

РОЖДАЕМОСТЬ В МУНИЦИПАЛЬНЫХ ОБРАЗОВАНИЯХ РЕГИОНОВ РОССИИ В 2011–2019 ГГ.

АРТУР ПЕТРОСЯН

Нехватка данных до недавнего времени определяла отсутствие работ, рассматривающих демографические показатели на уровне малых территорий для всех регионов Российской Федерации. Представленная статья посвящена анализу рождаемости в 2304 ячейках муниципального уровня субъектов РФ. Исследование базируется на данных муниципальной статистики Росстата о численности женщин репродуктивного возраста по пятилетним возрастным группам и числе родившихся. Для устранения влияния возрастной структуры на локальном (муниципальном) уровне были рассчитаны стандартизованные коэффициенты рождаемости в среднем за 2017–2019 гг. Расчёты базировались на методе косвенной стандартизации, в качестве стандарта выбрано население России.

Различия в уровне рождаемости сокращаются как на региональном, так и на муниципальном уровне за счёт продолжающегося снижения рождаемости для территорий, где её уровень по-прежнему относительно высок. Однако расчёты показывают, что отношение коэффициента вариации на муниципальном уровне к аналогичному показателю для регионов возрастает: увеличивается роль местных факторов. При анализе динамики числа родившихся было обнаружено, что происходит стремительная концентрация рождений в региональных центрах (рост с 36,5 до 42,8% в 2011–2019 гг.). В то же время около половины прироста доли родившихся в центрах субъектов РФ обеспечено изменением правил регистрации рождений.

Соотношение общего и стандартизованного коэффициента призвано оценить вклад возрастной структуры женщин в уровень рождаемости. Из-за особенностей возрастного состава населения максимальная недооценка уровня рождаемости наблюдается в малых сельских муниципалитетах Европейского Севера и Поволжья. Различия оценочного коэффициента суммарной рождаемости (КСР) на муниципальном уровне позволяют более подробно описать распределение территорий по уровню воспроизводства населения. Только 10,6% населения России проживает на территориях, где оценка КСР выше уровня простого воспроизводства (2,15). Демографическая модернизация почти не оставила значительных (по численности населения) ареалов высокой рождаемости даже в регионах, где её уровень традиционно велик (Чечня, Дагестан, Ингушетия, Тыва, Алтай).

Ключевые слова: генерализация, малые территории, муниципалитеты, субъекты РФ, рождаемость, стандартизация.

ВВЕДЕНИЕ

Полимасштабность анализа рождаемости предполагает различную специфику факторов, объясняющих её значения. Так как пространственные уровни всегда обладают некоторой степенью условности, для выбора объясняющих факторов важен не только статус, но и размер территории (Трейвиш 2019).

Артур Нельсонович Петросян (artur29031@mail.ru), Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Россия.

Статья поступила в редакцию в июле 2021 г.

Однако именно статус чаще всего является принципом агрегации показателей, приближённо отражая размер территорий. На максимальном уровне обобщения, где в качестве первичных территориальных ячеек рассматриваются регионы мира и страны, главными детерминантами становятся исторические различия в уровне социально-экономического развития, урбанизации, культурные и конфессиональные особенности, определяющие репродуктивные установки (Архангельский 2006). Таким образом, на более высоких уровнях агрегирования первичны стадийные различия глобальных процессов. Те же факторы определяют ситуацию на региональном уровне в крупных государствах мира с высокой мозаичностью социально-экономического контекста.

В то же время на локальном (субрегиональном или муниципальном) уровне проявляются явления иного качества. Во-первых, становятся заметнее институциональные факторы, которые нивелируются при генерализации (например, особенности регистрации демографических событий, временной лаг в учёте населения, расположение и ёмкость учреждений здравоохранения и даже уровень качества услуг в родильных домах, который влияет на их популярность). Во-вторых, отчётливее проявляется влияние местных факторов и особенностей, которые мало заметны или взаимно нивелируются на более высоких иерархических уровнях (например, географическое положение, система расселения, этнический состав) и которые в определенной степени и предопределяют динамику демографических процессов. В-третьих, значительно сокращается объём выборки – численность изучаемого населения, малые числа в большей степени подвержены случайным отклонениям показателей как структурно, так и темпорально.

Анализ пространственной неоднородности в разрезе муниципалитетов может быть полезен для повышения качества статистических наблюдений. Более точные оценки, в свою очередь, помогут совершенствованию региональной политики, в том числе планированию социальной инфраструктуры.

ПРЕДЫДУЩИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ

К настоящему времени исследователями агрегированы факты о рождаемости как демографическом процессе на разных пространственных уровнях и методы работы с подобными данными. Можно выделить следующие типы работ:

- фундаментальные работы по рождаемости в странах и макрорегионах мира (описание трендов, прогноз, ретроспектива, связи с факторами – развитием здравоохранения, культурой, занятостью, образованием, государственной политикой, распространением контрацепции, матримониальным поведением), например, труд Венского института демографии «Future Fertility in Low Fertility Countries» (Basten, Sobotka, Zeman 2014), а также работы Гуверовского института в Стэнфорде (Davis et al 1986), Отдела народонаселения ООН (United Nations 2003);
- ежегодные доклады на уровне отдельных стран (мониторинг и интерпретация текущих трендов, комплексное рассмотрение демографических показателей, перспективы для экономики страны), например, доклад Института демографии Высшей школы экономики «Население России» (Захаров 2016);

- комплексные работы на уровне регионов и/или муниципалитетов (связь с социально-экономическими характеристиками, пространственная автокорреляция, стандартизация показателей), например, работа J. Muniz, посвящённая Бразилии (Muniz 2009), или С. Тимонина и коллег по коэффициентам смертности (Timonin et al. 2020);
- работы «региональных» авторов, как правило, не отличающиеся глубиной рассмотрения проблемы и оригинальными исследовательскими вопросами (рассмотрение общих трендов на внутри- и/или межрегиональном уровне, сугубо описательный характер), например, работы сотрудников региональных научных центров Российской академии наук (Калачикова и др. 2012).

Относительно небольшое количество российских работ, посвящённых анализу демографической ситуации и, в частности, рождаемости на муниципальном уровне, можно объяснить двумя причинами. Во-первых, это отсутствие массива муниципальных данных до начала 2010-х годов. Во-вторых, недостаточная изученность методов работы с показателями на локальном уровне. Именно поэтому если подобный анализ и присутствует, то он оперирует лишь общими коэффициентами.

Сопоставление показателей рождаемости в пространственном измерении – пример применения сравнительно-географического метода для выявления темпоральности процессов и построения теоретических моделей, например этапов демографического перехода. Первым крупным проектом по изучению тенденций рождаемости стал «European Fertility Project» («Проект по изучению рождаемости в Европе»), который был запущен в 1960-е годы исследователями Принстонского университета. Изучение рождаемости в связке с социально-экономическим контекстом потребовало рассмотрения показателей на локальном (региональном и субрегиональном)¹ уровне. Недостаток данных о возрастных коэффициентах рождаемости и большое количество популяций с разной возрастной структурой (данные для 1229 территорий за 1870–1960 гг.) привели к необходимости стандартизации показателей. Э. Коул вместе с коллегами использовал в качестве стандарта рождаемость гуттеритов – этнорелигиозной общины анабаптистов², проживающей в США и Канаде и характеризовавшейся максимальным на тот момент числом рождений на 1 женщину, близким к естественной рождаемости, т. е. не ограничиваемой на внутрисемейном уровне никакими методами. Низкий контроль над рождаемостью в подобных популяциях, как и почти полное отсутствие рождений вне брака позволили использовать их характеристики для оценки показателей для территорий с крайне скудной демографической статистикой (Coale, Hill, Trussell 1975: 183).

Стандартизованный коэффициент (соотношение реальной рождаемости и максимально возможной потенциально), известный как I_f (Coale, Watkins 1986) был представлен в виде (1):

¹В первую очередь размер и административный статус территориальных ячеек для конкретной страны зависел от доступности данных – если в Российской империи показатели рассматривались на уровне губерний (регионы), то, например, в Австро-Венгрии это был субпровинциальный уровень – округа (bezirk) и статуйарные города (statutarstadt).

²Радикальное учение в русле протестантизма, возникшее в Центральной Европе в XVI в.

$$\frac{\sum_i F_i^n f_i^n}{\sum_i F_i^n h_i} = \frac{\sum_i f_i^n}{\sum_i h_i} = \frac{B_{obs}}{B_{Hut}}, \quad (1)$$

где: F_i^n – численность женщин в возрасте i в году n ; f_i^n – коэффициент рождаемости в возрасте i в году n ; h_i – коэффициент рождаемости гуттеритов в возрасте i ; B_{obs} – число рождений в изучаемом населении; B_{Hut} – число рождений в изучаемом населении, если бы оно характеризовалось возрастными коэффициентами рождаемости стандарта (гуттеритов).

