типа.

Рис. 8. Когортный эффект в смертности поколений мужчин и женщин 1955–1990 года рождения в регионах четвертого типа

*Источник:* построено автором на основе данных РосБРИС.

В регионах, которые отнесены к четвертому типу, самый высокий когортный эффект смертности наблюдается у мужских поколений 1978–1980 г. р. и у женских поколений, родившихся в 1980–1982 гг. Другими словами, смертность в поколениях мужчин и женщин, рожденных в конце 1970-х — начале 1980-х годов, в регионах этого типа заметно выше, чем у предыдущих когорт.

**Различия между типами регионов России по когортным эффектам в смертности мужчин и женщин.** В наибольшей степени когортный эффект повлиял на смертность мужчин в регионах четвертого типа. К нему отнесены в основном регионы

Поволжья, Урала и Западной Сибири, а из регионов Центральной России — Тверская и Тульская области. Это распределение показывает, что в результате кризиса 1990-х годов более всего пострадали поколения родившихся в 1970-х — начале 1980-х годов мужчин из индустриальных частей России.

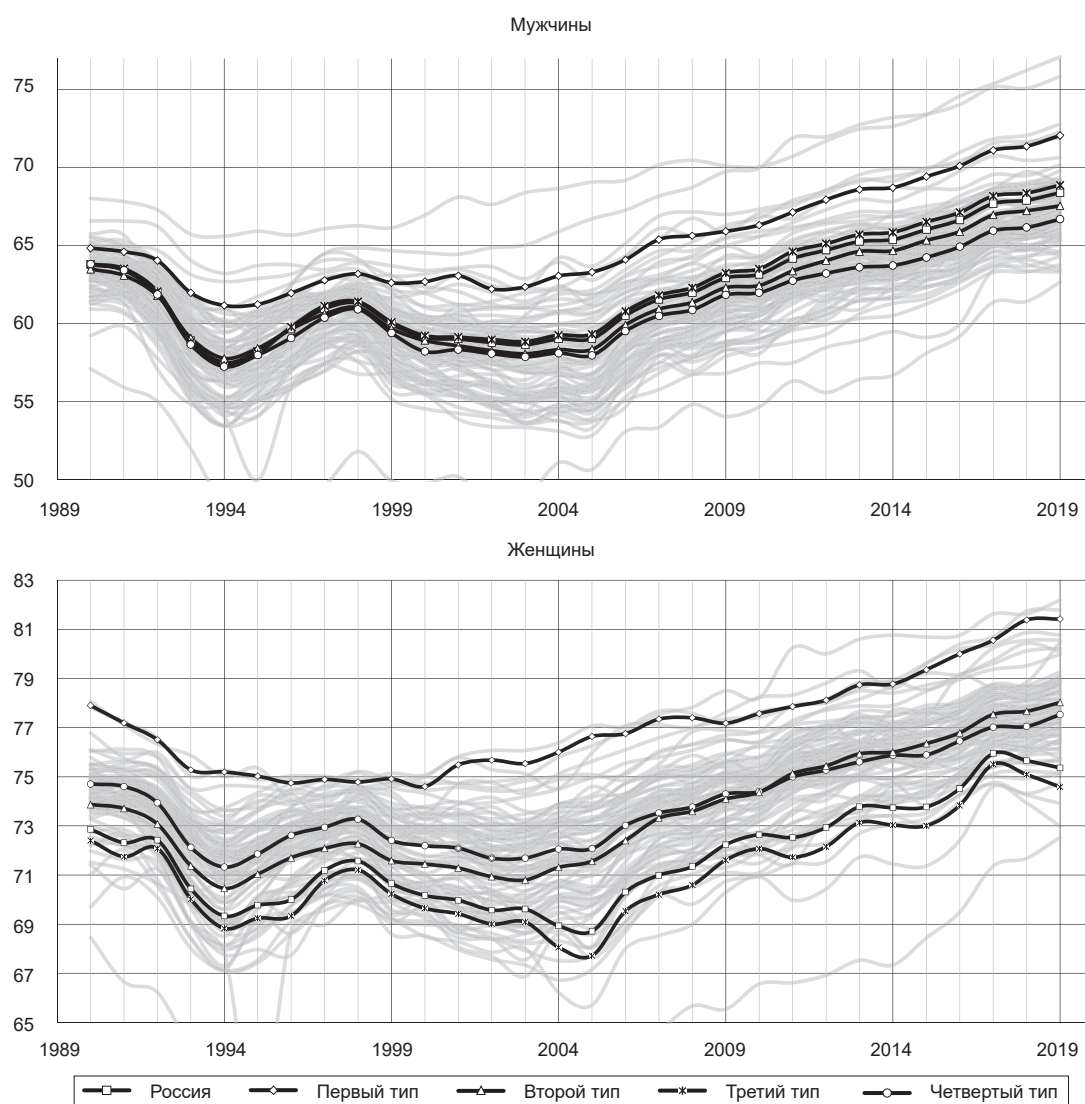
Наименьшее число регионов в составе третьего типа: Московская и Петербургская агломерации, Калужская, Астраханская, Нижегородская области и Красноярский край. Динамика когортного эффекта в смертности мужчин в этих регионах отличается от динамики в регионах четвертого типа только меньшей величиной его роста в поколениях 1975–1980 г. р.

Более двух третей всех анализируемых субъектов Российской Федерации (54 региона) по динамике когортного эффекта в смертности женщин были отнесены к третьему и четвертому типам. Среди них – почти все регионы Центральной России, Поволжья, Урала и Сибири. Большая часть из них (39) классифицированы как регионы третьего типа, в которых рост когортного компонента был не столь значительным или продолжительным, как в регионах четвертого типа. Высокие значения когортного эффекта в смертности женских поколений 1970–1980 г. р. наблюдаются в большем количестве регионов по сравнению с когортным эффектом в смертности мужчин.

