PE Population and Economics

18+

Население и экономика 10(3): 82–104
DOI 10.3897/popecon.10.e199193

ОРИГИНАЛЬНАЯ СТАТЬЯ

Гендерные различия в жилищной обеспеченности домохозяйств в России: APC-декомпозиция, 2003–2023

Александра Я. Бурдяк [1]

1 *РАНХиГС, Москва, 119034, Россия*

Получено 10 May 2026 ♦ **Принято в печать** 21 August 2026 ♦ **Опубликовано** 30 October 2026

Цитирование: Burdyak AYa (2026) Gender Differences in Housing Provision in Russia: An Age–Period–Cohort Decomposition, 2003–2023. Population and Economics 10(3):82–104. https://doi.org/10.3897/popecon.10.e199193

Аннотация

Различия в благополучии женщин и мужчин как членов домохозяйств – один из ключевых сюжетов гендерных исследований в демографии и экономике, однако применительно к жилищной сфере в России этот вопрос на больших выборках микроданных не изучался. За 2000–2024 гг. жилищная обеспеченность в России выросла в полтора раза на фоне процесса нуклеаризации домохозяйств, гендерного дисбаланса в продолжительности жизни и неравномерного доступа различных поколений к постсоветскому жилому фонду. Оценки того, насколько этот рост обусловлен макроусловиями или сменой поколений, ранее не проводились; не была описана гендерная специфика жилищных траекторий.

Используются микроданные Обследования бюджетов домашних хозяйств (ОБДХ) Росстата за 2003–2023 гг. (2.61 млн наблюдений). Применяется декомпозиция «возраст – период – когорта» (APC) площади основного жилья в расчете на душу, оценивание проводится методом Intrinsic Estimator (IE). Псевдопанель состоит из 354 ячеек по 19 пятилетним когортам (1930–2024), 18 возрастным группам (0–4, 5–9, …, 85+) и 21 году опроса. IE-модель оценивается на объединенной выборке, отдельно для мужчин и для женщин.

При IE-идентификации крупнейший компонент вариации жилищной обеспеченности – возраст (46%; 37% у мужчин и 51% у женщин), на когорту рождения приходится 29%, на год опроса – 25%. Разложение вариации между компонентами и направление межпоколенческого градиента зависят от выбранного при APC-декомпозиции метода решения проблемы идентификации, тогда как гендерный разрыв когортных и возрастных эффектов устойчив к выбору метода. Рост внутри когорт (+9.4 кв.м) частично нивелируется отрицательным структурным сдвигом (–1.8 кв.м) из-за смены старших, более обеспеченных жильем когорт молодыми, менее обеспеченными. Возрастной профиль характеризуется сниженной жилищной обеспеченностью в возрастах 30–44 года и максимальной в 65–69 лет, когда размер домохозяйства сокращается: у мужчин – до пары без детей, у женщин – преимущественно до одинокого проживания. Разница между максимумом и минимумом жилищной обеспеченности у женщин почти вдвое

Copyright *А.Я. Бурдяк*. Статья находится в открытом доступе и в соответствии с лицензией Creative Commons Attribution (CC-BY 4.0) может без ограничений использоваться, распространяться и воспроизводиться на любых носителях при условии указания авторов и источника.

больше, чем у мужчин. Средняя обеспеченность жильем женщин выше (+2.83 кв.м в 2023 г.), и превосходство женщин значимо в большинстве когорт 1935–1974 годов рождения. В когортах 1975–2014 годов рождения разрыв значимо меняет знак и лучше обеспечены жильем мужчины, а в двух самых младших когортах (2015–2019 и 2020–2024), наблюдаемых лишь в части волн опроса, разрыв статистически незначим.

Гендерный разрыв в жилищной обеспеченности в основном отражает демографически обусловленный состав домохозяйств, например распространенность одиноко проживающих пожилых женщин (вдовы, никогда не состоявшие в браке пожилые женщины), а не различия в индивидуальных жилищных правах. За ростом средней площади жилья на душу за 20 лет скрывается разнонаправленная динамика жилищной обеспеченности внутри когорт и между ними, а также ее зигзагообразные изменения согласно этапам жизненного цикла семьи, в которой проживает индивид.

Ключевые слова

возраст – период – когорта, гендерный разрыв, жизненный цикл семьи, жилищная обеспеченность, когортный анализ, метод Intrinsic Estimator, псевдопанель, Россия, shift-share декомпозиция

Коды JEL: D31, J11, J16, R21

Введение

За последнюю четверть века жилищная обеспеченность населения России выросла в полтора раза в результате активного жилищного строительства и расширения доступности жилья: с 19.2 кв.м на человека в 2000 г. до 29.4 кв.м в 2024 г. [Росстат, 2025]. Параллельно с ростом жилого фонда средний размер домашних хозяйств сокращался; согласно переписям, доля домохозяйств из одного человека выросла с 22.3% в 2002 г. до 41.8% в 2021 г. [Прокофьева, Корчагина, 2023]. Прогресс жилищной сферы в разной степени затронул разные когорты: в 1990-е гг. россияне вступали во взрослую жизнь в условиях жилищного дефицита; в 2000–2010-е гг. жилищное строительство активизировалось, стали развиваться ипотека и программы льготного кредитования [Косарева и др., 2015; Жирнов, 2025]. Представители старших когорт, к моменту приватизации обеспеченные жильем, оказались основными бенефициарами безвозмездной передачи жилого фонда населению [Zavisca, 2012].

Гендерное измерение жилищного благополучия в России представляет особый интерес, так как демографические факторы – более высокая ожидаемая продолжительность жизни женщин и, как следствие, преобладание женщин среди вдовых и одиноко проживающих пожилых – формируют систематические различия в половой структуре домохозяйств. Международная литература фиксирует устойчивую жилищную уязвимость женщин – от депривации одиноких матерей [Nieuwenhuis, Zagel, 2023] до потерь жилищного богатства при овдовении [Kapelle, Van Winkle, 2024]. Российский контекст, сочетающий исторически высокую женскую занятость, высокую долю женщин – собственников жилья как результат равноправного домовладения и приватизации и значительную долю одиноких пожилых женщин, формирует специфический гендерный профиль жилищной обеспеченности, еще не оцененный количественно на микроданных.

В рамках тематического номера журнала, посвященного гендерным исследованиям в экономике и демографии, мы изучаем различия жилищных траекторий женщин и мужчин как членов домохозяйств. Цель настоящей работы – декомпозиция влияния возраста, когорты

и года опроса на жилищную обеспеченность населения России в 2003–2023 гг. с раздельной оценкой эффектов для мужчин и женщин. В работе поставлены три исследовательских вопроса. Во-первых, какова относительная роль трех APC-эффектов – биографического (возраст), макроэкономического (период) и поколенческого (когорта) – в наблюдаемой вариации жилищной обеспеченности? Во-вторых, в какой мере наблюдаемый рост средней площади жилья на душу за 20 лет обусловлен улучшением внутри когорт, а в какой – структурным сдвигом от смены поколений? В-третьих, существуют ли значимые гендерные различия в APC-эффектах и в каких возрастах и поколениях они наиболее выражены?

Обзор литературы

За постсоветский период жилищная сфера в Российской Федерации прошла несколько стадий институционального развития от социалистической централизованной системы к рыночной [Zavisca, 2012; Kalyukin, Kohl, 2020]. Реформирование сектора после 1991 г. сопровождалось нехваткой инвестиций, неэффективным градорегулированием и износом жилищного фонда. Доля жилья в частной собственности выросла с 27% в начале 1990-х до 89% к середине 2010-х гг., когда начали активно развиваться рыночные институты (ипотечный рынок, рынок аренды, институт управления жилыми домами) [Косарева и др., 2015]. Жилищное богатство в России во многом остается «замороженным активом»: мобильность на жилищном рынке ограничена, а основными каналами улучшения жилищных условий выступают внутрисемейные трансферты и наследование [Gerber et al., 2022]. Условия проживания большинства семей обусловлены форматом жилищ советского времени: по данным Всероссийской переписи населения 2020 г. (проведена в 2021 г.), у 75–76% населения жилье построено до 1995 г. [Пилипенко, 2025]. Доступность приобретения жилья в России повышалась в 2005–2020 гг. за счет снижения цен, ипотечных ставок и программ государственной поддержки ипотечного кредитования, в отличие от обратного тренда в большинстве развитых стран [Косарева, Полиди, 2019; Kosareva, Polidi, 2021]. Российские оценки фиксируют сильную дифференциацию доступности жилья и жилищной обеспеченности как по регионам, так и по отдельным типам домохозяйств, например по семьям с детьми [Roshchina, Ilyunkina, 2021; Гузанова, 2025], и межпоколенческое неравенство в жилищной обеспеченности населения [Бурдяк, 2015; Бобков, Одинцова, 2021]. Помимо региональной и межпоколенческой дифференциации, в России существует и гендерное неравенство: разрыв в заработках мужчин и женщин составляет около 30% [Gerber, Gimpelson, 2024], что ограничивает доступ работающих женщин к ипотечному кредитованию и снижает их возможности накопления жилищного богатства, неравномерность которого в стране уже зафиксирована [Черкашина, 2025].