Принимая гипотезу, что соотношение $\frac{B_{obs}}{B_{Hut}} = \frac{TFR_{obs}}{TFR_{Hut}}$, был рассчитан коэффициент суммарной рождаемости для изучаемого населения (2):

$$TFR_{obs} = \frac{B_{obs}}{B_{Hut}} * TFR_{Hut}. \quad (2)$$

Современные зарубежные работы по пространственной дифференциации рождаемости на локальном уровне в основном имеют дело с имеющейся статистикой на уровне, например, NUTS-3 в Нидерландах (размер ячейки от 100 тыс. до 2 млн чел.). J. de Beer и I. Deerenberg из Нидерландского междисциплинарного института демографии рассматривали коэффициент суммарной рождаемости, рассчитываемый национальным статистическим ведомством для 40 территорий, разделив их на 2 типа по численности населения: субрегионы, где проживало более 25 тыс. жителей либо менее 25 тыс. жителей (de Beer, Deerenberg 2007: 522). Оценивали связь дифференциации КСР с демографическими (удельный вес одиноких женщин, женщин марокканского и турецкого происхождения), социально-экономическими (удельный вес новых жилых домов, лиц, получающих социальные выплаты) и культурными (удельный вес ортодоксальных кальвинистов) показателями.

Другие авторы оценивают временные серии коэффициентов суммарной рождаемости и анализируют их пространственную автокорреляцию (Muniz 2009). Такой инерционный процесс, как рождаемость требует значительного уровня пространственной гетерогенности, обеспечивающей вариацию для построения сколько-нибудь валидных зависимостей. Подобный метод имеет практический смысл только для крупных государств, таких как Бразилия, рассмотренная в исследовании. Её территория подразделяется на более чем 5 тыс. первичных территориальных ячеек. Небольшая выборка накладывает ограничения на использование наблюдаемых возрастных коэффициентов рождаемости, в особенности в отдельные годы (Schmertmann et al. 2013: 257). По этой причине J. Muniz использует модельные коэффициенты суммарной рождаемости, рассчитанные методом косвенной стандартизации (Coale, Brass 1968) для муниципалитетов с численностью населения менее 30 тыс. человек. В бразильской муниципальной статистике доступна информация о числе родившихся по возрастным группам женщин для муниципалитетов и микрорегионов (более крупных территориальных единиц, чем муниципалитет), поэтому с помощью соотношения женщин в возрасте 20-29 лет (максимальное число рождений за детородный период) (3) рассчитываются модельные

возрастные коэффициенты рождаемости для муниципалитета (4), и уже на их основе рассчитывается КСР (5):

$$k_t^m = \sum_{i=20}^{29} P_i^m / \sum_{i=20}^{29} P_i^s, \quad (3)$$

$$ASFR_i^m = k_t^m \times ASFR_i^s, \quad (4)$$

$$TFR_i^m = 5 \times \sum_{i=15}^{49} ASFR_i^m, \quad (5)$$

где: P_i^m – число родившихся у женщин возрастной группы i муниципалитета m ; P_i^s – число родившихся у женщин возрастной группы i микрорегиона s , в который входит муниципалитет m , $ASFR_i^m$; k_t^m – полученное соотношение рождаемости для m муниципалитета и микрорегионе; $ASFR_i^s$ – возрастной коэффициент рождаемости женщин возрастной группы i микрорегиона s ; $ASFR_i^m$ – возрастной коэффициент рождаемости муниципалитета m , полученный методом косвенной стандартизации Брасса; TFR_i^m – коэффициент суммарной рождаемости муниципалитета m .

Помимо этого, для нейтрализации влияния малой выборки территории могут агрегировать по типам. Это возможно благодаря предположению о высокой однородности первичных территориальных ячеек при рассмотрении на наиболее локальном уровне, где вариация показателей рождаемости может носить случайный, «естественный» характер (Williamson, Norman 2011).

Для России стандартизация для населения отдельного региона применялась в работе по оценке изменений по возрастной рождаемости в Ленинградской области за межпереписной период 1989-2002 гг. В качестве стандарта было использовано усреднённое между двумя исследуемыми периодами население (Старкова 2008: 101). Ещё одним примером валидности использования метода (для небольших государств) является косвенная стандартизация коэффициентов смертности, в том числе по отдельным причинам, для стран СНГ с невысоким качеством и доступностью демографической статистики (Троицкая, Авдеев 2014).

Работы по анализу естественного движения населения России на локальном уровне начали появляться совсем недавно. С. Тимонин с соавторами (Timonin et al. 2020: 145) рассматривает стандартизованные коэффициенты смертности (прямая стандартизация) для мужчин и женщин, используя усреднённые данные о смертности за 2008-2012 гг. на уровне муниципальных районов и городских округов. Для возможности международных сравнений за стандартное население принят стандарт 1976 г. для Европы. В качестве «знаменателя» (численности населения) использованы данные переписи населения 2010 г. Авторы исключают из анализа муниципалитеты республик Северного Кавказа, характеризующиеся ненадёжной демографической статистикой даже на региональном уровне (Андреев 2012), а также территории с крайне низкой численностью населения (менее 1 тыс. женщин и/или мужчин).

Рождаемость для всей территории России на локальном уровне ранее в академической литературе не рассматривалась, однако существует подробная магистерская диссертация Р. Хаирова для Центрального федерального округа. Выбор полигона

исследования обусловлен целями работы – поиском центр-периферийной зависимости. Установление подобных зависимостей требует относительной однородности территории для исключения влияния других факторов. Автор использовал микроданные Всероссийской переписи населения 2010 г., чтобы рассчитать рождаемость реальных поколений – была подтверждена гипотеза о связи уровня рождаемости и людности поселения. Населённые пункты группировались по семи типам: Москва, столицы регионов, города с населением 100-250, 50-99, 20-49, менее 20 тыс. чел. и сельская местность. Результаты анализа среднего числа детей у женщин говорят об устойчивом градиенте, который свидетельствует о сохранении центр-периферийных различий структурных (связь с уровнем образования женщин была также рассмотрена в работе) и контекстуальных факторов рождаемости (Хаиров 2018). Однако оценить соотношение этих групп факторов в России пока невозможно из-за отсутствия данных, в то время как, например, в Финляндии удалось выявить более высокую рождаемость в пригородах и связать её с контекстом – молодыми парами, переезжающими туда из центров городов (Kulu, Boyle 2009: 170).

Цель данной работы – рассмотреть дифференциацию рождаемости в России на муниципальном уровне, в том числе с помощью стандартизации коэффициентов на основе данных о возрастной структуре населения муниципальных образований. Это позволит оценить пространственные паттерны на локальном уровне и провести валидацию применения данного метода для российских малых территорий (small areas), отличающихся недостоверной статистикой и небольшой величиной выборки. Основная гипотеза исследования – вклад возрастной структуры в рождаемость обусловлен усилением местных факторов, определяемых иерархическими, а не региональными особенностями.

ДАННЫЕ И МЕТОДЫ

Анализ выполнен для 2304 территориальных ячеек России муниципального уровня (далее в работе – муниципалитетов). Название «муниципальный» имеет некоторую долю условности: так, Москва, Санкт-Петербург и Севастополь (города федерального значения – субъекты РФ) рассмотрены в качестве целостных территорий и на основе региональных данных. Это было сделано по двум причинам. Во-первых, в данных городах наблюдается значительный уровень несоответствия числа рождений в целом по региону и суммарно по муниципальным образованиям, что обусловлено особенностями регистрации новорожденных (таблица 1). Согласно закону «Об актах гражданского состояния» регистрация рождений может производиться как по месту рождения ребёнка, так и по месту жительства родителей (Консультант Плюс 2021). По этой причине из-за высокой доли граждан, не имеющих регистрации по месту жительства в данном регионе, но по факту проживающих на его территории (крупные города, центры миграционного прироста федерального масштаба), наблюдаются подобные расхождения. Во-вторых, на фактически внутригородском уровне дифференциация рождаемости не может в полной мере являться характеристикой населения территории (несоответствие места регистрации и места фактического проживания, особенности расположения учреждений здравоохранения).

Остальные 82 региона РФ рассматриваются на уровне муниципальных районов, городских и муниципальных округов. Из анализа были исключены 42 городских округа

(0,83% населения России в 2019 г.), по которым отсутствовало число родившихся и/или возрастная структура женского населения. Отсутствие данных для всех указанных территорий связано с тем, что они имеют либо имели статус закрытого административно-территориального образования, наиболее крупными территориями такого типа являются городские округа Северск в Томской области (113 тыс. жителей) и Саров в Нижегородской (95 тыс. жителей). Показатели для Республики Крым и Севастополя за 2011-2014 гг. были рассчитаны на основе данных Государственной службы статистики Украины (Держстат 2020).