Подтверждено существование северо-восточного градиента для территориального распре-

ления коэффициентов не только общей смертности [14], но и значений когортного эффекта. Основная часть регионов четвертого типа находится на Южном Урале – в них влияние кризиса 1990-х годов имело наивысший эффект. В этих регионах показатели смертности населения были всегда ниже, чем в регионах, расположенных северо-восточнее [16, с. 42], поэтому значения когортного эффекта здесь выше, чем на Дальнем Востоке.

**Декомпозиция стандартного отклонения ОПЖ при рождении.** Различия в смертности мужчин и женщин в регионах разных типов можно увидеть при сравнении средневзвешенных значений ОПЖ при рождении (см. рис. 9).



Примечание. Светло-серые линии – ОПЖ при рождении в исследуемых регионах.

Рис. 9. Средневзвешенные по численности населения значения ОПЖ при рождении мужчин и женщин в разных типах регионов и по России в целом, 1990–2019 годы (число лет)

Источник: построено автором на основе данных РосБРИС.

В 1990 г. средневзвешенные значения ОПЖ при рождении мужчин во всех типах регионов, кроме первого (в котором наблюдалось стабильное снижение когортного эффекта), практически совпадали. Впоследствии траектории их динамики в разных типах регионов расходятся: начиная с 2000 г. значения второго и четвертого типов регионов меньше, чем третьего типа. С 2006 г. средневзвешенная величина ОПЖ при рождении мужчин в регионах четвертого типа ниже значений второго типа. Средневзвешенный показатель ОПЖ при рождении мужчин по России в целом практически совпадает с соответствующим показателем регионов третьего типа, а с 2008 г. немного отстает от него.

Средневзвешенные показатели ОПЖ при рождении женщин в 1990 г. в выделенных типах

регионов были разными. В третьем и четвертом типах регионов средневзвешенная ОПЖ при рождении женщин достигла минимальной величины в 2005 г., в двух остальных типах в 2003 г. Разница между средневзвешенными значениями ОПЖ при рождении женщин регионов первого и четвертого типов увеличилась в начале 2000-х годов, затем сокращалась до 2017 г., после чего снова стала расти. Средневзвешенные значения показателя ОПЖ при рождении женщин для второго типа регионов с 2011 г. превышают значения четвертого типа, что может подтверждать различия в динамике когортного эффекта в смертности женщин в этих регионах.

С 1990 г. общая дисперсия значений ОПЖ при рождении мужчин в регионах России выросла к 2019 г. в 5 раз, женщин — в 2,5 раза (см. рис. 10).

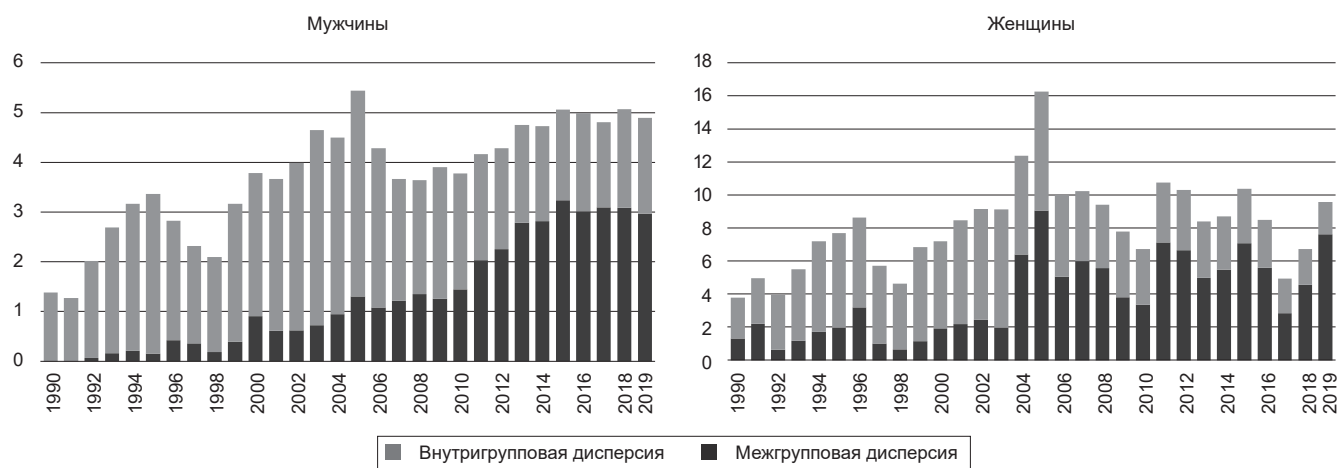


Рис. 10. Дисперсия средневзвешенных по численности населения значений ОПЖ при рождении мужчин и женщин в регионах России, 1990–2019 годы (число лет в квадрате, накопленная величина)

Источник: построено автором на основе данных РосБРИС.

Вплоть до 2010-х годов общая дисперсия значений ОПЖ при рождении мужчин и женщин росла в периоды снижения показателя ОПЖ и уменьшалась в периоды его роста. В 2005 г. дисперсия достигла максимальных значений на фоне начала роста ОПЖ в России. Это можно объяснить тем, что период увеличения продолжительности жизни начался неодновременно — в одних регионах с 2000-х годов, а в некоторых — только в 2005 г. [20]. После 2010 г. дисперсия начинает расти и стабилизируется после 2015 г., при этом у женщин значение общей дисперсии снижается в 2017 г., но затем вновь увеличивается до прежнего уровня в 2019 г. (в ряде регионов в 2019 г. ОПЖ при рождении женщин уменьшилась).