Зарубежные исследования фиксируют уязвимость жилищного благополучия женщин. В странах Европы[1] одинокие матери чаще испытывают жилищные депривации: перенаселенность, плохое состояние жилья, высокую долю расходов на жилье в бюджете, проблемы неблагополучного соседства. В странах с высокой долей собственников жилья одинокие матери чаще сталкиваются со стесненными жилищными условиями и с большей вероятностью живут в арендном секторе [Nieuwenhuis, Zagel, 2023]. Нестабильность занятости снижает вероятность приобретения первого жилья в собственность, особенно в странах Северной и Западной Европы с более рыночными жилищными системами [Lersch, Dewilde, 2015]. Одинокие женщины в США получают на 1.5 п.п. меньше годовой доходности на жилищные инвестиции, чем одинокие мужчины [Goldsmith-Pinkham, Shue, 2023]. Во Франции при формально эгалитар-

1 Обе цитируемые работы основаны на анализе данных обследования European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) https://ec.europa.eu/eurostat/web/income-and-living-conditions

ном имущественном праве женщины накапливают меньше богатства из-за занижения имущественных притязаний при разводах и наследовании [Bessière, Gollac, 2023].

В международной литературе связь между демографической структурой и жилищным потреблением исследуется сквозь призму когорт. В близкой по контексту работе на данных немецкого социально-экономического панельного обследования за 1984–2018 гг. показано, что при контроле на уровень дохода, благосостояние, размер домохозяйства и возраст более поздние когорты потребляют значимо больше жилой площади на душу [Hein, Kuhnimhof, 2026]. В анализе данных Китая [Fu, 2016] иерархическая APC-модель выявила когортные различия в жилищном статусе, обусловленные реформами собственности. Анализ продвижения когорт по стадиям жизненного цикла в США [Myers et al., 2025] показал, что кредитные ограничения затормозили переход миллениалов к домовладению, однако после 2016 г. отставание быстро сократилось.

Для российского контекста применимость APC-подхода к анализу обоснована существованием демографических волн (разные по численности советские когорты, «демографическая яма» 1990-х). Классическое применение APC-моделей – изучение когортных различий в смертности [Пустовалов, 2015; Максимов, 2025]. Методом APC оценены когортные эффекты в динамике рождаемости, в том числе по очередности рождения [Вакуленко, Рыжкина, 2024]; изучены различия возможностей пожилых когорт [Davis, 2018], неравенство когорт в потреблении [Bryukhanov, Hryshko, 2024], в том числе в потреблении алкоголя [Radaev, Roshchina, 2019].

Метод APC опирается на технику псевдопанелей [Deaton, 1985]: при отсутствии истинных панельных данных когорты, определенные по году рождения, прослеживаются через последовательные кросс-секционные обследования, а когортные средние используются как наблюдения в панельной модели. При достаточно большом размере когорт ошибка измерения мала и оценка асимптотически эквивалентна истинной панельной.

Линейная зависимость трех переменных – возраста, периода и когорты – требует наложения явных или неявных дополнительных ограничений на параметры и их соотношение. Известно, что ни один из методов не дает идеального решения проблемы идентификации и что результаты APC-моделирования частично зависят от выбора дизайна модели, когда в зависимости от наложенных моделью ограничений меняется соотношение эффектов возраста, периода и когорты. Это выступает аргументом критического отношения к результатам APC-моделирования [Luo, 2013; Fosse, Winship, 2019]. Традиционный подход Дитона – Пэксона (DP) [Deaton, Paxson, 1994] решает проблему идентификации предположением, что эффекты периодов не имеют линейного тренда: период описывает только циклические отклонения от тренда, а сам тренд объясняется возрастом и когортой, а не годом наблюдения.

Intrinsic Estimator (IE) применяет другое ограничение: из множества решений выбирается то, которое ортогонально нулевому пространству матрицы дизайна, то есть имеет минимальную евклидову норму. Такое решение дается псевдообратной матрицей Мура – Пенроуза, а линейный тренд распределяется между тремя наборами коэффициентов. Метод IE состоятелен на больших выборках и широко применяется в демографических и социологических APC-исследованиях [Yang, Land, 2013]. При этом помимо канонической для IE effect-кодировки (sum-to-zero с константой) минимально-нормовое решение можно искать в кодировке полного набора дамми-переменных [Pelzer et al., 2015] – два IE-решения различаются ровно на линейный тренд, и их сопоставление рекомендуется для проверки устойчивости эффектов [te Grotenhuis et al., 2016].

Выбор между DP и IE – вопрос содержательной интерпретации. Если линейный тренд улучшения жилищных условий интерпретировать как межпоколенческий (каждое поколение строит больше), то предпочтителен DP. Если тренд считать макроэкономическим (жилищный фонд растет для всех когорт одновременно), то более адекватен IE. Так как жилищный фонд

России за 2003–2023 гг. вырос почти в полтора раза, а средняя площадь на душу в самих данных ОБДХ – на 28.7%, то макротренд роста обеспеченности значителен и предпосылка DP о нулевом линейном тренде периода выглядит неправдоподобной. Именно этим обосновано применение IE в данной работе.

Для анализа среднесрочного роста жилищной обеспеченности ниже проведена его декомпозиция на два слагаемых – рост обеспеченности внутри когорт и рост, обусловленный замещением старших когорт младшими (эффект структуры) [Kitagawa, 1955].

Данные и моделирование

Данные и выборка

Источник данных – микроданные Обследования бюджетов домашних хозяйств (ОБДХ) Росстата за 2003–2023 гг. (21 волна). Обследование проводится Росстатом ежеквартально с 1996 г. на выборке около 45–50 тысяч домохозяйств в год, данные содержат индивидуальные характеристики каждого члена семьи. Целевая переменная – площадь основного жилья на душу – рассчитывается как общая площадь жилого помещения, деленная на число проживающих; она одинакова для всех членов одного домохозяйства. Когорта определяется индивидуально по году рождения каждого члена домохозяйства: одно домохозяйство может относиться сразу к нескольким когортным ячейкам (например, родители и дети) и входить в обе гендерные подвыборки одновременно. Проводится очистка выборки от выбросов: наблюдение исключается, если площадь жилья, деленная на число комнат, превышает медианное значение более чем в четыре раза.

Так как ОБДХ – повторное кросс-секционное обследование, а не лонгитюдная панель, то для моделирования APC применяется метод синтетических (псевдо-) панелей [Deaton, 1985]. Индивиды агрегируются в ячейки «когорта × год опроса» на 18 возрастных групп (0–4, 5–9, …, 85+), 19 пятилетних когорт (1930–2024) и 21 период (2003–2023). Когорты с 1930 по 2004 год рождения участвуют во всех волнах; молодые когорты наблюдаются частично, например когорта 2015–2019 включена в 9 волн опроса (с 2015 по 2023), а самая младшая когорта 2020–2024 наблюдается частично только в четырех волнах (с 2020 по 2023).

Для гендерной декомпозиции выборка разбивается по признаку пола и APC-модель оценивается в целом для всех индивидов и отдельно для каждого пола с применением взвешивания по KVZV[2]. Ячейки размером менее 200 наблюдений исключаются из анализа [Verbeek, Nijman, 1992] – это 7 ячеек 1930–1934 годов рождения в мужской подвыборке в 2017–2023 гг. Те же 7 ячеек исключены из общей и из женской выборок. Итоговая псевдопанель – 354 ячейки у каждой из трех выборок (19 пятилетних когорт × 21 период минус 7 ячеек с малым числом наблюдений и минус 38 не полностью наблюдаемых ячеек, для которых когорта на момент опроса еще не существовала). Минимум наполненности – 224 наблюдения в 2016 г. в мужской подвыборке в когорте 1930–1934.

Итоговая выборка составляет 2 607 832 индивидуальных наблюдения[3]. С применением взвешивания по KVZV данные обследования ОБДХ репрезентируют население Российской Федерации.

2 Коэффициент взвешивания KVZV – выборочный вес домохозяйства. Он содержится в массивах данных. Взвешенная сумма числа опрошенных равна оценке численности населения (140–146 млн).

3 В итоге исключены из анализа 1.63% индивидов 21 волны ОБДХ: 0.03% при очистке от выбросов по отношению площадь/комната, 1.46% при ограничении когортного диапазона снизу 1930 годом рождения (38 822 индивида в возрасте 73 лет и старше в 2003 г.) и 0.14% при исключении 7 ячеек с малым числом наблюдений.

APC-модель и ее идентификация

Модель специфицируется на уровне ячеек псевдопанели:

$$\ln\left(\bar{y}_{ct}\right) = \mu + \alpha_a + \pi_t + \gamma_c + \varepsilon_{ct}, \quad (1)$$

где $\bar{y}_{ct}$ – взвешенная средняя жилая площадь на душу в ячейке когорты c в год опроса t; μ – константа; α_a – возрастной эффект ($a = t - c$); π_t – эффект года опроса; γ_c – когортный эффект; ε_{ct} – случайная ошибка. Возраст, год опроса и когорта кодируются в effect-кодировке, поэтому по построению сумма коэффициентов внутри каждого из трех блоков равна нулю. Логарифмирование обеспечивает стабилизацию дисперсии и интерпретацию коэффициентов как процентных изменений.

Оценка проводится взвешенным методом наименьших квадратов (МНК) с весами n_{hh} – числом уникальных домохозяйств в ячейке: несколько членов домохозяйства, попавших в одну ячейку (ровесники), считаются как одно наблюдение. Выбор такого веса обоснован тем, что площадь на душу идентична для всех членов одного домохозяйства. На этапе агрегации микроданных в ячейку применяются выборочные веса домохозяйств Росстата (KVZV); на этапе взвешенной МНК-регрессии используется n_{hh}.