Таблица 1. Расхождения в региональной и муниципальной статистике родившихся в городах федерального значения РФ³

Субъект РФ	Число родившихся за год (без учёта мёртворождённых), в среднем за 2016–2018 гг., тыс.		Разность региональных данных и суммы муниципальных данных, %
	региональные данные	сумма муниципальных данных по региону	
Москва	140,3	108,2	27
Санкт-Петербург	70,0	55,9	21
Севастополь	5,3	4,5	9

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021; ЕМИСС 2020).

В работе использована демографическая статистика Росстата, размещенная в Базе данных показателей муниципальных образований (БД ПМО) и Единой межведомственной информационно-статистической системе (ЕМИСС) (Росстат 2021; ЕМИСС 2020). Сформированная база данных за 2011-2019 гг. включает следующие показатели:

- число родившихся (без мёртворождённых) за календарный год;
- численность населения на 1 января соответствующего года;
- численность женщин по пятилетним возрастным группам в репродуктивном возрасте (15-19, ..., 45-49), а также общую численность женщин за 2017-2019 гг.

Последний показатель необходим для расчётов стандартизованных коэффициентов, однако трудоёмкость сбора подобной статистики позволила провести валидацию только по состоянию на ближайший доступный период времени – 2017-2019 гг.

Используемые нами данные имеют некоторые ограничения. В первую очередь данные о возрастном составе и численности женщин могут достаточно серьёзно расходиться с реальностью как географически (в крупных городах и регионах Северного Кавказа, так и структурно (возраста 15-19 и 20-24 года) (Мкртчян 2012; Мкртчян 2019).

Ограничение другого рода, серьёзно лимитирующее скорость обработки и качество итоговых данных – это структура и характеристики БД ПМО Росстата. Сведения из БД ПМО Росстата не являются конечным агрегатом, полностью готовым для использования исследователями (таблица 2).

³ В таблице использованы данные за 2016-2018 гг. по причине отсутствия региональных данных для Севастополя на 2019 г.

В данной работе используется метод косвенной стандартизации общего коэффициента рождаемости. Возрастные коэффициенты рождаемости известны на национальном и региональном уровне, в то время как число родившихся и возрастная структура женщин доступны на уровне муниципалитетов, в том числе в разбивке по городскому и сельскому населению. Однако увеличения точности стандартизации с помощью разбивки на город-село добиться не удалось вследствие низкой степени согласованности муниципальной статистики: данные о возрастной структуре женщин доступны в агрегированном виде для сельского и городского населения муниципалитетов, в то время как число родившихся может быть разделено на городских и сельских лишь условно при сборе информации на уровне городских и сельских поселений.

Таблица 2. Проблемы муниципальной статистики Росстата и пути их решения в рамках работы

Проблема	Решение
Отсутствие в выгрузках уникальных кодов территорий	Формирование собственного списка муниципалитетов с ключом в виде актуального кода ОКТМО для возможности быстрой и корректной картографической визуализации, а также сопоставления с другими базами данных
Сложность сопоставления изменений в муниципально-территориальном делении	Отслеживание подобных событий и ретроспективный пересчёт данных для актуального муниципального деления
Отсутствие показателя за отдельные годы и/или по отдельным территориям	Экстраполяция/интерполяция значений на основе значений за ближайшие годы (среднее арифметическое двух соседних периодов либо экстраполяция тренда, если неизвестно значение на последний доступный период); организация сбора данных в разные дни для того, чтобы избежать непредсказуемой работы портала, когда сведения по некоторым регионам могут пропадать из доступа на некоторое время
Некорректные значения показателей (показатели могут быть без видимого объяснения увеличены в несколько раз за отдельные годы)	Перекрёстная проверка с региональными данными и значениями показателя за ближайшие годы; экстраполяция/интерполяция значений на основе значений за ближайшие годы (среднее арифметическое двух соседних периодов либо экстраполяция тренда, если неизвестно значение на последний доступный период)

Источник: Составлено автором.

Если всех родившихся в сельских поселениях можно отнести к сельскому населению, то в составе городских округов и городских поселений могут находиться сельские населенные пункты. Например, в составе городского округа (ГО) Краснодар находятся 29 сельских населённых пунктов с суммарным населением 90 тыс. чел. (около 8% населения), а в Таицком городском поселении Гатчинского района Ленинградской области 57% населения составляют сельские жители. При этом в обоих упомянутых примерах разделение населения на городское и сельское в пригородной зоне крупного города является сугубо статистической категорией и «отстаёт» от меняющейся реальности. При допущении, что все жители городских поселений и городских округов относятся к городским жителям, возникают значительные ошибки в расчётах: несоответствия числа женщин репродуктивного возраста и числа родившихся, как результат происходит завышение стандартизированных коэффициентов в десятки раз даже в муниципалитетах с относительно высокой численностью населения (около 50 тыс. жителей).

Использование страновых (характеризующих население РФ в целом) возрастных коэффициентов рождаемости в качестве стандартных предпочтительнее оперирования региональными данными, так как полученные результаты предполагают сравнение на национальном уровне.

Методом косвенной стандартизации (с помощью оценки теоретического числа родившихся в муниципалитете при возрастных коэффициентах рождаемости РФ (6)) были рассчитаны стандартизованный общий коэффициент рождаемости (7) и оценка коэффициента суммарной рождаемости (8):

$$B_{standard} = \sum_{i=15}^{49} ASFR_{Russia} \times P_i / 1000, \quad (6)$$

$$SFR_i = CBR_{Russia} \times \frac{B_{obs}}{B_{standard}}, \quad (7)$$

$$TFR_i = TFR_{Russia} \times \frac{B_{obs}}{B_{standard}}, \quad (8)$$

где: $ASFR_{Russia}$ – возрастные коэффициенты рождаемости для населения России по пятилетним возрастным группам (15...19, ..., 45-49 лет); P_i – численность женского населения муниципалитетов по пятилетним возрастным группам (15...19, ..., 45-49 лет); $B_{standard}$ – теоретическое количество родившихся в муниципалитете при условии, что женщины характеризуются возрастными коэффициентами рождаемости стандартного населения (РФ); CBR_{Russia} – общий коэффициент рождаемости населения России; B_{obs} – фактическое число родившихся в муниципалитете; SFR_i – стандартизованный коэффициент рождаемости, стандарт – население России; TFR_{Russia} – коэффициент суммарной рождаемости населения России; TFR_i – оценка коэффициента суммарной рождаемости методом косвенной стандартизации, стандарт – население России, все показатели рассчитаны как средние арифметические значения для 2017-2019 гг.

Стандартизованный коэффициент рождаемости рассчитан для всех 2304 территориальных ячеек. Для частичного устранения флуктуаций, обусловленных малой выборкой в некоторых муниципалитетах, стандартизацию проводили для средних значений числа родившихся за 3 года (2017-2019 гг.). Подобная мера представляется достаточной, если использовать критерий минимальной численности населения, «подверженной риску» наступления события (женщины детородного возраста), равный 1 тыс. человек (Timonin et al. 2020: 145); не удовлетворяют этому условию только 74 муниципальных образования из 2304, где в 2019 г. проживало 0,2% населения страны.

РЕЗУЛЬТАТЫ

Значительная изрезанность возрастной пирамиды населения страны, вызванная перепадами в численности когорт, обусловленных демографическими процессами в прошлом, приводит к цикличности динамики демографических показателей. В 2010-е годы для воспроизводства населения России наступил переломный момент: число родившихся, непрерывно увеличивавшееся с 1999 г., достигло локального максимума в 2014 г. и сменило тренд на отрицательный (Захаров 2016). Стоит отметить, что индикаторы естественного движения населения гораздо более однородны и ещё более инерционны –

на муниципальном уровне коэффициент вариации общего коэффициента рождаемости составляет 30,1% против 165% у коэффициента миграционного прироста. Тем не менее продолжающаяся поляризация системы расселения на разных пространственных уровнях оказывает воздействие на неоднородность показателей рождаемости. Для измерения соотношения вариации на разных пространственных уровнях был разработан индикатор – коэффициент генерализации, который рассчитывается как отношение коэффициента вариации на муниципальном уровне к коэффициенту вариации на региональном уровне (Shevchuk, Kirillov, Petrosian 2020: 6). Значения этого индикатора за рассматриваемый период только увеличиваются – в условиях низкой рождаемости усиливается влияние локальных факторов (таблица 3).

Таблица 3. Генерализация статистической информации на примере общего коэффициента рождаемости, 2011 и 2019

Индикатор	Пространственный уровень	2011 г., %	2019 г., %
Коэффициент вариации	Муниципальный (N=2304)	30,8	30,1
	Региональный (N=85)	26,4	21,9
Коэффициент генерализации (соотношение коэффициента вариации на муниципальном и региональном уровне)	Муниципалитеты/регионы	116,7	137,3

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021; ЕМИСС 2020).