Величина межгрупповой (между типами регионов) дисперсии за рассматриваемый период также выросла, причем ее доля в общей дисперсии значений показателя ОПЖ при рождении мужчин увеличивалась практически ежегодно, стабилизовавшись в 2013 г. на уровне 60–65%; доля межгрупповой дисперсии значений показателя ОПЖ при рождении женщин достигала минимума в 1990-е годы, после чего также выросла. В 2005–2010 гг. она составляла 50–60%, в 2011–2018 гг. — 60–70% (см. рис. 11).

Высокая и увеличивающаяся доля межгрупповой дисперсии ОПЖ при рождении мужчин и женщин в общей дисперсии в современный период роста продолжительности жизни указывает на то, что внутри каждого из типов регионов



Рис. 11. Доля межгрупповой дисперсии (между типами регионов) значений ОПЖ при рождении мужчин и женщин в общей дисперсии, 1990–2019 годы (в процентах)

Источник: построено автором на основе данных РосБРИС.

тренды изменения уровня смертности примерно одинаковы, тогда как между типами регионов различия в смертности нарастают.

Динамика вкладов возрастных групп в изменение межгруппового стандартного отклонения ОПЖ при рождении мужчин и женщин различна.

В 2000–2015 гг. большой вклад в изменение стандартного отклонения ОПЖ мужчин вносила возрастная группа 30–39 лет, однако с 2015 г. ее вклад становится отрицательным (см. рис. 12).

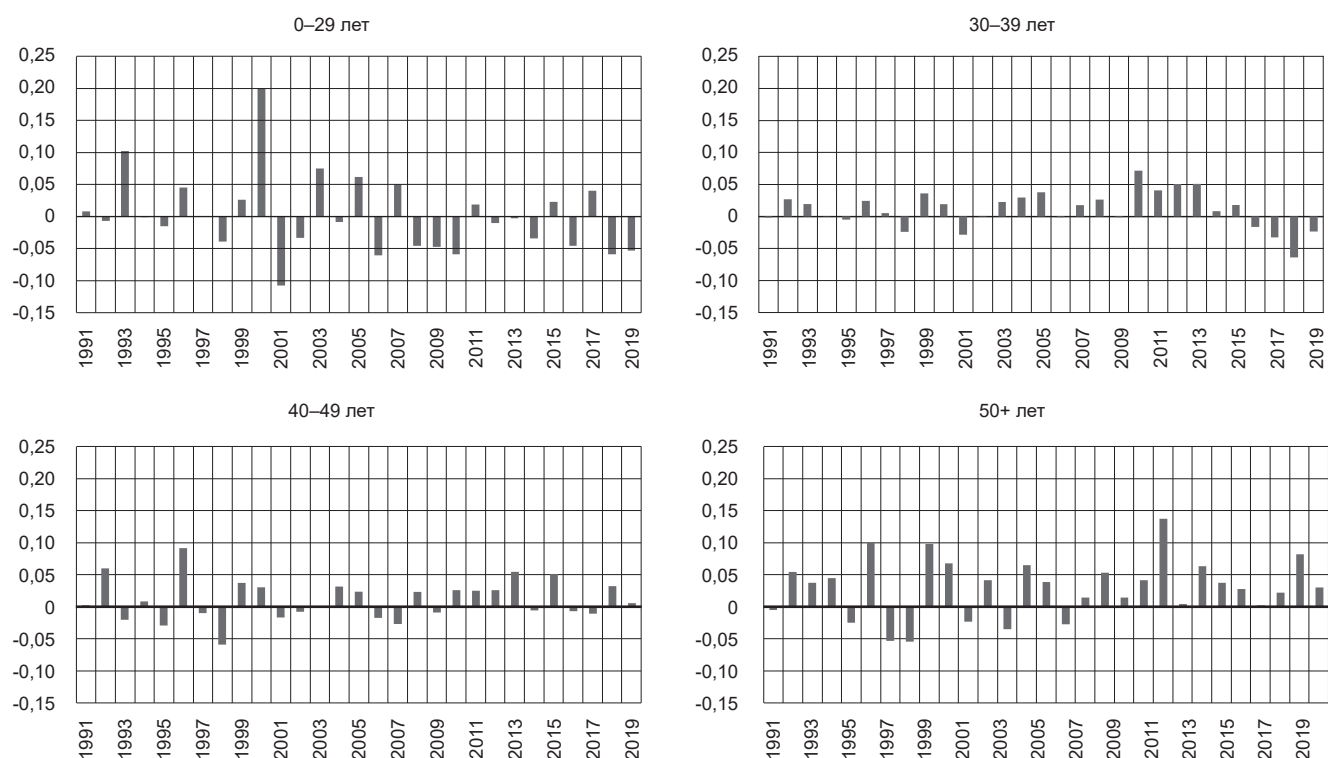


Рис. 12. Вклады отдельных возрастных групп в изменение межгруппового (между типами регионов) стандартного отклонения средневзвешенного значения ОПЖ при рождении мужчин, 1991–2019 годы (к предыдущему году, лет)

Источник: построено автором на основе данных РосБРИС.

В начале 2000-х годов в эту возрастную группу начали входить поколения мужчин, родившихся в 1970–1985 гг. Динамика когортного эффекта в смертности этих поколений мужчин в разных типах регионов имела свои особенности.

Стабильно положительный вклад возрастной группы 30–39 лет в 2002–2015 гг. в изменение стандартного отклонения ОПЖ при рождении мужчин свидетельствует о том, что в выделенных четырех типах регионов динамика смертности в поколениях 1970–1985 г. р. была разной.