Для разрешения идентификационной проблемы применяется Intrinsic Estimator в канонической для IE параметризации [Yang, Land, 2013]: возраст, год опроса и когорта кодируются в effect-кодировке (sum-to-zero с константой), при которой эффекты каждого блока по построению суммируются в нуль, а нулевое пространство матрицы дизайна одномерно. Решение с минимальной евклидовой нормой дает псевдообратная матрица Мура – Пенроуза. В отличие от подхода Дитона – Пэксона, IE распределяет линейный тренд между всеми тремя наборами коэффициентов; возрастные и когортные эффекты описывают отклонения от макротренда улучшения жилищных условий.

Shift-share декомпозиция

IE-эффекты по умолчанию выражены в виде отклонения от среднего (среднее = 0). Для удобства интерпретации эффекты года опроса были репараметризованы к базовому 2003 году: $\pi'_t = \pi_t - \pi_{2003}$, что не меняет ни подгонку модели (R^2), ни оценки возрастных и когортных эффектов: сдвиг поглощается константой. Чтобы разделить наблюдаемое изменение средней обеспеченности на компоненты, обусловленные ростом внутри когорт и сменой когорт, применяется shift-share декомпозиция [Kitagawa, 1955]:

$$\Delta Y = \Sigma_c \Delta w_c \cdot \bar{y}_c + \Sigma_c \bar{w}_c \cdot \Delta y_c, \quad (2)$$

где w_c – доля когорты c в населении (взвешенная по KVZV), y_c – средняя обеспеченность когорты с жильем, Y – средняя обеспеченность жильем по всему населению (сумма произведений долей когорт на их средние), Δ – разница между конечным и начальным годом наблюдения, черта сверху – среднее двух крайних лет. Первое слагаемое – эффект структуры (composition), второе – эффект внутри когорт (within). Оба множителя усреднены симметрично, поэтому сумма двух компонентов тождественно равна фактическому изменению средней. Декомпозиция вычисляется для двух десятилетних интервалов (2003 → 2013, 2013 → 2023) и суммарно за 2003 → 2023, в целом для всего населения и раздельно для мужчин и женщин.

Для гендерной декомпозиции IE-модель оценивается независимо на трех выборках: объединенной (2 225 549 уникальных домохозяйств в ячейках суммарно), мужской (1 109 970) и женской (1 454 702). Все три оценки используют одинаковую спецификацию (354 ячейки) и одинаковую МНК-структуру весов n_{hh} (количество уникальных домохозяйств в ячейке),

рассчитанных по соответствующей подвыборке. Гендерный разрыв δ вычисляется отдельно для возрастных и для когортных эффектов как разность женских и мужских IE-коэффициентов (δ = Ж − М). Стандартная ошибка (SE) разности рассчитана как $\sqrt{se_{М}^2 + se_{Ж}^2}$ и служит оценкой сверху, поскольку точная дисперсия равна $Var(δ) = Var(Ж) + Var(М) − 2 \cdot Cov(Ж,М)$, а мужская и женская оценки внутри домохозяйства положительно коррелированы (подушевая площадь у них тождественна). Расчет стандартной ошибки бутстрэпом с кластеризацией (домохозяйство берется целиком) и без кластеризации по отдельным лицам (500 реплик) показал, что аналитическая SE больше обеих bootstrap-оценок примерно в полтора раза (медиана отношения 0.63). Кластеризация по домохозяйствам меняет SE в обе стороны: медиана отношения кластерной SE к некластерной 0.91, но в двух когортах из 19 отношение превышает единицу (1.05 и 1.08). Из трех доступных оценок используется самая широкая – аналитическая: она больше кластерной во всех 19 когортах, доверительные интервалы по ней шире, и если по ним разрыв значим, то по любой из двух bootstrap-оценок он значим тем более.

Результаты

Рост жилищной обеспеченности по когортам за 2003–2023 гг. представлен на рисунке 1. Лидируют когорты 1950–1969 годов рождения (+13…+16 кв.м), в том числе когорта 1960–1964 (возраст 39–43 года в 2003 г. и 59–63 года в 2023 г.) с приростом +16.0 кв.м (+93.8%): за период наблюдения они прошли через фазу «пустого гнезда», когда дети выросли и покинули домохозяйство. Молодые когорты 1990–2004 годов рождения демонстрируют высокий относительный рост (42–69%): это поколение стартовало с низких значений 12.8–14.4 кв.м в детстве, а к концу периода наблюдения выходило из родительских домохозяйств.

Рисунок 1. Прирост жилищной обеспеченности по пятилетним когортам за 2003–2023 гг.: левая ось – абсолютный прирост, кв.м/чел.; правая ось – относительный прирост, %.
Источник: расчеты автора по данным ОБДХ.

Моделирование «возраст – период – когорта» (APC-моделирование) с применением Intrinsic Estimator на объединенной выборке объясняет 99.1% вариации логарифма средней жилой площади на душу между ячейками псевдопанели. Для мужчин и женщин качество приближения также высокое (R^2 = 0.979 и 0.990 соответственно). Крупнейший источник различий – возраст (45.6% у всех респондентов, 37.3% у мужчин и 50.6% у женщин, таблица 1). На когорту рождения приходится 29.5% / 25.8% / 29.0%, на год опроса – 24.9% / 36.9% / 20.4% соответственно. У женщин возрастная компонента вариации жилищной обеспеченности заметно больше, у мужчин относительно весомее вклад года опроса.

Таблица 1. Декомпозиция объясненной вариации APC-модели (IE) – все, мужчины, женщины

Источник вариации	Все	Мужчины	Женщины
Возраст	45.6%	37.3%	50.6%
Год опроса (период)	24.9%	36.9%	20.4%
Когорта рождения	29.5%	25.8%	29.0%
R^2	0.991	0.979	0.990

Источник: расчеты автора.

Когортные эффекты убывают от +0.20 у когорты 1930–1934 до –0.27 у когорты 2015–2019 (–0.22 у когорты 2020–2024) (рисунок 2; полные наборы коэффициентов см. в таблицах П1–П2 в Приложении). Суммарное межпоколенческое снижение составляет 0.47 ln-пункта (≈ 37% в единицах удельной площади). Представители старших когорт (1930–1974, эффект > 0) к моменту наблюдения проживают в малых домохозяйствах (1–2 человека) с высокой подушевой площадью. Средние когорты (1975–1984, эффект ≈ 0) обзаводились собственным жильем в 1990–2000-х гг. и находятся вблизи среднего уровня. Представители младших когорт (1985–2024, эффект < 0) живут в молодых семьях с детьми либо сами являются детьми, и у них бóльший размер домохозяйства.

Когортные профили обеспеченности мужчин и женщин площадью жилья похожи и в целом убывают. В когортах 1935–1974 годов рождения жилищная обеспеченность женщин лучше (различие значимо во всех этих когортах, кроме 1965–1969), что согласуется с более частым проживанием пожилых женщин в одиночку или в меньших домохозяйствах. В когортах 1975–2014 годов рождения женщины чаще мужчин живут в семьях с детьми, площадь их жилья делится на всех членов семьи, и жилищная обеспеченность мужчин оказывается выше (различие значимо во всех восьми когортах). В двух самых младших когортах – 2015–2019 и 2020–2024, которые наблюдаются лишь в 9 и 4 волнах опроса из 21, – точечная оценка тоже отрицательна, но значимо от нуля не отличается.

Эффекты года опроса демонстрируют устойчивый рост от 0.000 (2003) до +0.324 (2023), что соответствует улучшению на +38% за 20 лет (рисунок 3). Макротренд соответствует росту жилищного фонда (с 2.9 до 4.2 млрд кв.м) [Росстат, 2025] в период развития ипотечного рынка и государственных программ (материнский капитал с 2007 года, льготная ипотека с 2020 года) и росту реальных доходов населения. Замедления роста этого эффекта по времени совпадают с макроэкономическими шоками 2008–2009, 2014–2015 и 2020 гг. Эффект года опроса отражает общеэкономические и демографические факторы, действующие на всех вне зависимости от пола, поэтому траектории мужчин и женщин практически совпадают, расхождения не превышают 0.03 ln-пункта во всех волнах наблюдения (максимум 0.026 ln-пункта в 2014 г.).

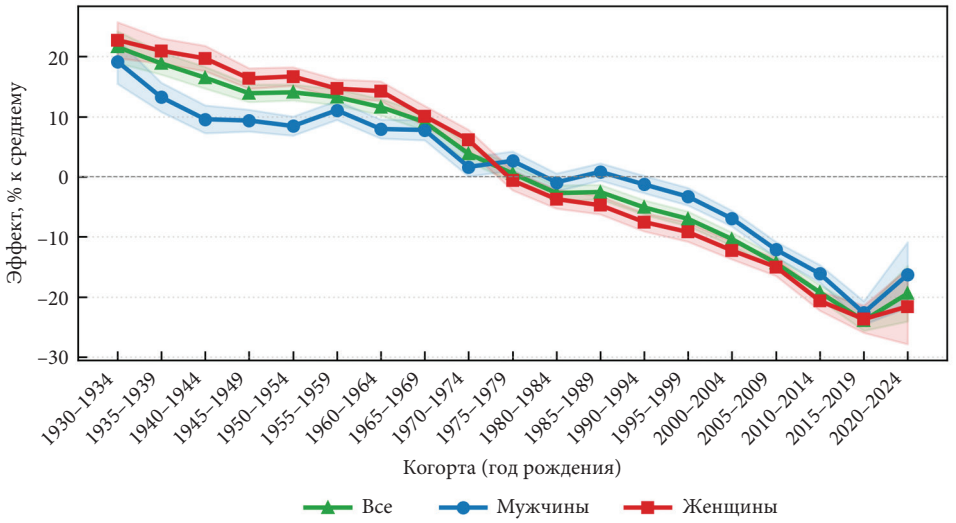

Рисунок 2. Когортный эффект APC-декомпозиции (IE), % к среднему: три линии – все, мужчины, женщины. Полоса – 95%-й доверительный интервал (ДИ). Преобразование ln → %: (exp(β) − 1) × 100. *Источник:* расчеты автора.