Одним из индикаторов центрo-периферийного положения, которое традиционно рассматривается как дифференцирующий фактор изучаемого населения по уровню образования, занятости, доходам, является людность территории. Для контроля сельско-городских различий⁴ на диаграмме (рисунок 1) представлены только городские округа и города федерального значения (N=572, 64,3% населения России в 2019 г.). Городские округа Московской и Ленинградской областей, расположенные в пределах крупнейших в стране городских агломераций, гораздо больше похожи на Москву и Санкт-Петербург соответственно, чем на сравнимые по численности населения города. По этой причине они рассмотрены вместе с ними в одной категории.

Если рассматривать общие коэффициенты рождаемости в начале и конце исследуемого периода (рисунок 1), то обнаруживается значительное изменение центрo-периферийного градиента. Учитывая природу общих коэффициентов, в данном случае объясняющим фактором, кроме различной возрастной структуры населения, может быть миграция. Концентрация преимущественного молодого населения в крупнейших городах вследствие миграционного движения населения компенсирует сокращение числа родившихся – чем больше городской округ (по численности населения), тем меньше сокращение ОКР за рассматриваемый период.

Тем не менее миграция, возможно, далеко не единственная детерминанта. В небольших городах доходы населения ниже, чем в крупных, и это может заставлять откладывать рождение детей или вовсе отказываться от него, однако существующие

⁴В той степени, насколько это позволяют особенности муниципального деления. Как уже говорилось выше, сельское население может иметь значительный удельный вес в городских округах, которые включают не только крупный город-ядро.

исследования, напротив, говорят о более высокой детности у наиболее бедных россиян (Малева, Синявская 2006). Другая причина может скрываться в «догоняющем» крупные города возрасте матери при рождении ребёнка – если в крупных городах он уже достиг высокого уровня, то в малых он активно растёт по аналогии с тенденцией, отмеченной для отдельных регионов, таких как Тува или Чеченская Республика (Архангельский, Калачикова 2020).

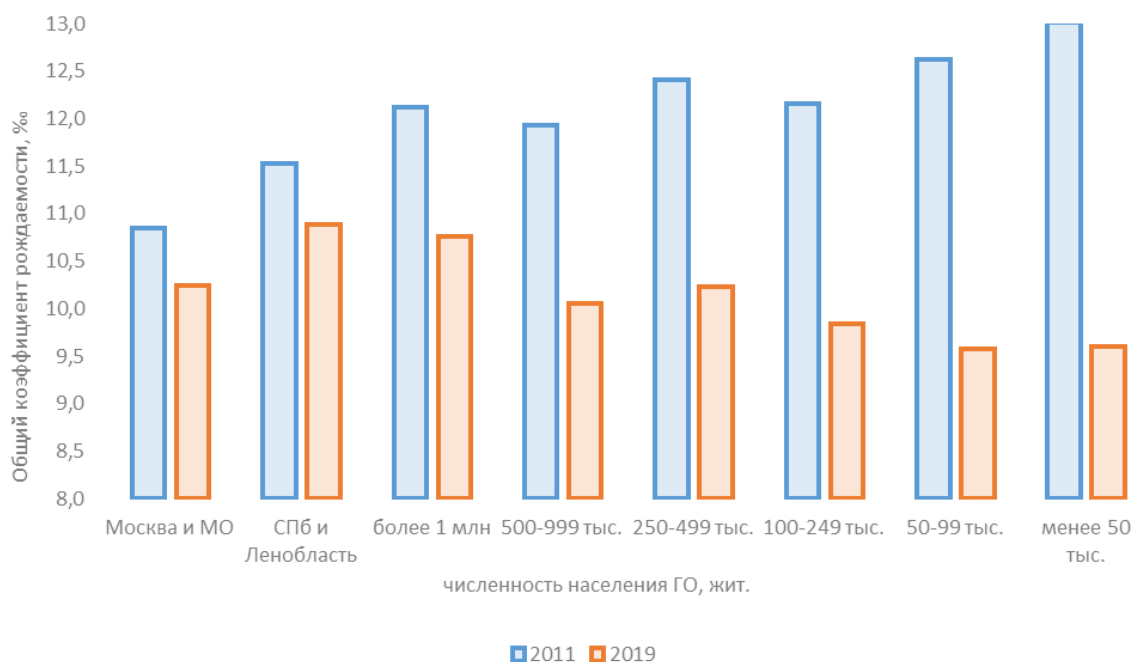


Рисунок 1. Общий коэффициент рождаемости по людности городских округов, 2011, 2019, %

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021).

Если анализировать стандартизованный показатель за один и тот же период – 2019 г. (рисунок 2), можно отметить интересную особенность – V-образный характер центро-периферийного градиента. Высокий уровень стандартизованного коэффициента рождаемости наблюдается в крупнейших городах Москве и Санкт-Петербурге (вместе с городами, принадлежащими к их зоне тяготения в Московской и Ленинградской областях соответственно) и небольших городских округах с численностью населения менее 100 тыс. жителей. В крупнейших городах (на примере Москвы) это можно объяснить максимальным вкладом миграции в динамику численности населения в течение долгого времени (Денисенко, Степанова 2013: 92): с одной стороны, завышается числитель благодаря мигрантам в трудоспособном возрасте, с другой – занижается знаменатель вследствие статистического недоучёта населения, причём, наиболее вероятно, вносящего наибольший вклад в высокий уровень рождаемости.

В более мелких городских округах рождаемость выше среднего для городских округов страны наблюдается вследствие локальных факторов: их расположения (небольшие поселения в зоне Крайнего Севера с более «молодой» структурой населения) и природы урбанизации (фактически сельский образ жизни в малых и средних городах). Города-миллионники и субмиллионники характеризуются значительно более низкими

показателями, что в очередной раз является свидетельством значительного разрыва в уровне социально-экономического развития, и как следствие, миграционной аттрактивности между Москвой и Санкт-Петербургом с одной стороны и прочими крупнейшими городами страны с другой (Зубаревич 2010).

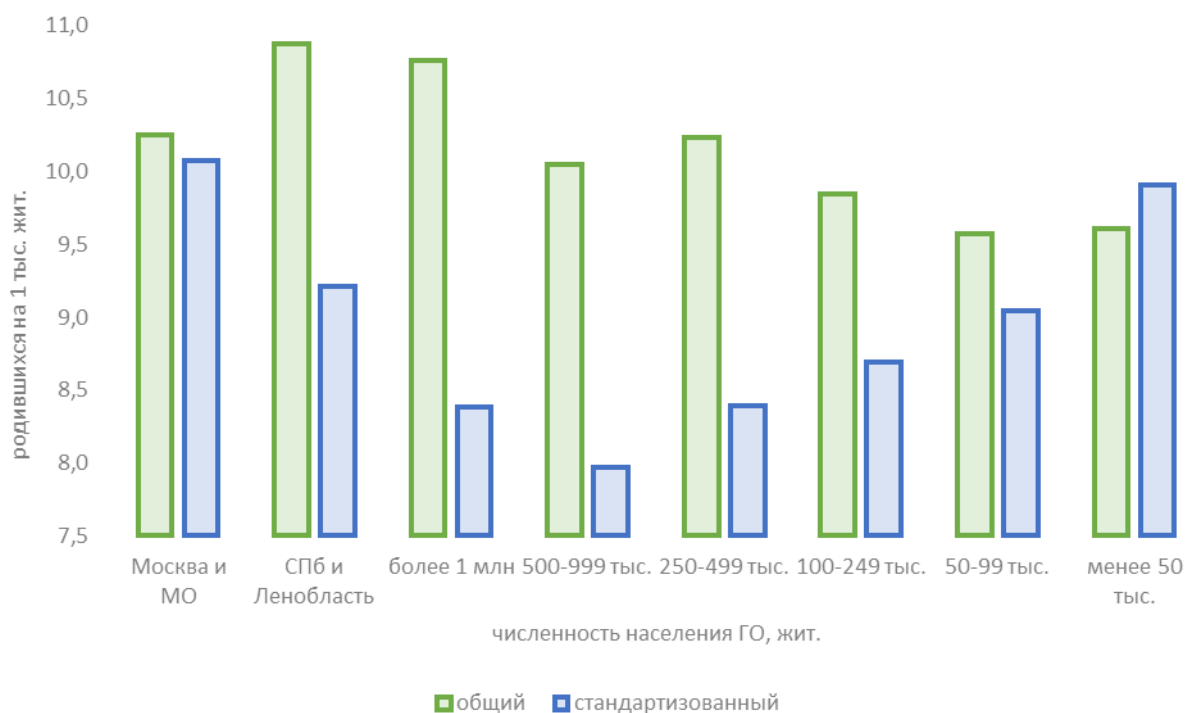


Рисунок 2. Общий и стандартизованный коэффициенты рождаемости по людности городских округов, 2019 (стандарт – население всех городских округов РФ)

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021).