Вклад возрастной группы 40–49 лет также показывает, что в разных типах регионов динамика смертности в поколениях мужчин, родившихся в первой половине 1970-х годов, различна. Начиная с 2010 г. вклад этой возрастной группы преимущественно положительный, тогда как в некоторые предыдущие годы он был отрицательным. В основном положительный, хотя и менее значительный вклад 40–49-летних в изменение стандартного отклонения ОПЖ при рождении мужчин 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 ОПЖ при рождении мужчин вносит возрастная группа 0–29 лет, и это неудивительно – снижение смертности в младших

возрастах вызывает большие изменения в ОПЖ, что отражается в более высоком вкладе этой возрастной группы в стандартное отклонение ОПЖ.

Вклад возрастной группы 50+ в изменение стандартного отклонения ОПЖ при рождении мужчин также значителен, причем практически во все годы он остается положительным – неодинаковые темпы снижения смертности в пожилых возрастах проявляются в различиях темпов роста ОПЖ в регионах. Например, смертность от болезней системы кровообращения в регионах России в старших возрастах снижается неравномерно [28–29].

Положительный вклад в изменение стандартного отклонения ОПЖ при рождении женщин с 2010 по 2019 г. вносила возрастная группа 30–39 лет, хотя в 2000–2009 гг. он был незначительным (см. рис. 13).

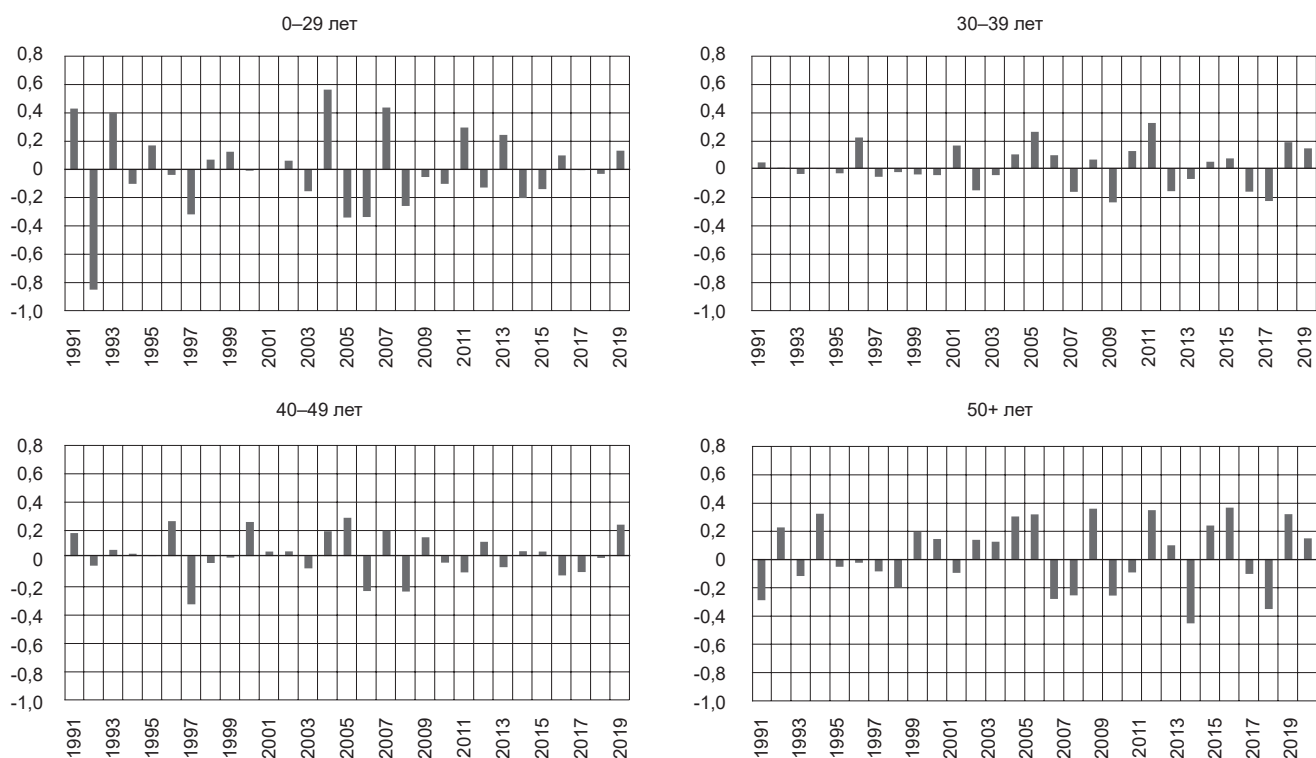


Рис. 13. Вклады отдельных возрастных групп в изменение межгруппового (между типами регионов) стандартного отклонения средневзвешенного значения ОПЖ при рождении женщин, 1991–2019 годы (к предыдущему году, лет)

Источник: построено автором на основе данных РосБРИС.

Основной вклад в изменение стандартного отклонения ОПЖ при рождении женщин, как и у мужчин, вносят возрастные группы 0–29 лет.

Возможное объяснение различий в изменении стандартного отклонения ОПЖ при рождении как у мужчин, так и у женщин состоит в том, что различия в когортных эффектах в смертности в меньшей степени наблюдаются в когортах

1970–1985 г. р. и заметнее в предшествующих поколениях (что видно на графиках когортного эффекта на рис. 5–8): в большинстве регионов четвертого типа значения когортного эффекта в смертности остаются стабильно низкими вплоть до поколений мужчин и женщин, рожденных в 1970 г., тогда как в остальных типах регионов такая тенденция не наблюдается. Еще одно воз-

можное объяснение состоит в том, что возрастные коэффициенты смертности женщин в России начинают повышаться сравнительно позже, чем возрастные коэффициенты смертности мужчин [30–31], поэтому когортные эффекты в смертности начинают проявляться в полном объеме в более старших возрастах женщин. Эти различия пока могли не повлиять на дисперсию значений показателей ОПЖ при рождении. Тем не менее рост доли межгрупповой дисперсии в общей дисперсии может свидетельствовать о том, что предложенное деление регионов на типы по динамике когортного эффекта является релевантным.