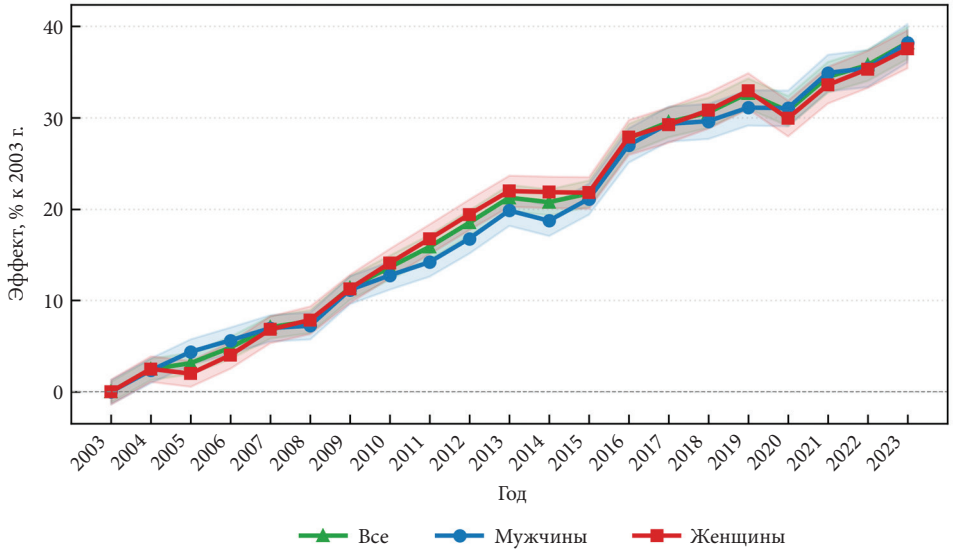

Рисунок 3. Эффект года опроса (IE), % к 2003 г.: три линии – все, мужчины, женщины. Полоса – 95%-й ДИ. *Источник:* расчеты автора.

Возрастной профиль имеет выраженную нелинейную форму с амплитудой 0.39 ln-пункта (48%) в объединенной выборке (рисунок 4). Видна четырехфазная структура: (1) детство и молодость – самая низкая подушевая площадь: дети и молодежь проживают в родительских домохозяйствах большего размера; (2) провал в фазе «семейного гнезда» в 30–44 года – формирование собственных семей с детьми; (3) сокращение домохозяйства с максимумом в 65–

69 лет – число проживающих уменьшается при прежней площади; (4) снижение после 75 лет, которому в данных соответствует рост среднего размера домохозяйства и более частое проживание в расширенных и прочих домохозяйствах (в возрасте 75+ – 10.5% женщин против 5.2% мужчин, ОБДХ 2015–2023, таблица П3 в Приложении). Обследование фиксирует состав домохозяйства на момент опроса и не прослеживает индивидов во времени, поэтому объединение с родственниками или переезд в более компактное жилье остаются возможными объяснениями этого сдвига, а не наблюдаемыми в данных событиями.

Раздельные оценки по полу выявляют существенное различие амплитуды возрастного профиля. Возрастной профиль у женщин выражен заметно резче: провал в фазе «семейного гнезда» у женщин достигает –0.20 ln-пункта в 35 лет (у мужчин – –0.10 в 40 лет), поздний максимум приходится на 70 лет и равен +0.23 (у мужчин – +0.15 в 60 лет). Размах между этими двумя стадиями у женщин 0.43 ln-пункта против 0.25 у мужчин (+54% против +28% от минимума до максимума) – почти вдвое больше; полная амплитуда профиля составляет 0.44 против 0.30 ln-пункта. Различается и механизм позднего максимума. У мужчин пик приходится на «пустое гнездо»: доля живущих в паре без детей растет с 19% в 45–49 лет до 65% в 65–69, а доля одиноких в этих возрастах не превышает 7%. У женщин «пустое гнездо» приходится на 55–64 года, а с 65 лет преобладает одинокое проживание – 40% в 65–69 и 45% в 70–74 против 30 и 24% живущих в паре без детей (ОБДХ 2015–2023); поэтому женский максимум наступает на десятилетие позже мужского (рисунок П1 в Приложении). Подушевая площадь одиноко проживающих в возрастах 60–79 лет составляет 50.9 кв.м против 29.1 у пар без детей, то есть поздний максимум профиля создается прежде всего сокращением домохозяйства до одного человека. В репродуктивных возрастах женщины, напротив, чаще оказываются в стесненных условиях (семьи с детьми, одинокие матери).

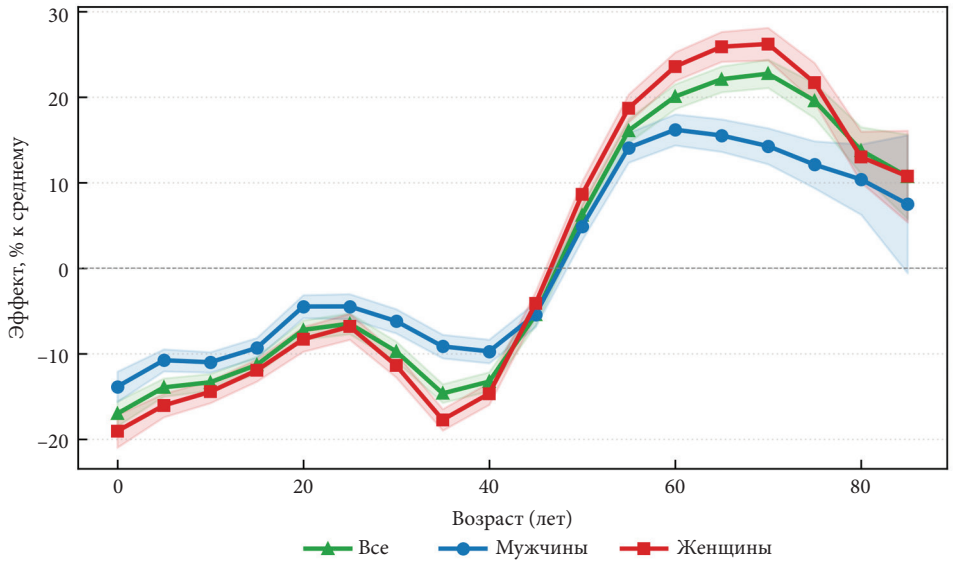

Рисунок 4. Возрастной эффект APC-декомпозиции (IE), % к среднему: три линии – все, мужчины, женщины. Полоса – 95%-й ДИ. *Источник:* расчеты автора.

Траектории среднедушевой площади по возрасту для шести когорт показаны раздельно для мужчин (пунктир) и женщин (сплошная) на рисунке 5. Женские траектории лежат выше мужских в старших когортах и сближаются в младших: средний за период наблюдения разрыв

составляет +6.9 и +6.5 кв.м у когорт 1940–1944 и 1950–1954, +4.4 у когорты 1960–1964, +2.2 у когорты 1970–1974, около нуля у когорты 1980–1984 и –0.3 кв.м у когорты 1990–1994, то есть в младших поколениях знак разрыва меняется, как и у когортного эффекта (рисунок 7). Все когорты демонстрируют рост обеспеченности с возрастом и ускорение роста в пенсионных возрастах.

За 2003–2023 гг. средняя площадь на душу по 14 когортам, наблюдаемым в начале и в конце двадцатилетнего интервала, выросла на +7.56 кв.м (таблица 2). Поскольку в расчет входят только эти 14 когорт, из него выпадают самые молодые и наименее обеспеченные поколения, поэтому итог декомпозиции превышает прирост средней площади, рассчитанный по всей выборке. Этот рост раскладывается на два разнонаправленных компонента. Эффект «внутри когорт» составил +9.35 кв.м (124% общего изменения): каждая когорта существенно улучшила свои жилищные условия, наибольший вклад внесли когорты 1940–1974 годов рождения, прошедшие через пик жизненного цикла. Эффект структуры составил –1.79 кв.м (–24%): хорошо обеспеченные старшие когорты (1930–1954, площадь 25–35 кв.м) заместились менее обеспеченными младшими (1990–2004, площадь 14–20 кв.м); за счет естественной убыли старших и подрастания малочисленных когорт «демографической ямы» 1990-х гг. агрегированный показатель тормозится.