Другой важной характеристикой пространственных тенденций является концентрация рождений в региональных центрах – за 9 лет доля городских округов региональных центров в численности родившихся по всей России возросла с 36,5 до 42,8%, притом что доля населения, проживающего в них, за этот же период увеличилась только с 39 до 40,9%. Этот процесс наблюдался в 2011-2019 гг. во всех субъектах РФ кроме Ханты-Мансийского автономного округа, где административным центром является Ханты-Мансийск, значительно отстающий от крупнейшего города региона, Сургута. Наиболее активный рост показателя концентрации для всех центров регионов пришёлся на 2014-2015 гг.

В исследованиях, посвященных факторам территориальной, в том числе сельско-городской, дифференциации российские демографы говорят о специфике регистрации рождений – с 2015 г. рождения преимущественно относят к территории наступления события, а не к месту регистрации родителей/родителя (Захаров 2017: 18). Был рассчитан удельный вес городских округов, являющихся административными центрами субъектов РФ в числе родившихся и численности населения регионов, динамика концентрации за рассматриваемый в рамках работы период приведена ниже (таблица 4).

В 85% случаев прирост концентрации числа родившихся оказался больше такового для численности населения. Наиболее значительный разрыв фиксируется в Туве и Калмыкии – слаборазвитых республиках, где недостаточное развитие здравоохранения в сельских муниципалитетах и отсутствие других крупных городов, вероятно, внесло ключевой вклад в увеличение удельного веса региональных центров по числу родившихся. Кроме «дополнительных» рождений вследствие особенностей регистрации демографических событий, рост концентрации также может генерироваться недокументированным переездом молодёжи в относительно более развитые крупнейшие города регионов. Другие примеры подобной ситуации также представлены субъектами со значительной долей сельского населения и активным внутрирегиональным центростремительным миграционным притоком (Брянская, Воронежская, Самарская области, Краснодарский край).

Таблица 4. Изменение концентрации числа родившихся и численности населения в региональных центрах некоторых субъектов Российской Федерации, 2011-2019

Субъект РФ	Прирост доли регионального центра, п. п., 2011-2019 гг.	
	число родившихся	численность населения
<i>Прирост числа родившихся >> Прирост численности населения</i>		
Республика Тыва	12,1	0,4
Брянская область	9,4	1,3
Республика Калмыкия	10,2	2,3
Костромская область	10,6	3,0
Калужская область	8,3	0,9
Тюменская область	13,5	6,4
Воронежская область	10,0	3,2
Рязанская область	9,2	2,9
Еврейская автономная область	8,3	2,0
Самарская область	6,1	0,0
Краснодарский край	8,2	2,2
<i>Прирост числа родившихся << Прирост численности населения</i>		
Белгородская область	1,6	1,6
Томская область	2,9	3,0
Архангельская область	2,2	3,0
Ханты-Мансийский автономный округ – Югра	-0,1	0,7
Республика Крым	0,0	1,3
Магаданская область	2,8	4,4
Чукотский автономный округ	0,9	8,4
Столичные агломерации (Москва и Санкт-Петербург рассматриваются как «региональные центры» Московской и Ленинградской областей соответственно)		
Москва	3,6	-0,7
Санкт-Петербург	2,0	0,3

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021; ЕМИСС 2020).

Примечание: регионы ранжированы по убыванию соотношения прироста доли регионального центра в числе родившихся и прироста доли регионального центра в численности населения

Регионы России, где представлено обратное соотношение динамики концентрации числа родившихся и численности населения, принадлежат к разным типам. В случае «северных» регионов (Ханты-Мансийский и Чукотский автономные округа, Магаданская область) решающим фактором могут служить структурные особенности миграции, направленной в региональные центры – «молодых» миграционных ресурсов внутри региона уже недостаточно, а межрегиональная миграция приобретает «вахтовый» характер,

поэтому наблюдаемый прирост концентрации рождений гораздо скромнее. Более того, для ХМАО Ханты-Мансийск не является крупнейшим городом – он играет роль сервисного центра, в том числе в сфере здравоохранения, только на субрегиональном уровне. В Белгородской области подобное соотношение может наблюдаться как из-за более высокого возраста межрегиональных мигрантов, так и вследствие достаточного уровня развития здравоохранения в других муниципалитетах региона.

Удельный вес Москвы и Санкт-Петербурга возрос гораздо значительнее даже несмотря на субурбанизационные процессы (-0,7 п. п. для показателя концентрации численности населения для Москвы и Московской области) – внутри агломераций, где социально-экономические, в том числе сервисные, связи наиболее прочны, изменение критериев определения места рождения сыграло, по-видимому, ключевую роль в увеличении концентрации числа родившихся.

Изучение общей динамики рождаемости должно включать рассмотрение не только категориальных, но и пространственных закономерностей. На основе данных БД ПМО Росстата были рассчитаны общий и стандартизованный коэффициенты рождаемости (в качестве стандарта использованы возрастные коэффициенты рождаемости населения России). Для обоих показателей вариация на более локальном уровне существенно выше: коэффициент генерализации для общего коэффициента рождаемости равен 1,39, для стандартизованного – 1,9 (таблица 5). При этом на региональном уровне вариация стандартизованного коэффициента ниже, чем у общего – возрастная структура населения регионов более однородна по сравнению с муниципалитетами, где возрастной профиль миграционного движения населения может в значительной степени влиять на структуру женщин репродуктивного возраста (Кашницкий 2014).

Таблица 5. Характеристики распределения общего и стандартизованного коэффициента рождаемости, в среднем, 2017–2019

Пространственный уровень	Коэффициент рождаемости	Коэффициент вариации, %	Min, ‰	Max, ‰	Среднее, ‰
Муниципальный (N=2304)	Стандартизованный	32,0	1,1	35,8	12,9
	Общий	28,5	1,3	31,9	10,4
Региональный (N=85)	Стандартизованный	16,8	7,9	19,5	10,9
	Общий	20,4	7,6	20,7	11,0
Коэффициент генерализации (муниципальный/региональный)	Стандартизованный		1,90		
	Общий		1,39		

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021; ЕМИСС 2020).

Картографический метод позволяет выявить географические кластеры сходных значений одного показателя и сравнить территориальное распределение нескольких индикаторов. Нами были построены картограммы для общего и стандартизованного коэффициентов рождаемости в единой шкале, значения были нормированы методом расчёта Z-оценок (мера относительного разброса значений вокруг среднего, выраженная в стандартных отклонениях) (9):

$$\frac{x_i - \mu}{\sigma}, \quad (9)$$

где: x_i – значение общего или стандартизованного коэффициента рождаемости для муниципалитета i , μ – среднее арифметическое значение коэффициента для 2304 муниципалитетов, σ – стандартное отклонение коэффициента для 2304 муниципалитетов.

Стандартизация накладывает ограничения на сравнение с другими показателями. Z-оценки (рисунок 3) позволяют сравнить распределение территорий по уровню общего и стандартизованного коэффициентов рождаемости; в качестве масштаба при этом используются среднероссийские значения.