### Ограничения и перспективы исследования

Исследование имеет несколько существенных ограничений:

1. Большие объемы миграции могут исказить значения когортного эффекта в смертности. Селективность миграции — один из факторов, объясняющих территориальные различия в смертности населения [32–34]. В результате происходит смешение поколений людей из разных регионов внутри одного региона. Люди умирают не там, где родились. Для решения этой проблемы можно было бы использовать микроданные о смерти индивидов с информацией об их месте рождения и истории перемещений, но в России такие сведения не собираются.

2. Во многих регионах число смертей в однолетних возрастных группах весьма мало, в связи с чем возрастные коэффициенты смертности могут значительно меняться из года в год. По этой причине в таких регионах значения *rate-ratio* модели АРС имеют широкий доверительный интервал и их типологизация по динамике когортного эффекта в смертности может быть не вполне корректной. Особенно это касается показателей женской смертности, так как число смертей женщин в молодых трудоспособных возрастах значительно ниже, чем число смертей мужчин. Для преодоления этой проблемы требуются более длинные ряды региональных данных, которые в России отсутствуют.

3. Анализ когортного эффекта в смертности был бы более точным, если бы учитывались причины смерти, поскольку когортные особенности могут неодинаково проявляться в разных классах причин смерти. В исследовании не ставилась цель определить вклад отдельных причин смерти в когортный эффект, поэтому такой анализ мо-

жет стать предметом дальнейшего изучения, как и поиск других демографических, а также социально-экономических факторов.

### Заключение

В работе на основе данных 76 российских регионов был определен когортный эффект в смертности мужчин и женщин. В соответствии с выявленными особенностями динамики когортного эффекта в смертности поколений мужчин и женщин, рожденных в 1970–1985 гг., регионы России были разделены на четыре типа.

Деление регионов на типы оказывается значимым: межгрупповая дисперсия средневзвешенных по численности населения значений ОПЖ при рождении и ее доля в общей дисперсии возраста растут по мере вступления в средние трудоспособные возраста поколений мужчин и женщин 1970–1985 г. р. Соответствующие возрастные группы вносят положительный вклад в изменение межгруппового стандартного отклонения ОПЖ при рождении. В стандартном отклонении ОПЖ при рождении женщин этот эффект менее заметен, что может быть связано как с низкой женской смертностью в трудоспособных возрастах, так и с тем, что когортный эффект может компенсироваться положительным эффектом периода.

Полученные результаты позволяют объяснить неравномерный рост ОПЖ в регионах в том числе и различиями в когортных эффектах в смертности. Политика, направленная на снижение смертности и улучшение здоровья населения, должна формироваться с учетом региональной специфики и когортного эффекта в смертности.

### Литература

1. Андреев Е.М., Кваша Е.А., Харькова Т.Л. Продолжительность жизни в России: восстановительный рост // Демоскоп Weekly. 2014. № 621–622. С. 1–22. URL: [https://www.demoscope.ru/weekly/2014/0621/tema01.php#\\_ftn1](https://www.demoscope.ru/weekly/2014/0621/tema01.php#_ftn1).
2. Андреев Е.М., Кваша Е.А., Харькова Т.Л. Смертность и продолжительность жизни в России — что нового? Статья первая // Демоскоп Weekly. 2016. № 683–684. URL: <https://www.demoscope.ru/weekly//2016/0683/tema03.php>.
3. 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. doi: <https://10.24411/2411-8621-2019-12003>.