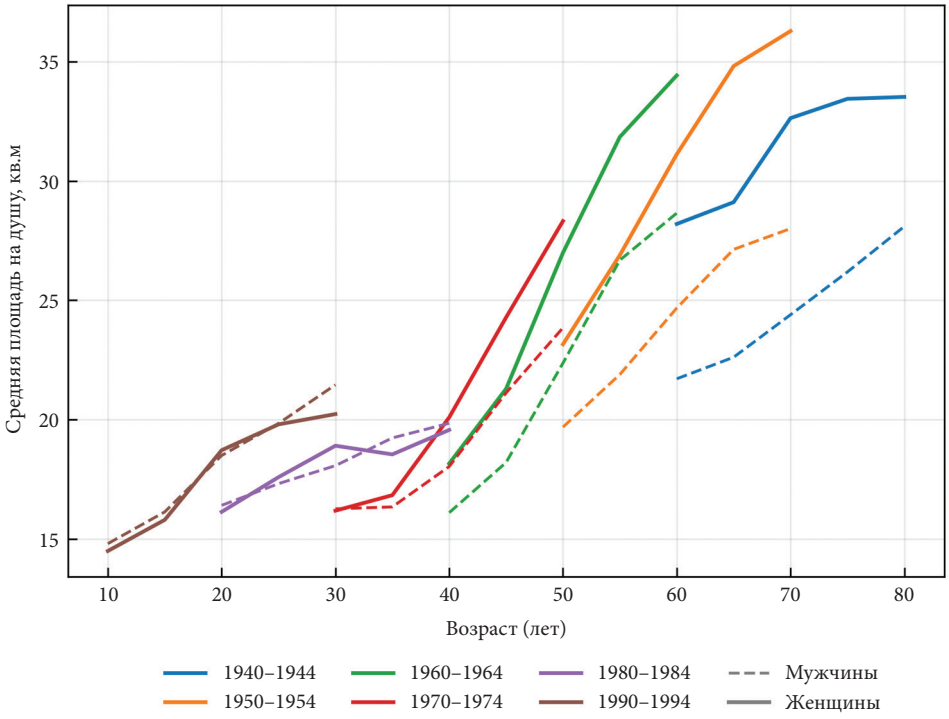

Рисунок 5. Траектории шести избранных когорт по полу: средняя площадь на душу, кв.м (сплошная – женщины, пунктирная – мужчины). *Источник:* расчеты автора.

Раздельная shift-share декомпозиция выявляет общую для обоих полов закономерность: внутрикогортный рост доминирует над структурным сдвигом. У мужчин общий прирост +7.00 кв.м (+8.12 / –1.12); у женщин +7.95 кв.м (+10.10 / –2.14). У женщин внутрикогортный рост интенсивнее, но и отрицательный структурный эффект сильнее – «уходящие» пожилые

женщины характеризуются особенно высокой подушевой площадью (они чаще живут в одиночку), а молодые женщины входят в выборку с относительно меньшей площадью. Разбивка на десятилетия 2003–2013 и 2013–2023 показывает замедление прогресса: у женщин вклад внутрикогортного роста снизился с +5.84 кв.м за первое десятилетие до +4.36 за второе; у мужчин – с +4.29 до +3.87. Декомпозиция каждого интервала рассчитана по когортам, наблюдаемым на обоих его концах (15 и 16 когорт против 14 за 2003–2023), поэтому компоненты подпериодов не суммируются в итог за весь период.

Средняя площадь на душу у женщин выше во все годы наблюдения: 19.35 против 17.07 кв.м в 2003 г. (+2.28 кв.м) и 24.88 против 22.05 кв.м в 2023 г. (+2.83 кв.м). Для анализа гендерного разрыва вычислены разности возрастного и когортного IE-эффектов.

Гендерный разрыв по возрасту значим в большинстве возрастных групп и немонотонен (рисунок 6). До 40 лет женщины имеют более низкий возрастной эффект (–0.02…–0.10 ln-пункта): в этих возрастах большинство женщин состоят в браке и делят площадь с мужем и детьми. В возрасте 45–75 лет разрыв инвертируется и достигает +0.10 в 70 лет – эффект вдовства и одиночества пожилых женщин. В возрасте 80+ доверительный интервал значительно расширяется из-за снижения числа наблюдений и разрыв становится неотличим от нуля.

Таблица 2. Shift-share декомпозиция изменения средней обеспеченности: структурный и внутрикогортный компоненты, кв.м/чел.

Период	Пол	Общее	Структура	Внутри когорт
2003–2023	Все	+7.56	–1.79	+9.35
2003–2023	Мужчины	+7.00	–1.12	+8.12
2003–2023	Женщины	+7.95	–2.14	+10.10
2003–2013	Все	+4.03	–1.21	+5.23
2003–2013	Мужчины	+3.37	–0.92	+4.29
2003–2013	Женщины	+4.53	–1.31	+5.84
2013–2023	Все	+2.78	–1.42	+4.20
2013–2023	Мужчины	+2.90	–0.97	+3.87
2013–2023	Женщины	+2.69	–1.67	+4.36

Источник: расчеты автора. *Примечание:* Расхождение суммы компонентов с графой «Общее» в пределах 0.01 кв.м обусловлено округлением.

Гендерный разрыв по когортам демонстрирует поколенческий сдвиг (рисунок 7): в когортах 1935–1974 годов рождения женщины имели более высокие когортные эффекты (+0.02…+0.09 ln-пункта): среди доживающих до момента наблюдения представителей этих когорт преобладают вдовы (доля вдовых среди женщин 65+ – 56.9% против 13.3% у мужчин, ОБДХ 2015–2023), и высокая подушевая площадь у них сочетается с малым размером домохозяйства. Жилищная история в ОБДХ не наблюдается, поэтому сохранение женщиной прежнего жилья после смерти супруга – интерпретация этого сочетания, а не измеренный факт. Начиная с когорт 1975–1979 знак разрыва меняется на отрицательный – сначала слабо (–0.03 у когорт 1975–1984), затем устойчиво (–0.06…–0.07 у когорт 1985–2004): молодые женщины чаще, чем мужчины, живут в семьях с маленькими детьми, где площадь делится между несколькими членами семьи. Отрицательный разрыв значим вплоть до когорты 2010–2014 включительно; но для самых младших поколений преимущество мужчин данными не подтверждается: у когорт 2015–2019 и 2020–2024 доверительный интервал содержит нуль (–0.01 [–0.05; +0.03] и –0.07 [–0.17; +0.04] ln-пункта).

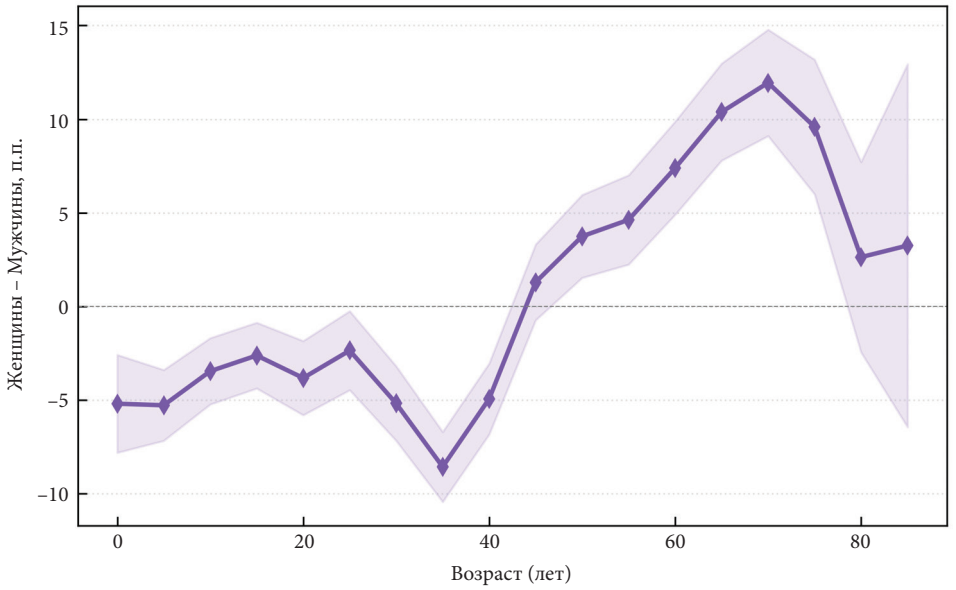

Рисунок 6. Гендерный разрыв (Ж – М) возрастного эффекта, п.п. Полоса – 95%-й ДИ.
Источник: расчеты автора.

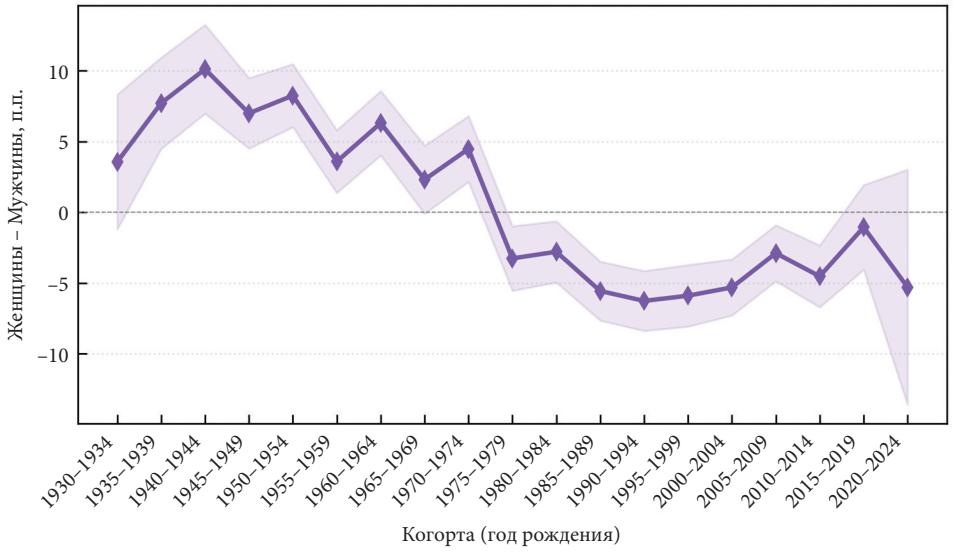

Рисунок 7. Гендерный разрыв (Ж – М) когортного эффекта, п.п. Полоса – 95%-й ДИ.
Источник: расчеты автора.