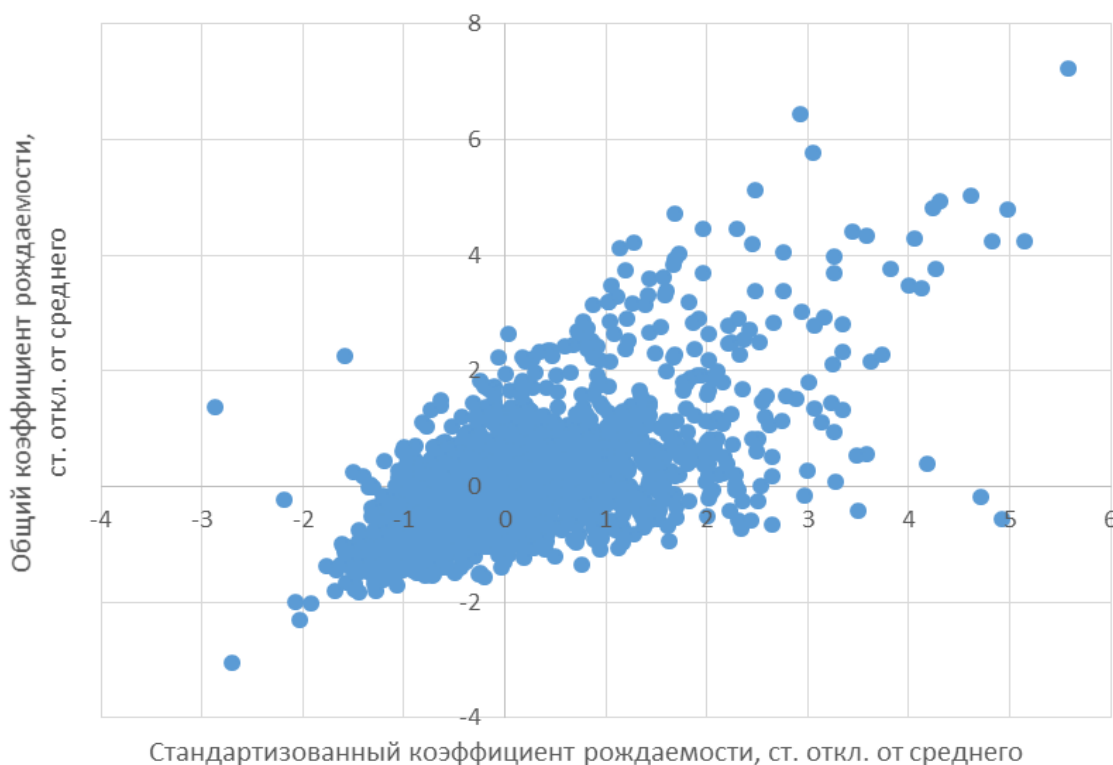


Рисунок 3. Общий и стандартизованный коэффициенты рождаемости на муниципальном уровне, стандартное отклонение от среднего значения, 2017-2019

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021).

Картографический анализ (рисунки 4, 5) даёт представление о следующих ареалах высокого стандартизованного коэффициента рождаемости – территорий, где вклад возрастной структуры населения в высокую рождаемость минимален:

- слабо урбанизированные периферийные муниципалитеты с низкой плотностью населения (Русский Север, Центральная Россия);
- слабо урбанизированные периферийные муниципалитеты с высокой плотностью населения (Чувашия, Оренбургская область, Удмуртия, Марий Эл);
- пригородная зона Москвы;
- муниципалитеты с высокой долей титульного, преимущественно сельского, населения в Азиатской части России (Якутия, Бурятия).

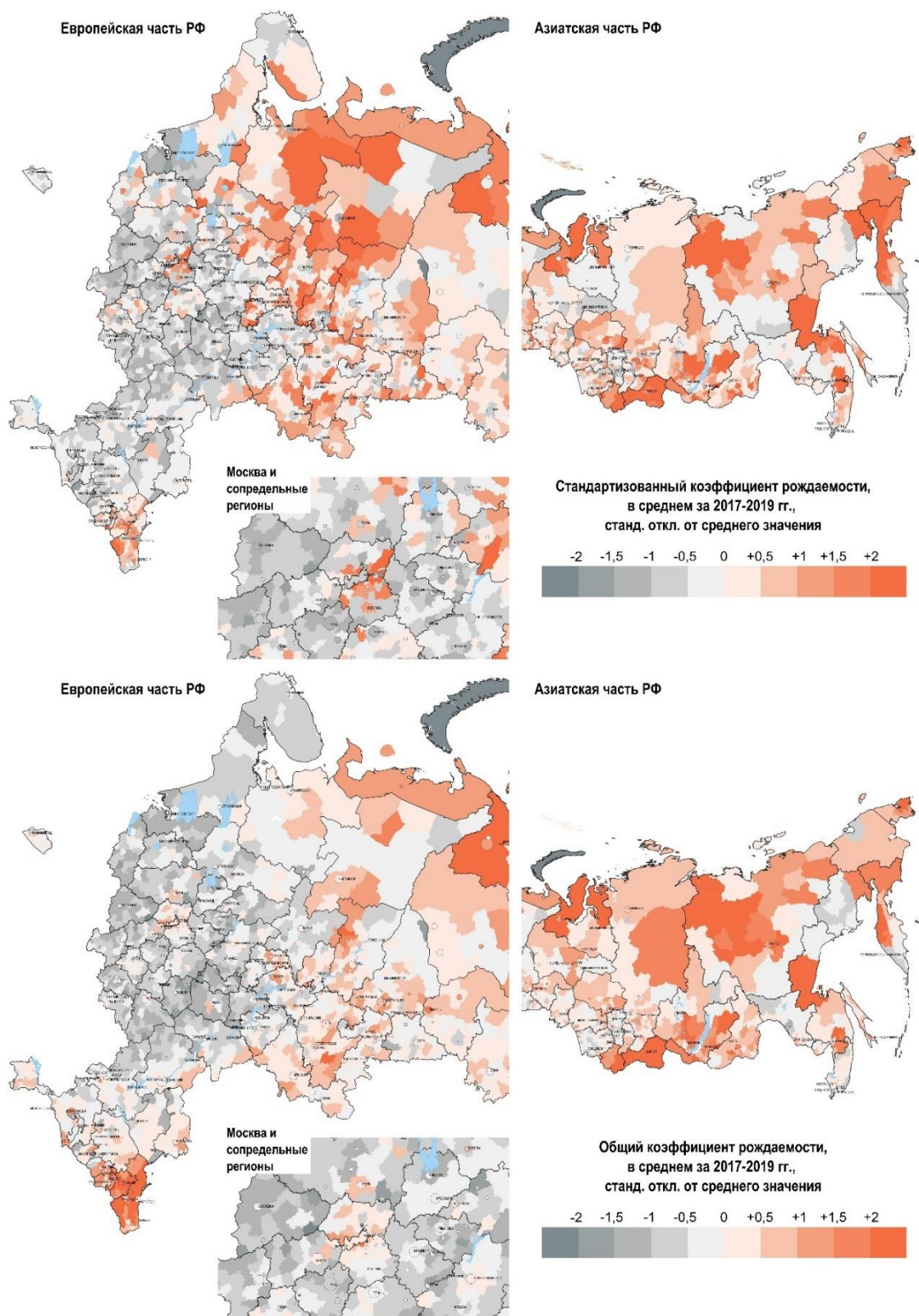


Рисунок 4. Общий и стандартизованный коэффициенты рождаемости для муниципалитетов Российской Федерации, в среднем, стандартное отклонение от среднего значения, 2017-2019. Стандарт – население России

Источник: Выполнено автором по данным (Росстат 2021; ЕМИСС 2020).

Также для придания «освязаемости» абстрактным значениям стандартизованного ОКР методом косвенной стандартизации была рассчитана оценка коэффициента суммарной рождаемости (КСР) (вместо общего коэффициента рождаемости (ОКР) РФ для стандартизации использовался КСР).