4. **Suzuki E.** *Time Changes, So Do People* // *Social Science & Medicine*. 2012. Vol. 75. Iss. 3. P. 452–456. doi: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.03.036>.
5. **Willets R.C.** *The Cohort Effect: Insights and Explanations* // *British Actuarial Journal*. 2004. Vol. 10. Iss. 4. P. 833–877. URL: [https://EconPapers.repec.org/RePEc:cup:bracjl:v:10:y:2004:i:04:p:833-877\\_00](https://EconPapers.repec.org/RePEc:cup:bracjl:v:10:y:2004:i:04:p:833-877_00).
6. **Richards S.J.** *Detecting Year-of-Birth Mortality Patterns with Limited Data* // *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*. 2008. Vol. 171. Iss. 1. P. 279–298. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2007.00501.x>.
7. **Lindahl-Jacobsen R.** et al. *Rise, Stagnation, and Rise of Danish Women's Life Expectancy* // *Proceedings of the National Academy of Sciences (PNAS)*. 2016. Vol. 113. No. 15. P. 4015–4020. doi: <https://doi.org/10.1073/pnas.1602783113>.
8. **Пустовалов Д.Н.** *Российская специфика избыточной смертности в молодых трудоспособных возрастах* // *Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика*. 2015. № 1. С. 87–107.
9. **Захаров С.** *Когортный анализ смертности населения России (долгосрочные и краткосрочные эффекты неравенства поколений перед лицом смерти)* // *Проблемы прогнозирования*. 1999. № 2. С. 114–131. URL: [https://www.demoscope.ru/center/zacharov/zachar\\_rus.html](https://www.demoscope.ru/center/zacharov/zachar_rus.html).
10. **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. URL: [http://www.isa.ru/proceedings/index.php?option=com\\_content&view=article&id=929](http://www.isa.ru/proceedings/index.php?option=com_content&view=article&id=929).
11. **Кваша Е.А., Харькова Т.Л.** *Ожидаемая продолжительность жизни взрослого населения в регионах России в последнее десятилетие* // *Вопросы статистики*. 2011. № 8. С. 26–41.
12. **Ротова Р.С.** *Дифференциация регионов России по ожидаемой продолжительности жизни* // *Население и экономика*. 2020. Т. 4. № 3. С. 104–110. doi: <https://doi.org/10.3897/porecon.4.e61386>.
13. **Родионова Л.А., Копнова Е.Д.** *Гендерные и региональные различия в ожидаемой продолжительности жизни в России* // *Вопросы статистики*. 2020. Т. 27. № 1. P. 106–120. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-1-106-120>.
14. **Андреев Е.М.** *Продолжительность жизни в СССР: дифференциальный анализ* // *Продолжительность жизни: анализ и моделирование*. М.: Статистика, 1979. С. 7–31.
15. **Школьников В.М.** *Географические факторы продолжительности жизни* // *Известия Академии наук СССР. Серия географическая*. 1987. № 3. С. 35–45.
16. **Вишневский А., Школьников В.** *Смертность в России: главные группы риска и приоритеты действия* // *Московский центр Карнеги: науч. доклады*. Вып. 19. М.: 1997. URL: <https://www.demoscope.ru/weekly/knigi/vish&shkol/smernost.html>.
17. **Щур А.Е., Тимонин С.А.** *Центр-периферийные различия продолжительности жизни в России: региональный анализ* // *Демографическое обозрение*. 2020. Т. 7. № 3. С. 108–133. doi: <https://doi.org/10.17323/demreview.v7i3.11638>.
18. **Щур А.** *Различия в ожидаемой продолжительности жизни по типам поселений России* // *Население и общество*. 2022. № 1(107). URL: [http://www.demoscope.ru/weekly/2022/0929/population\\_and\\_society02.php](http://www.demoscope.ru/weekly/2022/0929/population_and_society02.php).
19. **Timonin S.** et al. *Recent Mortality Trend Reversal in Russia: Are Regions Following the Same Tempo?* // *European Journal of Population*. 2017. Vol. 33. P. 733–763. doi: <https://doi.org/10.1007/s10680-017-9451-3>.
20. **Holford T.R.** *The Estimation of Age, Period and Cohort Effects for Vital Rates* // *Biometrics*. 1983. Vol. 39. No. 2. P. 311–324. doi: <https://doi.org/10.2307/2531004>.
21. **Carstensen B.** *Age-period-cohort models for the Lexis diagram* // *Statistics in Medicine*. 2007. Vol. 26. Iss. 15. P. 3018–3045. doi: <https://doi.org/10.1002/sim.2764>.
22. **Timonin S.** et al. *Disparities in Length of Life Across Developed Countries: Measuring and Decomposing Changes Over Time Within and Between Country Groups* // *Population Health Metrics*. 2016. Vol. 14. Article number: 29. doi: <https://doi.org/10.1186/s12963-016-0094-0>.
23. **Shkolnikov V.M., Jdanov D.A., Timonin S.A.** *R Programs for Decomposing Changes in Life Expectancy Variance Within and Between Country Groups* // *MPIDR Technical Report TR-2016-002*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research, 2016. doi: <https://doi.org/10.4054/MPIDR-TR-2016-002>.
24. **Timonin S.** et al. *Excess Mortality in Russia and its Regions Compared to High Income Countries: An Analysis of Monthly Series of 2020* // *SSM – Population Health*. 2022. Vol. 17. Article number: 101006. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2021.101006>.
25. **Edwards R.D.** *Changes in World Inequality in Length of Life: 1970–2000* // *Population and Development Review*. 2011. Vol. 37. Iss. 3. P. 499–528. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2011.00432.x>.
26. **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. doi: <https://doi.org/10.38050/2078-3809-2024-16-4-106-122>.
27. **Максимов М.А., Мигунов Н.В.** *Социально-экономические и демографические факторы избыточной смертности во время пандемии коронавируса в регионах России* // *Население и экономика*. 2025. Т. 9. № 1. С. 129–154. doi: <https://doi.org/10.3897/porecon.9.e119882>.
28. **Школьников В.М.** и др. *Рост продолжительности жизни в России 2000-х годов* // *Демографическое обозрение*. 2014. Т. 1. № 2. С. 5–37. doi: <https://doi.org/10.17323/demreview.v1i2.1815>.
29. **Grigoriev P.** et al. *The Recent Mortality Decline in Russia: Beginning of the Cardiovascular Revolution?* //

Population and Development Review. 2014. Vol. 40. Iss. 1. P. 107–129. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2014.00652.x>.

30. **Щербак** **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>.

31. **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>.

32. **Luy M., Caselli G.** The Impact of a Migration-Caused Selection Effect on Regional Mortality Differences in Italy and Germany // MPIDR Working Paper WP-2008-027. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research, 2008. doi: <https://doi.org/10.4054/MPIDR-WP-2008-027>.

33. **Greenberg M., Schneider D.** Migration and the Cancer Burden of New Jersey Blacks // New Jersey Medicine. 1995. Vol. 92. No. 8. P. 509–511. PMID: 7675331.

34. **Barbi E., Caselli G.** Selection Effects on Regional Mortality Differences in Survivorship in Italy // Genus. 2003. Vol. 59. No. 2. P. 37–61.