Устойчивость результатов

Устойчивость результатов проверяется по четырем направлениям. Первое – реализована альтернативная APC-идентификация Дитона – Пэксона, при которой линейный тренд относится к возрасту и когорте, а не к году опроса. Второе – проведена альтернативная параметризация того же минимально-нормового решения IE с проекцией на пространство полного набора дамми-переменных (индикаторная кодировка). Третье – базовая модель переоценена на подвыборках 18+ и 25+ (исключение детей). Четвертое – проведен кластерный bootstrap по домохозяйствам (500 реплик) для стандартных ошибок гендерной разности. Результаты приведены в таблице П4 в Приложении.

Разложение вариации и направление межпоколенческого наклона к выбору ограничения чувствительны: при идентификации Дитона – Пэксона доля возраста растет до 78.5%, доля когорты падает до 21.2%, а знак когортного градиента меняется на противоположный ($r = -0.96$ с IE-оценками); в индикаторной кодировке, напротив, на когорту приходится 62.1%, а на возраст – 11.2%. Поэтому убывающий когортный профиль (рисунок 2) следует читать как положение когорты относительно общего тренда, а не как абсолютное ухудшение условий у молодых поколений.

Гендерная разность когортных и возрастных эффектов, напротив, устойчива к выбору APC-модели: ее знак воспроизводится во всех 19 когортах и всех 18 возрастных группах, $r = 0.999$ при смене идентификации и 0.9999 при смене параметризации. Исключение детей делает когортный градиент круче, не меняя его формы (корреляция с базовой спецификацией 0.999 для подвыборки 18+ и 0.994 для 25+). Кластерный bootstrap показывает, что учет зависимости внутри домохозяйств в среднем стандартные ошибки не увеличивает: медиана отношения кластерной SE к некластерной 0.91 при диапазоне 0.76–1.08, причем в двух когортах из девятнадцати (2015–2019 и 2020–2024) отношение превышает единицу. Обе bootstrap-оценки ниже аналитической во всех когортах, поэтому используемые в статье доверительные интервалы остаются консервативными.

Обсуждение результатов

Центральный результат исследования – гендерная разность когортных и возрастных эффектов жилищной обеспеченности: она устойчива и к выбору идентификации, и к выбору параметризации. Убывающий когортный профиль (от +0.20 до –0.27), полученный в базовой IE-спецификации APC-модели, не означает, что молодые поколения живут хуже в абсолютном выражении: при IE эффекты отражают положение когорты относительно общего тренда, а бóльшая часть линейного тренда макроулучшения перенесена в компонент года опроса (+38% за 2003–2023). Возрастной профиль (провал 30–44 года, максимум 65–69 лет) согласуется с [Hein, Kuhnimhof, 2026] для Германии, где аналогичный провал наблюдается в возрасте 30–40 лет. Снижение после 75 лет (до +0.10 в 85 лет) сопровождается ростом среднего размера домохозяйства по сравнению с возрастами 60–74 года (таблица П3 в Приложении); наиболее правдоподобное объяснение – совместное проживание с родственниками, однако повторные кросс-секционные обследования ОБДХ не содержат информации о переездах. Этот паттерн контрастирует с немецкими данными, где домашнее хозяйство представлено только главой семьи и обеспеченность в старших возрастах стабильна.

Систематически более высокая жилищная обеспеченность женщин в основном объясняется демографическим составом домохозяйств, а не различиями в индивидуальных имущественных правах. Жилищное благополучие в ОБДХ измеряется на уровне домохозяйства, индивидуальная подушевая площадь – агрегат, равный для всех членов семьи. Распределение мужчин и женщин по типам домохозяйств асимметрично (расчет по ОБДХ 2015–2023): среди

лиц 65+ в одиночку проживают 41.9% женщин против 8.6% мужчин, тогда как мужчины чаще продолжают жить в браке, в полных семьях (таблица П3 в Приложении).

Этот вывод сопоставим с результатами работы [Vignoli et al., 2016]: разрыв в домовладении среди пожилых в Европе практически полностью объясняется типом домохозяйства – женщины чаще проживают в одиночку или в неполных семьях. В настоящей работе механизм проявляется в положительном разрыве возрастного эффекта в 60–75 лет (+0.06…+0.10 ln-пункта). В работе [Kapelle, Van Winkle, 2024] зафиксировано снижение жилищного богатства в процессе овдовения в 5 из 11 европейских стран; в наших данных преимущество женщин сходит на нет к самым старшим возрастам – разрыв сужается с +0.08 в 75 лет до +0.02 в 80 лет.

Дизайн воспроизводит логику работы [Hein, Kuhnimhof, 2026], но в их работе когорта определяется по главе семьи, а здесь – индивидуально для каждого члена домохозяйства, что и позволяет учитывать гендерную композицию домохозяйств.

Shift-share декомпозиция показывает, что агрегированный показатель «средняя площадь на душу» маскирует реальную динамику: политика, ориентированная на агрегат, может недооценивать как реальные успехи (улучшение внутри когорт), так и структурные вызовы (смена поколений). У женщин как рост обеспеченности внутри когорт, так и отрицательный структурный сдвиг больше, чем у мужчин – гендерная специфичность shift-share декомпозиции воспроизводит демографические закономерности (более частое одинокое проживание женщин в старших возрастах, более высокий стартовый уровень в старших когортах).

Проведенное исследование имеет несколько ограничений. Во-первых, ОБДХ измеряет площадь жилья только на уровне домохозяйства. Гендерные различия возникают из-за различий в демографической композиции домохозяйств, а не из-за различий в индивидуальных жилищных правах, информация о которых отсутствует в ОБДХ. Также, помимо состава и размера домохозяйства на момент опроса, нам не известны переходы между состояниями – овдовение, переезд к родственникам, смена жилья, – и объяснения, связанные с этими переходами, приводятся в работе как гипотезы, согласующиеся с наблюдаемым составом домохозяйств; их прямая проверка требует панельных данных. Во-вторых, когорты 2005–2024 годов рождения представлены преимущественно детьми; их когортный эффект не отражает собственные жилищные решения (проверка на выборках взрослых 18+ и 25+ сохраняет форму когортного профиля, r = 0.999 и 0.994 для объединенной выборки, а градиент становится круче; таблица П4 в Приложении). В-третьих, согласно IE-модели решение выбирается по критерию минимума евклидовой нормы; альтернативная идентификация (Deaton – Paxson) дает не только количественно иные оценки, но и противоположный знак межпоколенческого наклона, поэтому уровни APC-эффектов условны – устойчива к этому выбору только гендерная разность.

Таким образом, наши результаты указывают на специфический профиль жилищной уязвимости в России: формально высокая средняя площадь жилья на одну пожилую женщину не означает жилищного благополучия. Характерное для этой группы сочетание большого жилья и небольшого дохода может быть связано с высокими издержками содержания, ограниченной мобильностью и риском имущественного стресса; при этом удовлетворенность жизнью одиноких пожилых в России тесно связана с экономической конъюнктурой [Воронин и др., 2018]. Инструменты политики – программы содействия пожилым в обмене на меньшее жилье, субсидирование коммунальных расходов одиноких пожилых женщин, доступ к арендному жилью – должны учитывать эту специфику. Молодые когорты 1990-х годов рождения («демографическая яма») остаются целевой группой программ льготной ипотеки и материнского капитала [Вакуленко, Евграфова, 2025], однако на агрегированных данных мы не наблюдаем значительного улучшения их жилищной обеспеченности в последние годы: приобретение отдельного жилья и рождение детей могли формально и временно снизить их подушевую обеспеченность.

Заключение

Данная работа впервые применяет APC-подход в идентификации Intrinsic Estimator к жилищной обеспеченности населения России на микроданных ОБДХ 2003–2023 гг. с раздельной оценкой эффектов возраст – период – когорта для мужчин и женщин. Получены следующие результаты.

1. При канонической IE-идентификации крупнейший компонент вариации жилищной обеспеченности – возраст (≈ 46% на всей выборке, 37% у мужчин и 51% у женщин); на когорту рождения приходится ≈ 29%, на год опроса ≈ 25%. Разложение вариации между компонентами и направление межпоколенческого наклона зависят от выбранного ограничения и данными не идентифицируются. Старшие когорты (1930–1974) имеют положительный когортный эффект, младшие (1985–2024) – отрицательный; размах от +0.20 до –0.27 ln-пункта.

2. Эффект года опроса (≈ 25% вариации) отражает основной макротренд – устойчивый рост площади жилья в расчете на душу с 2003 по 2023 г. на +38%. Гендерные различия в эффектах года опроса пренебрежимо малы (не более 0.03 ln-пункта).

3. Возрастной эффект (≈ 46% вариации) имеет выраженную нелинейную форму: провал в 30–44 года, поздний максимум в 65–69 лет и снижение к концу жизни. У женщин размах между этими стадиями почти вдвое больше мужского (0.43 против 0.25 ln-пункта), а сам максимум наступает на десятилетие позже: у мужчин он совпадает с фазой «пустого гнезда», у женщин – с переходом к одинокому проживанию.

4. Рост средней обеспеченности (+7.56 кв.м за 20 лет) полностью обеспечен внутрикогортным улучшением (+9.35 кв.м), которое частично компенсировано структурным сдвигом от смены поколений (–1.79 кв.м); у женщин интенсивнее оба компонента (таблица 2).

5. Лидеры по росту обеспеченности – когорты 1950–1969 годов рождения (+13…+16 кв.м, рисунок 1).

6. Женщины имеют систематически более высокую обеспеченность, чем мужчины: разрыв Ж – М вырос с +2.28 кв.м в 2003 г. до +2.83 кв.м в 2023 г. В когортах 1975–2014 годов рождения разрыв значимо меняет знак (–0.03…–0.07 ln-пункта) и молодые мужчины обеспечены лучше ровесниц-женщин; в двух самых младших когортах, 2015–2019 и 2020–2024, разрыв статистически незначим, и вывод о смене знака на них не распространяется.