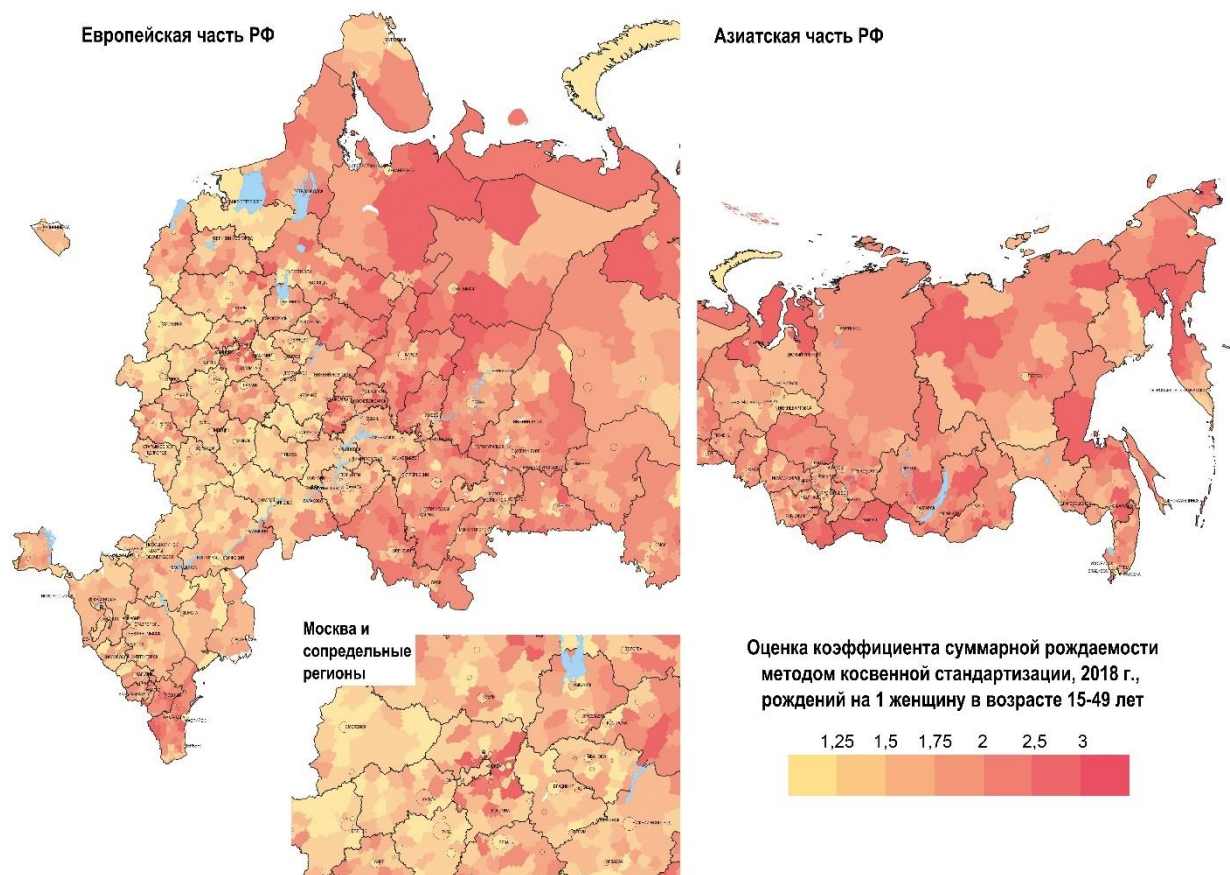


Рисунок 5. Оценка коэффициента суммарной рождаемости методом косвенной стандартизации для муниципалитетов Российской Федерации, рождений на 1 женщину в возрасте 15-49 лет, 2018. Стандарт – население России

Источник: Выполнено автором по данным (Росстат 2021; ЕМИСС 2020).

Оценочные значения КСР, полученные нами, позволяют проанализировать уровень рождаемости с точки зрения воспроизводства населения. На диаграмме (рисунок 6) представлена средневзвешенная оценка КСР для муниципалитетов России, сгруппированных по численности населения (за исключением Москвы и Санкт-Петербурга с прилегающими регионами). Все представленные группы характеризуются значительной внутренней вариацией КСР. Выше уровня простого воспроизводства для РФ (2,15 рождений на одну женщину) рождаемость наблюдается только в небольших по численности населения муниципалитетах (преимущественно слабо урбанизированные периферийные территории).

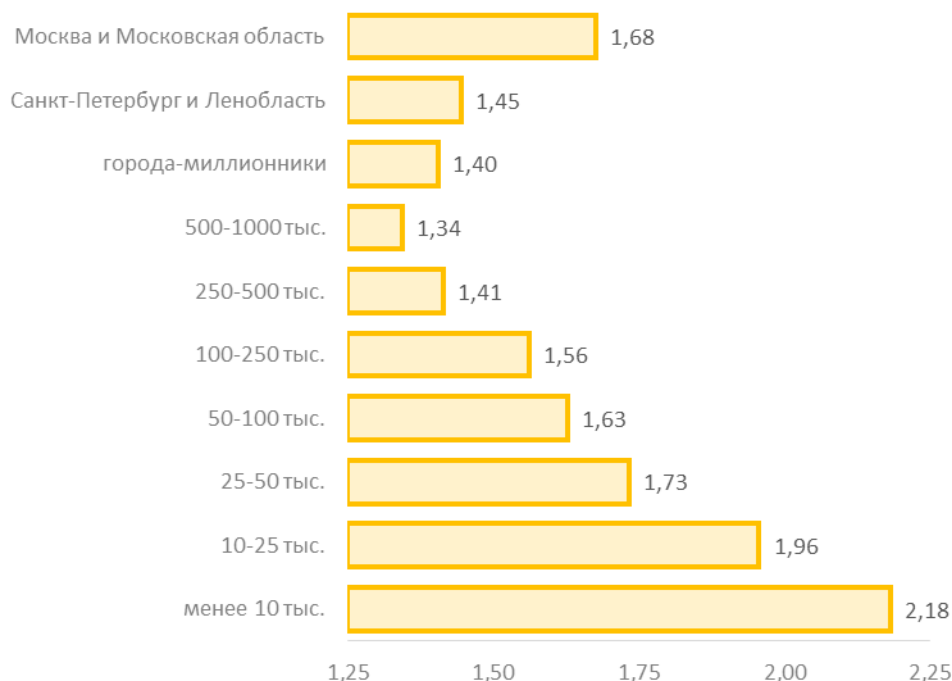


Рисунок 6. Оценка коэффициента суммарной рождаемости методом косвенной стандартизации для групп муниципалитетов РФ по людности, рождений на 1 женщину в возрасте 15-49 лет, 2018. Стандарт – население России.

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021; ЕМИСС 2020).

Дифференциация показателя на более низком пространственном уровне позволяет оценить концентрацию высокой рождаемости. Только 10,6% населения России проживает в муниципалитетах, где оценка коэффициента суммарной рождаемости выше уровня простого воспроизводства (таблица 6). Почти 2/3 населения проживает на территориях, где КСР ниже среднего для РФ (1,58 рождений на одну женщину). Если на уровне регионов максимальное значение находится на уровне 2,7 рождений на одну женщину (Тува), то на муниципальном уровне обнаруживаются гораздо более полярные значения, сравнимые с некоторыми странами Африки южнее Сахары. Тем не менее, если разница между максимальными и минимальными показателями и её факторы очевидны, то небольшие различия в КСР после снижения рождаемости и установления нового демографического равновесия (например, между 1,3 и 1,6) не имеют однозначной интерпретации и характеризуются низкой информативностью (Вишневский 2012).

Таблица 6. Муниципалитеты России по оценке коэффициента суммарной рождаемости методом косвенной стандартизации, в среднем, 2017-2019

Оценка КСР (стандарт население РФ), рождений на 1 женщину, в среднем за 2017–2019 гг.	Среднегодовая численность населения, 2018 г.		Число муниципалитетов, ед.		Пример территории (оценка КСР)	Аналогичный показатель для страны (КСР)
	тыс. чел.	% от РФ (без учёта ЗАТО)	ед.	% от РФ (без учёта ЗАТО)		
более 4	172	0,1	19	0,8	Дзун-Хемчикский район, Тыва (4,87)	Танзания (4,83)
3-4	3 896	2,7	110	4,8	Алнашский район, Удмуртия (3,45)	Пакистан (3,45)
2,5-3	5 281	3,6	183	7,9	ГО Домодедово, Московская обл. (2,76)	Сирия (2,77)
2,15-2,5	6 042	4,2	271	11,8	Кувандыкский ГО, Оренбургская обл. (2,22)	Перу (2,23)
2-2,15	5 267	3,6	164	7,1	Борзинский район, Забайкальский край (2,07)	Кувейт (2,07)
1,75-2	14 683	10,1	385	16,7	Краснинский район, Липецкая обл. (1,86)	Франция (1,87)
1,58-1,75	18 392	12,7	357	15,5	Тихорецкий район, Краснодарский край (1,64)	Великобритания (1,65)
1,25-1,58	72 884	50,2	627	27,2	Кингисеппский район, Ленинградская обл. (1,35)	Финляндия (1,35)
1-1,25	17 840	12,3	165	7,2	Кетовский район, Курганская обл. (1,12)	Сингапур (1,14)
менее 1	839	0,6	23	1,0	Малокарачаевский район, Карачаево-Черкесия (0,92)	Республика Корея (0,92)

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021; ЕМИСС 2020; CIA 2021).

Общий коэффициент рождаемости на локальном уровне может достигать значений, не характерных для стран с низкой рождаемостью: в некоторых муниципалитетах Чечни, Дагестана, Ингушетии и Тувы, а также в Ленинском городском округе Подмосковья он достигает 25-30 родившихся на 1 тыс. жителей. И если в муниципалитетах республик столь высокие показатели связаны с молодой возрастной структурой (рисунок 7), то в пригородных зонах крупнейших городов, например в Ленинском городском округе, причиной тому, наиболее вероятно, стало занижение численности женщин в возрасте 15-29 лет.

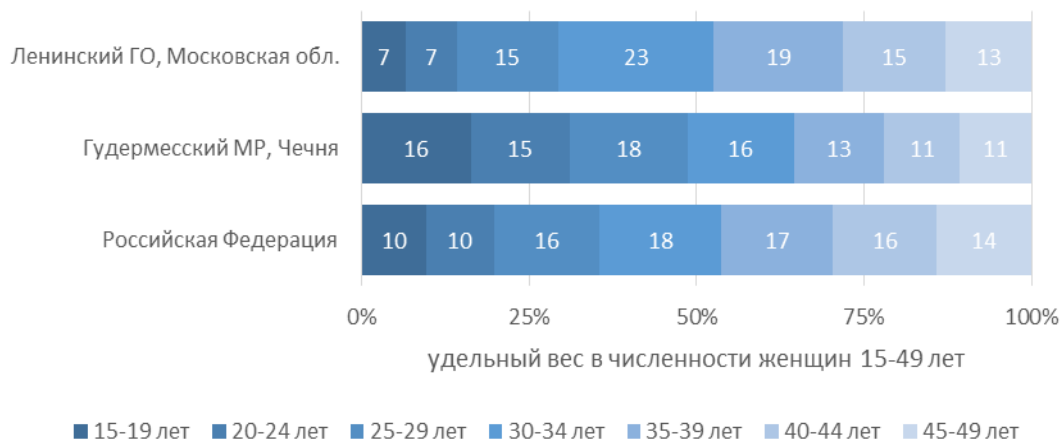


Рисунок 7. Возрастная структура женщин репродуктивного возраста (15-49 лет) в муниципалитетах с максимальным ОКР, 2018, %

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021).