Приложение

**Распределение регионов по типам в зависимости от динамики когортного эффекта в смертности поколений мужчин и женщин 1970–1985 года рождения**

Тип	Регионы	
	мужские когорты	женские когорты
<i>Первый тип</i> – стабильно снижающийся когортный эффект	Кабардино-Балкарская Республика Карачаево-Черкесская Республика Кировская область Республика Дагестан Республика Калмыкия Республика Северная Осетия – Алания Республика Тыва Ставропольский край	Карачаево-Черкесская Республика Республика Дагестан
<i>Второй тип</i> – стагнация когортного эффекта	Амурская область Архангельская область Белгородская область Брянская область Владимирская область Волгоградская область Вологодская область Воронежская область Еврейская автономная область Забайкальский край Ивановская область Камчатский край Костромская область Краснодарский край Курская область Липецкая область Новгородская область Орловская область Приморский край Псковская область Республика Адыгея Республика Алтай Республика Бурятия Республика Карелия Республика Коми Республика Марий Эл Республика Мордовия Республика Саха (Якутия) Республика Татарстан Республика Удмуртия Республика Хакасия Республика Чувашия Ростовская область Рязанская область Сахалинская область Смоленская область Тамбовская область Хабаровский край Ярославская область	Архангельская область Астраханская область Кабардино-Балкарская Республика Калининградская область Камчатский край Кировская область Краснодарский край Курская область Ленинградская область Московская область Республика Адыгея Республика Бурятия Республика Калмыкия Республика Коми Республика Саха (Якутия) Республика Северная Осетия – Алания Республика Тыва Республика Хакасия Ростовская область Сахалинская область Ставропольский край

Тип	Регионы	
	мужские когорты	женские когорты
<i>Третий тип</i> – незначительный рост когортного эффекта	Астраханская область Калининградская область Калужская область Красноярский край Ленинградская область Московская область г. Москва г. Санкт-Петербург Нижегородская область	Амурская область Белгородская область Брянская область Владимирская область Волгоградская область Вологодская область Воронежская область г. Москва г. Санкт-Петербург Еврейская автономная область Забайкальский край Костромская область Красноярский край Липецкая область Мурманская область Новгородская область Новосибирская область Омская область Орловская область Пензенская область Приморский край Псковская область Республика Алтай Республика Карелия Республика Марий Эл Республика Мордовия Республика Татарстан Республика Удмуртия Республика Чувашия Рязанская область Саратовская область Смоленская область Тамбовская область Тверская область Томская область Тульская область Тюменская область Хабаровский край Ярославская область
<i>Четвертый тип</i> – значительный рост когортного эффекта	Алтайский край Иркутская область Кемеровская область Курганская область Мурманская область Новосибирская область Омская область Оренбургская область Пензенская область Пермский край Республика Башкортостан Самарская область Саратовская область Свердловская область Тверская область Томская область Тульская область Тюменская область Ульяновская область Челябинская область	Алтайский край Ивановская область Иркутская область Калужская область Кемеровская область Курганская область Нижегородская область Оренбургская область Пермский край Республика Башкортостан Самарская область Свердловская область Ульяновская область Челябинская область

Источник: составлено автором.

### Информация об авторе

*Максимов Михаил Антонович* – аспирант второго года обучения кафедры народонаселения, экономического факультета, Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова. 119991, г. Москва, тер. Ленинские горы, д. 1, с. 46. E-mail: mihailmaximov000@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8740-3771>.