7. Гендерные различия отражают прежде всего различия в жилищных условиях, в которых проживают мужчины и женщины как члены домохозяйств разного состава, а не различия в их индивидуальных жилищных правах или имущественных ресурсах. Инструменты жилищной политики должны учитывать эту специфику, особенно в отношении пожилых одиноких женщин.

Список литературы

Бобков В.Н., Одинцова Е.В. (2021) Материальное благосостояние россиян: межпоколенная дифференциация // Мир новой экономики 15 (2): 16–28. https://doi.org/10.26794/2220-6469-2021-15-2-16-28

Бурдяк А.Я. (2015) Обеспеченность жильем в постсоветской России: неравенство и проблема поколений // Журнал исследований социальной политики 13 (2): 273–288. https://jsps.hse.ru/article/view/3330

Вакуленко Е.С., Евграфова Р.Ю. (2025) Ипотека и репродуктивные намерения: стимул или преграда? // Вопросы экономики (6): 137–153. https://doi.org/10.32609/0042-8736-2025-6-137-153

Вакуленко Е.С., Рыжкина А.Е. (2024) APC-моделирование связи коэффициентов рождаемости по очередности рождения с экономическими шоками в России // Журнал Новой экономической ассоциации 3 (64): 84–102. https://doi.org/10.31737/22212264_2024_3_84-102

Воронин Г.Л., Захаров В.Я., Козырева П.М. (2018) Одинокие пожилые: доживают или активно живут? // Социологический журнал 24 (3): 32–55. https://doi.org/10.19181/socjour.2018.24.3.5992

Гузанова А.К. (2025) Жилищная обеспеченность домохозяйств с детьми в современной России // Уровень жизни населения регионов России 21 (1): 43–58. https://doi.org/10.52180/1999-9836_2025_21_1_3_43_58

Жирнов Г.А. (2025) Массовая льготная ипотека: продлевать нельзя завершать // Вопросы экономики (1): 115–133. https://doi.org/10.32609/0042-8736-2025-1-115-133

Косарева Н.Б., Полиди Т.Д. (2019) Доступность жилья в России и за рубежом // Вопросы экономики (7): 29–51. https://doi.org/10.32609/0042-8736-2019-7-29-51

Косарева Н.Б., Полиди Т.Д., Пузанов А.С. (2015) Жилищная политика и экономика в России: результаты и стратегия развития. М.: Изд. дом НИУ ВШЭ, 387 с. https://urbaneconomics.ru/sites/default/files/ieg_zhilishchnaya_politika_i_ekonomika_v_rossii.pdf

Максимов М.А. (2025) Региональные различия смертности в России: когортные эффекты // Вопросы статистики 32 (3): 62–80. https://doi.org/10.34023/2313-6383-2025-32-3-62-80

Пилипенко И.В. (2025) Жилищное строительство в России за 100 лет: динамика, итоги и социально-экономические проблемы // Вопросы экономики (1): 134–158. https://doi.org/10.32609/0042-8736-2025-1-134-158

Прокофьева Л.М., Корчагина И.И. (2023) Демографическая структура семей и домохозяйств в России, ее динамика по данным переписей населения // Демографическое обозрение 10 (2): 4–17. https://doi.org/10.17323/demreview.v10i2.17763

Пустовалов Д.Н. (2015) Российская специфика избыточной смертности в молодых трудоспособных возрастах // Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика (1): 87–107. https://www.econ.msu.ru/sys/raw.php?o=20472&p=attachment

Росстат (2025) Жилищное хозяйство в России. 2025: статистический сборник. М.: Росстат. 53 с. https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13234

Черкашина Т.Ю. (2025) Неравенство российских домохозяйств по жилищному богатству: уровень и динамика // Социологический журнал 31 (2): 51–78. https://doi.org/10.19181/socjour.2025.31.2.3

Bessière C., Gollac S. (2023) The gender of capital: How families perpetuate wealth inequality. Cambridge, MA: Harvard University Press, 344 pp.

Bryukhanov M., Hryshko D. (2024) Inequality in Russia over time and over the life cycle // Scandinavian Journal of Economics 126 (2): 289–319. https://doi.org/10.1111/sjoe.12556

Davis C.M. (2018) The changing capabilities of cohorts of the elderly in Russia during 1990–2020: Measurement using a quantitative index // Journal of Population Ageing 11 (2): 153–208. https://doi.org/10.1007/s12062-017-9179-1

Deaton A. (1985) Panel data from time series of cross-sections // Journal of Econometrics 30 (1–2): 109–126. https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90134-4

Deaton A., Paxson C. (1994) Intertemporal choice and inequality // Journal of Political Economy 102 (3): 437–467. https://doi.org/10.1086/261941

Fosse E., Winship C. (2019) Analyzing age–period–cohort data: A review and critique // Annual Review of Sociology 45: 467–492. https://doi.org/10.1146/annurev-soc-073018-022616

Fu Q. (2016) The persistence of power despite the changing meaning of homeownership: An age-period-cohort analysis of urban housing tenure in China, 1989–2011 // Urban Studies 53 (6): 1225–1243. https://doi.org/10.1177/0042098015571240

Gerber T.P., Gimpelson V. (2024) Inequality and social stratification in Russia during the Putin regime: From market transition to war[4] on Ukraine // Sociology Compass 18 (3): e13196. https://doi.org/10.1111/soc4.13196

Gerber T.P., Zavisca J.R., Wang J. (2022) Market and nonmarket pathways to home ownership and social stratification in hybrid housing regimes: Evidence from four post-Soviet countries // American Journal of Sociology 128 (3): 866–913. https://doi.org/10.1086/722927

Goldsmith-Pinkham P., Shue K. (2023) The gender gap in housing returns // The Journal of Finance 78 (2): 1097–1145. https://doi.org/10.1111/jofi.13212

Hein S., Kuhnimhof T. (2026) Unravelling cohort effects in consumption of living space by German households // Housing Studies 41 (3): 569–597. https://doi.org/10.1080/02673037.2025.2473611

Kalyukin A., Kohl S. (2020) Continuities and discontinuities of Russian urban housing: The Soviet housing experiment in historical long-term perspective // Urban Studies 57 (8): 1768–1785. https://doi.org/10.1177/0042098019852326

Kapelle N., Van Winkle Z. (2024) Changes in household wealth over the process of widowhood across European countries // The Journals of Gerontology: Series B 79 (10): gbae116. https://doi.org/10.1093/geronb/gbae116

Kitagawa E.M. (1955) Components of a difference between two rates // Journal of the American Statistical Association 50 (272): 1168–1194. https://doi.org/10.1080/01621459.1955.10501299

Kosareva N., Polidi T. (2021) Housing affordability in Russia // Housing Policy Debate 31 (2): 214–238. https://doi.org/10.1080/10511482.2020.1800778

Lersch P.M., Dewilde C. (2015) Employment insecurity and first-time homeownership: Evidence from twenty-two European countries // Environment and Planning A 47 (3): 607–624. https://doi.org/10.1068/a130358p

Luo L. (2013) Assessing validity and application scope of the intrinsic estimator approach to the age-period-cohort problem // Demography 50 (6): 1945–1967. https://doi.org/10.1007/s13524-013-0243-z

Myers D., Lee H., Park J. (2025) Misalignment of housing growth and population trends: Cohort size and lagging measurements through recession and recovery // RSF: The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences 11 (1): 86–109. https://doi.org/10.7758/RSF.2025.11.1.05

Nieuwenhuis R., Zagel H. (2023) Housing conditions of single mothers in Europe: The role of housing policies // European Societies 25 (2): 181–207. https://doi.org/10.1080/14616696.2022.2117835

Pelzer B., te Grotenhuis M., Eisinga R., Schmidt-Catran A.W. (2015) The non-uniqueness property of the intrinsic estimator in APC models // Demography 52 (1): 315–327. https://doi.org/10.1007/s13524-014-0360-3

Radaev V., Roshchina Y. (2019) Young cohorts of Russians drink less: age–period–cohort modelling of alcohol use prevalence 1994–2016 // Addiction 114 (5): 823–835. https://doi.org/10.1111/add.14535

Roshchina I., Ilyunkina N. (2021) Impact of government measures to support mortgage lending on housing affordability in Russia: Regional evidence // Russian Journal of Money and Finance 80 (4): 98–123. https://doi.org/10.31477/rjmf.202104.98

te Grotenhuis M., Pelzer B., Luo L., Schmidt-Catran A.W. (2016) The intrinsic estimator, alternative estimates, and predictions of mortality trends: a comment on Masters, Hummer, Powers, Beck, Lin, and Finch // Demography 53 (4): 1245–1252. https://doi.org/10.1007/s13524-016-0476-8

Verbeek M., Nijman T. (1992) Can cohort data be treated as genuine panel data? // Empirical Economics 17: 9–23. https://doi.org/10.1007/BF01192471

4 Специальная военная операция.

Vignoli D., Tanturri M.L., Acciai F. (2016) Home bitter home? Gender, living arrangements, and the exclusion from homeownership among older Europeans // Genus 72: 9. https://doi.org/10.1186/s41118-016-0014-y

Yang Y., Land K.C. (2013) Age-period-cohort analysis: New models, methods, and empirical applications. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 338 pp. https://doi.org/10.1201/b13902

Zavisca J.R. (2012) Housing the new Russia. Ithaca, NY: Cornell University Press, 264 pp. https://doi.org/10.7591/cornell/9780801450372.001.0001

Финансирование

Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС.