## References

1. **Andreev E.M., Kvasha E.A., Kharkova T.L.** Life Expectancy in Russia: Restorative Growth. *Demoscope Weekly*. 2014;(621–622):1–22. (In Russ.) Available from: [https://www.demoscope.ru/weekly/2014/0621/tema01.php#\\_ftn1](https://www.demoscope.ru/weekly/2014/0621/tema01.php#_ftn1).
2. **Andreev E.M., Kvasha E.A., Kharkova T.L.** Mortality and Life Expectancy in Russia – What’s new? First article. *Demoscope Weekly*. 2016;(683–684). (In Russ.) Available from: <https://www.demoscope.ru/weekly/2016/0683/tema03.php>.
3. **Vishnevsky A.G., Shchur A.E.** Mortality and Life Expectancy in Russia for Half a Century. *Health-care Management: News. Views. Education. Bulletin of VSHOUZ*. 2019;5(2):10–21. (In Russ.) Available from: <https://10.24411/2411-8621-2019-12003>.
4. **Suzuki E.** Time Changes, So Do People. *Social Science & Medicine*. 2012;75(3):452–456. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.03.036>.
5. **Willets R.C.** The Cohort Effect: Insights and Explanations. *British Actuarial Journal*. 2004;10(4):833–877. Available from: [https://EconPapers.repec.org/RePEc:cup:bracij:v:10:y:2004:i:04:p:833-877\\_00](https://EconPapers.repec.org/RePEc:cup:bracij:v:10:y:2004:i:04:p:833-877_00).
6. **Richards S.J.** Detecting Year-of-Birth Mortality Patterns with Limited Data. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*. 2008;171(1):279–298. Available from: <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2007.00501.x>.
7. **Lindahl-Jacobsen R.** et al. Rise, Stagnation, and Rise of Danish Women’s Life Expectancy. *Proceedings of the National Academy of Sciences (PNAS)*. 2016;113(15):4015–4020. Available from: <https://doi.org/10.1073/pnas.1602783113>.
8. **Pustovalov D.N.** Russian Peculiarities of Excess Mortality Among Young Adults. *Moscow University Economics Bulletin*. 2015;(1):87–107. (In Russ.)
9. **Zakharov S.** Cohort Analysis of the Russia's Population Mortality: Long- and Short-Term Effects of Generations' Inequality in the Face of Death. *Studies on Russian Economic Development*. 1999;(2):114–131. (In Russ.) Available from: [https://www.demoscope.ru/center/zacharov/zachar\\_rus.html](https://www.demoscope.ru/center/zacharov/zachar_rus.html).
10. **Smirnova T.M., Krutko V.N.** Age, Period and cohort components of Male Mortality in Russia. *Proceedings of the Institute for Systems Analysis of the Russian Academy of Sciences*. 2016;66(2):94–105. (In Russ.) Available from: [http://www.isa.ru/proceedings/index.php?option=com\\_content&view=article&id=929](http://www.isa.ru/proceedings/index.php?option=com_content&view=article&id=929).
11. **Kvasha E.A., Kharkova T.L.** Life Expectancy of the Adult Population in the Regions of Russia in the Last Decade. *Voprosy Statistiki*. 2011;(8):26–41. (In Russ.)
12. **Rotova R.S.** Differentiation of Russian Regions by Life Expectancy. *Population and Economics*. 2020;4(3):104–110. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.3897/popecon.4.e61386>.
13. **Rodionova L.A., Kopnova E.D.** Gender and Regional Differences in the Life Expectancy in Russia. *Voprosy Statistiki*. 2020;27(1):106–120. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-1-106-120>.
14. **Andreev E.M.** Life Expectancy in the USSR: A Differential Analysis. In: Andreev E.M., Vishnevsky A.G. (eds) *Life Expectancy: Analysis and Modeling*. Moscow: Statistika Publ.; 1979. P. 7–31. (In Russ.)
15. **Shkolnikov V.M.** Factors of Life Expectancy. *Izvestia Akademii Nauk SSSR. Seriya Geograficheskaya*. 1987;3(12):35–45. (In Russ.)
16. **Vishnevskij A., Shkol'nikov V.** Mortality in Russia: Main Risk Groups and Priorities of Action. *Scientific Reports of the Carnegie Moscow Center. Iss. 19*. Moscow: 1997. (In Russ.) Available from: <https://www.demoscope.ru/weekly/knigi/vish&shkol/smertnost.html>.
17. **Shchur A., Timonin S.** Center-Peripheral Differences in Life Expectancy in Russia: Regional Analysis. *Demographic Review*. 2020;7(3):108–133. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.17323/demreview.v7i3.11638>.
18. **Shchur A.** Differences in Life Expectancy by Types of Settlements in Russia. *Population and Society*. 2022;1(107). (In Russ.) Available from: [http://www.demoscope.ru/weekly/2022/0929/population\\_and\\_society02.php](http://www.demoscope.ru/weekly/2022/0929/population_and_society02.php).
19. **Timonin S.** et al. Recent Mortality Trend Reversal in Russia: Are Regions Following the Same Tempo? *European Journal of Population*. 2017;33:733–763. Available from: <https://doi.org/10.1007/s10680-017-9451-3>.
20. **Holford T.R.** The Estimation of Age, Period and Cohort Effects for Vital Rates. *Biometrics*. 1983;39(2):311–324. Available from: <https://doi.org/10.2307/2531004>.
21. **Carstensen B.** Age–Period–Cohort Models for the Lexis Diagram. *Statistics in Medicine*. 2007;26(15):3018–3045. Available from: <https://doi.org/10.1002/sim.2764>.
22. **Timonin S.** et al. *Population Health Metrics*. 2016;14: Article 29. Available from: <https://doi.org/10.1186/s12963-016-0094-0>.
23. **Shkolnikov V.M., Jdanov D.A., Timonin S.A.** R Programs for Decomposing Changes in Life Expectancy Variance Within and Between Country Groups. *MPIDR Technical Report TR-2016-002*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research; 2016. Available from: <https://doi.org/10.4054/MPIDR-TR-2016-002>.
24. **Timonin S.** et al. Excess Mortality in Russia and Its Regions Compared to High Income Countries: An Analysis of Monthly Series of 2020. *SSM – Population Health*. 2022;17: Article 101006. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2021.101006>.
25. **Edwards R.D.** Changes in World Inequality in Length of Life: 1970–2000. *Population and Development Review*. 2011;37(3):499–528. Available from: <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2011.00432.x>.
26. **Kalabikhina I.E., Chkoniia D.T.** Determinants of the Duration of Demographic Recovery of Russian Regions from the COVID-19 Pandemic. *Scientific Research of Faculty of Economics. Electronic Journal*. 2024;16(4):106–122. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.38050/2078-3809-2024-16-4-106-122>.
27. **Maximov M.A., Migunov N.V.** Socio-Economic and Demographic Factors of Excess Mortality Due to the Co-

ronavirus Pandemic in Regions of Russia. Population and Economics. 2025;9(1):129–154. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.3897/popecon.9.e119882>.

28. **Shkolnikov V.M.** et al. Rising Life Expectancy in Russia of the 2000s. *Demographic Review*. 2014;1(2):5–37. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.17323/demreview.v1i2.1815>.

29. **Grigoriev P.** et al. The Recent Mortality Decline in Russia: Beginning of the Cardiovascular Revolution? *Population and Development Review*. 2014;40(1):107–129. Available from: <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2014.00652.x>.

30. **Shcherbakova E.M.** Preliminary 2022 Demographic Outcomes in Russia (Part II). *Demoscope Weekly*. 2023;(981–982). (In Russ.) Available from: <http://demoscope.ru/weekly/2023/0981/barom01.php>.

31. **Andreev E.M.** Why Is the Gap in Life Expectancy Between Men and Women So Large in Russia? *Demoscope Weekly*. 2003;(131–132). (In Russ.) Available from: <https://www.demoscope.ru/weekly/2003/0131/analit05.php>.

32. **Luy M., Caselli G.** The Impact of a Migration-Caused Selection Effect on Regional Mortality Differences in Italy and Germany. *MPIDR Working Paper WP-2008-027*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research; 2008. Available from: <https://doi.org/10.4054/MPIDR-WP-2008-027>.

33. **Greenberg M., Schneider D.** Migration and the Cancer Burden of New Jersey Blacks. *New Jersey Medicine*. 1995;92(8):509–511. PMID: 7675331.

34. **Barbi E., Caselli G.** Selection Effects on Regional Mortality Differences in Survivorship in Italy. *Genus*. 2003;59(2):37–61.

### About the author

*Mikhail A. Maximov* – Second-Year Postgraduate Student, Population Department, Faculty of Economics, Lomonosov Moscow State University (MSU). 1-46, Leninskiye Gory, GSP-1, Moscow, 119991, Russia. E-mail: [mihailmaximov000@gmail.com](mailto:mihailmaximov000@gmail.com). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8740-3771>.