Сведения об авторе

- Бурдяк Александра Ярославовна – старший научный сотрудник. Центр «Институт социального анализа и прогнозирования», Институт прикладных экономических исследований, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации, Москва, 119034, Россия. Email: burdyak-ay@ranepa.ru

Приложение

Таблица П1. Когортные эффекты (IE), ln-пункты

Когорта	Все	М	Ж	Ж – М
1930–1934	+0.20	+0.18	+0.20	+0.03
1935–1939	+0.17	+0.12	+0.19	+0.07
1940–1944	+0.15	+0.09	+0.18	+0.09
1945–1949	+0.13	+0.09	+0.15	+0.06
1950–1954	+0.13	+0.08	+0.15	+0.07
1955–1959	+0.12	+0.10	+0.14	+0.03
1960–1964	+0.11	+0.08	+0.13	+0.06
1965–1969	+0.09	+0.07	+0.10	+0.02
1970–1974	+0.04	+0.02	+0.06	+0.04
1975–1979	+0.01	+0.03	–0.01	–0.03
1980–1984	–0.03	–0.01	–0.04	–0.03
1985–1989	–0.03	+0.01	–0.05	–0.06
1990–1994	–0.05	–0.01	–0.08	–0.07
1995–1999	–0.07	–0.03	–0.10	–0.06
2000–2004	–0.11	–0.07	–0.13	–0.06
2005–2009	–0.16	–0.13	–0.16	–0.03
2010–2014	–0.21	–0.18	–0.23	–0.06
2015–2019	–0.27	–0.26	–0.27	–0.01
2020–2024	–0.22	–0.18	–0.24	–0.07

Источник: расчеты автора. *Примечание:* SE IE-коэффициентов ≤ 0.03 ln-пункта. Столбец «Ж – М» рассчитан по неокругленным коэффициентам, поэтому может отличаться на 0.01 от разности округленных значений столбцов «Ж» и «М». Разность Ж – М значима на 5%-м уровне по консервативной аналитической оценке SE во всех когортах, кроме 1930–1934, 1965–1969, 2015–2019 и 2020–2024; по кластерному bootstrap незначимыми остаются только две последние (см. таблицу П4 в Приложении).

Таблица П2. Возрастные эффекты (IE), ln-пункты. Выборочные возрасты. Разность Ж – М значима на 5%-м уровне во всех возрастных группах, кроме 45, 80 и 85 лет

Возраст	Все	М	Ж	Ж – М
0	–0.19	–0.15	–0.21	–0.06
20	–0.08	–0.05	–0.09	–0.04
30	–0.10	–0.06	–0.12	–0.06
35	–0.16	–0.10	–0.20	–0.10
40	–0.14	–0.10	–0.16	–0.06
45	–0.06	–0.06	–0.04	+0.01
50	+0.06	+0.05	+0.08	+0.04
55	+0.15	+0.13	+0.17	+0.04
60	+0.18	+0.15	+0.21	+0.06
65	+0.20	+0.14	+0.23	+0.09
70	+0.20	+0.13	+0.23	+0.10
75	+0.18	+0.11	+0.20	+0.08
80	+0.13	+0.10	+0.12	+0.02
85	+0.10	+0.07	+0.10	+0.03

Источник: расчеты автора. *Примечание:* Возраст указан нижней границей пятилетней возрастной группы. Столбец «Ж – М» рассчитан по неокругленным коэффициентам, поэтому может отличаться на 0.01 от разности округленных значений столбцов «Ж» и «М».

Таблица П3. Размер домохозяйства, распределение по типам домохозяйств и доля вдовых по полу и возрастным группам, % (ОБДХ 2015–2023, взвешено по KVZV)

Возраст	Пол	Размер д/х	Одиночка	Пара без детей	Пара с детьми	Неполная семья	Прочие	Вдовые
0–17	Ж	4.0	0.0	0.9	84.4	14.0	0.7	–
0–17	М	4.0	0.0	0.7	84.5	14.1	0.7	–
18–29	Ж	3.4	5.8	10.5	65.3	16.4	2.0	0.2
18–29	М	3.5	3.7	8.1	69.1	17.6	1.5	0.1
30–44	Ж	3.4	5.1	8.5	70.1	15.2	1.1	1.4
30–44	М	3.4	6.7	9.3	76.1	7.0	0.8	0.2
45–59	Ж	2.5	19.1	31.2	34.3	12.9	2.5	10.0
45–59	М	2.9	5.7	35.7	54.5	3.3	0.8	0.9
60–74	Ж	2.1	38.2	31.3	13.5	13.3	3.7	38.4
60–74	М	2.5	6.4	64.4	24.8	2.8	1.6	5.5
75+	Ж	2.2	41.6	18.7	13.4	15.8	10.5	76.8
75+	М	2.7	13.1	47.8	22.9	11.0	5.2	29.5
65+ (справочно)	Ж	2.1	41.9	24.6	12.8	14.7	6.2	56.9
65+ (справочно)	М	2.6	8.6	60.1	23.4	5.3	2.6	13.3

Источник: расчеты автора. *Примечание:* Пять столбцов типов домохозяйства суммируются по строке в 100%; тип определен по составу кодов R1V3 (отношение к главе домохозяйства): «пара» – в домохозяйстве присутствует супруг(а) главы, «с детьми» – присутствует ребенок главы, «неполная семья» – ребенок есть, супруга нет, «прочие» – расширенные и прочие составы. Доля «прочих» – нижняя оценка распространенности расширенных домохозяйств, например пожилая мать, живущая в полной семье дочери, по кодам R1V3 классифицируется как «пара с детьми». «Вдовые» – R1V5 = 3, доля считается для лиц 18 лет и старше. Период 2015–2023 короче интервала наблюдения APC-модели: переменные состава домохозяйства (R1V3, R1V5, CHDET, NPS) появляются в микроданных ОБДХ только с 2015 г. Группа 65+ пересекается с группами 60–74 и 75+ и приведена потому, что ее показатели цитируются в разделах «Результаты» и «Обсуждение результатов».

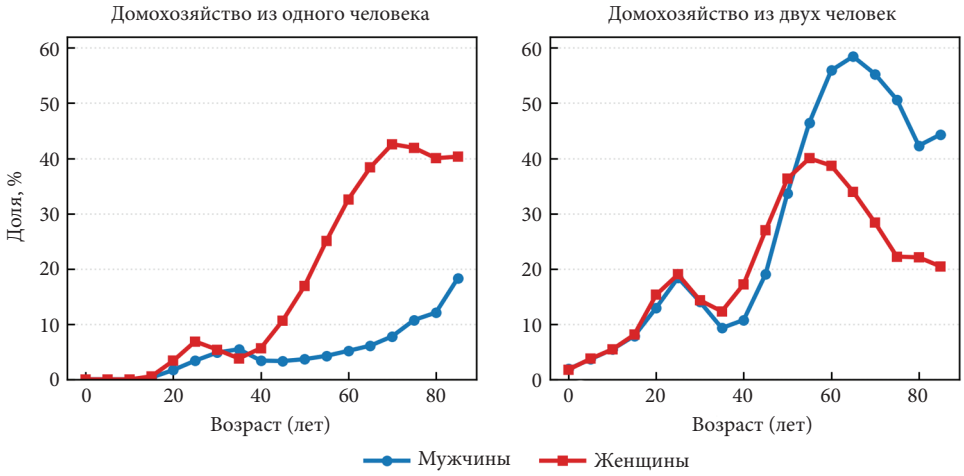

Рисунок П1. Доля лиц, проживающих в домохозяйстве из одного и из двух человек, по возрасту и полу, % (ОБДХ 2003–2023, взвешено по KVZV). *Источник:* расчеты автора.

Таблица П4. Проверки устойчивости APC-оценок: доли объясненной вариации и согласие с базовой спецификацией

Спецификация	Доли вариации, % (возраст / год опроса / когорта)	Согласие с базовой спецификацией
База: IE, effect-кодировка	45.6 / 24.9 / 29.5	–
Идентификация Дитона – Пэксона	78.5 / 0.3 / 21.2	когортные эффекты r = –0.96; гендерная разность: знак 19/19 когорт и 18/18 возрастов, r = 0.9986
Индикаторная кодировка	11.2 / 26.7 / 62.1	когортные эффекты r = 0.996; гендерная разность: знак 19/19 когорт и 18/18 возрастов, r = 0.9999
Подвыборка 18+	45.2 / 32.5 / 22.3	когортные эффекты r = 0.999
Подвыборка 25+	40.6 / 35.5 / 23.9	когортные эффекты r = 0.994
Кластерный bootstrap, 500 реплик	—	SE гендерной разности: кластерная к некластерной – медиана 0.91 (0.76–1.08), отношение > 1 в 2 когортах из 19; обе bootstrap-оценки ниже аналитической во всех когортах

Источник: расчеты автора. *Примечание:* Доли вариации приведены для объединенной выборки. Подгонка у базовой спецификации, идентификации Дитона – Пэксона и индикаторной кодировки тождественна (R2 = 0.991): различаются только распределение линейного тренда между компонентами и, как следствие, доли вариации. Значимость гендерной разности: по консервативной аналитической SE разрыв значим на 5%-м уровне во всех когортах, кроме 1930–1934, 1965–1969, 2015–2019 и 2020–2024, и во всех возрастных группах, кроме 45, 80 и 85 лет; по кластерному bootstrap незначимыми остаются только когорты 2015–2019 и 2020–2024.