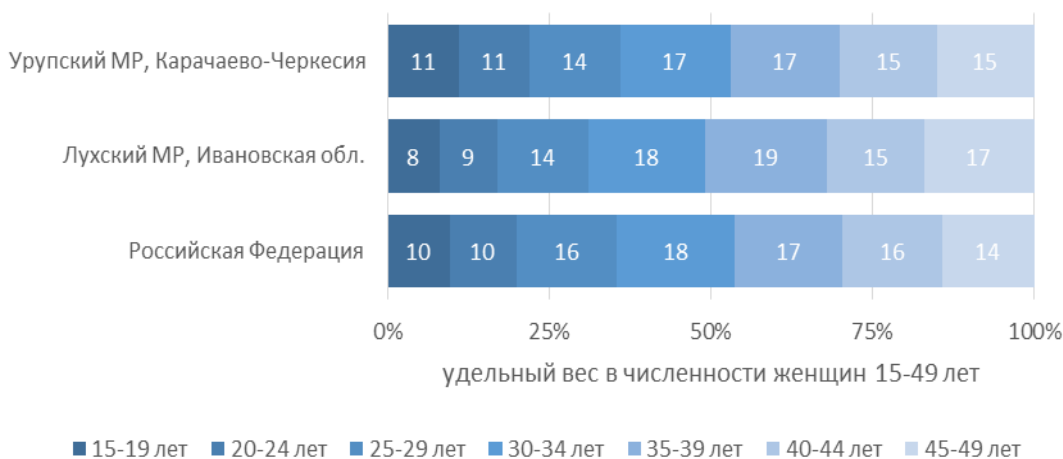


Рисунок 8. Возрастная структура женщин репродуктивного возраста (15-49 лет) в муниципалитетах с минимальным ОКР, 2018, %

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021).

Минимальными значениями ОКР характеризуются ГО Новая Земля Архангельской области и ГО Славный Тульской области (1,3 и 3,6 родившихся на 1 тыс. жит. соответственно). Обе территории являются местом дислокации воинских частей, поэтому наиболее вероятно в силу как постепенной ротации населения, так и отсутствия родильных домов большая доля рождений регистрируется вне этих территорий. Как правило, минимальные значения общего коэффициента рождаемости характерны для периферийных муниципалитетов регионов Европейской части России. Экономика этих территорий характеризуется отсутствием генераторов экономического роста: здесь нет крупных городских поселений и занятость населения сводится к преимущественно «некоммерческому» сектору – образованию, здравоохранению и государственной службе.

На рисунке 8 представлены 2 периферийных муниципалитета: первый – в пределах Центральной России – территории, которая одной из первых испытала снижение

рождаемости и миграционную убыль (Лухский район Ивановской области), второй – периферийная территория, но южная и с более высокой рождаемостью (Урупский район Карачаево-Черкесии). Население обеих территорий «старше» среднероссийских значений, а ОКР почти в 2 раза ниже национального показателя. Вероятно, это связано с проблемой учёта населения – в реальности структура женщин репродуктивного возраста здесь ещё более сдвинута в сторону старших возрастов. На локальном уровне подобный недоучёт миграции становится явным, особенно в возрасте 25-29 лет (на месте могут отсутствовать до 2/3 населения), что отмечено полевыми исследованиями, проводившимися на территории с аналогичными условиями – в Старицком районе Тверской области (Фомкина 2017).

Таблица 7. Муниципалитеты с максимальным превышением стандартизованного коэффициента рождаемости над общим

Субъект РФ	Муниципалитет	Среднегодовая численность населения, 2018, тыс. чел.	Коэффициент рождаемости, в среднем за 2017-2019 гг., ‰	
			стандартизованный	общий
Вологодская область	Устюженский муниципальный район	16,5	33,1	8,8
Чувашская Республика	Яльчикский муниципальный район	16,0	32,3	9,9
Архангельская область	Лешуконский муниципальный район	6,1	30,1	11,6
Чувашская Республика	Красночетайский муниципальный район	13,4	27,3	9,1
Чувашская Республика	Шемуршинский муниципальный район	11,8	26,4	10,7
Архангельская область	Пинежский муниципальный район	21,2	27,6	12,1
Чувашская Республика	Шумерлинский муниципальный район	8,4	23,8	8,5
Республика Коми	Муниципальный район Прилузский	16,8	27,2	12,0
Архангельская область	Верхнетоемский муниципальный район	12,6	25,1	10,0
Костромская область	Вохомский муниципальный район	7,6	22,5	8,3
Костромская область	Антроповский муниципальный район	5,5	22,9	8,7
Кировская область	Сунский муниципальный район	5,5	25,2	11,2
Костромская область	Октябрьский муниципальный район	3,9	22,4	8,6
Чувашская Республика	Аликовский муниципальный район	15,0	23,2	9,7
Московская область	Городской округ Щёлково	188,9	26,3	13,2

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021).

Примечание: Муниципалитеты отсортированы в порядке убывания соотношения стандартизованного и общего коэффициентов

Стандартизованный коэффициент позволяет частично избавиться от влияния возрастной структуры населения на дифференциацию рождаемости. Проанализируем территории, для которых разница между стандартизованным и общим коэффициентом

рождаемости максимальна, интерпретируя это как значительный вклад возрастной структуры населения в занижение показателей рождаемости (таблица 7).

Таблица 8. Муниципалитеты с максимальным превышением общего коэффициента рождаемости над стандартизованным

Субъект РФ	Муниципалитет	Среднегодовая численность населения, тыс. чел., 2018	Коэффициент рождаемости, в среднем за 2017–2019 гг., ‰	
			стандартизованный	общий
Республика Дагестан	Городской округ г. Каспийск	121,7	11,9	15,9
Ханты-Мансийский автономный округ - Югра	Городской округ г. Ханты-Мансийск	100,4	9,5	13,7
Республика Саха (Якутия)	Городской округ г. Якутск	337,6	10,3	14,6
Республика Дагестан	Городской округ г. Южно-Сухокумск	10,7	12,6	17,0
Республика Алтай	Городской округ - г. Горно-Алтайск	64,2	9,9	14,3
Республика Ингушетия	Городской округ - г. Сунжа	66,2	6,7	11,2
Московская область	Ленинский муниципальный район	158,6	19,8	24,4
Республика Дагестан	Городской округ г. Избербаш	60,0	10,2	14,8
Чеченская Республика	Городской округ г. Аргун	47,7	24,9	29,5
Чеченская Республика	Ножай-Юртовский муниципальный район	61,0	18,2	23,0
Чеченская Республика	Городской округ г. Грозный	311,5	17,5	22,6
Республика Тыва	Городской округ г. Кызыл	118,7	13,0	18,3
Республика Ингушетия	Городской округ - г. Карабулак	42,1	3,9	9,7
Республика Ингушетия	Городской округ - г. Назрань	121,1	6,3	17,1
Республика Ингушетия	Городской округ - г. Магас	11,3	1,1	14,5

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021).

Примечание: Муниципалитеты отсортированы в порядке убывания соотношения общего и стандартизованного коэффициентов

Все указанные муниципалитеты, кроме города-спутника Москвы Щёлкова, относятся к небольшим сельским муниципалитетам Европейского Севера или Поволжья. Вероятно, в периферийных неурбанизированных территориях сохраняется относительно высокая рождаемость в более старших возрастах за счёт вторых, третьих и последующих детей (так, коэффициент суммарной рождаемости для сельского населения Архангельской области в 2018 г. был равен 4,77 рождений на 1 женщину). Это может быть связано с более низкими доходами населения и, как следствие, более ощутимой реакцией на меры пронаталистской демографической политики. В городских округах-спутниках Москвы высокий стандартизованный коэффициент может говорить о недоучёте женского населения

в молодых возрастах на фоне регистрации демографических событий за их пределами – в столице.

На другом полюсе соотношения общего и стандартизованного коэффициента находятся в основном территории национальных республик, а именно крупнейшие городские округа – средоточия внутрирегиональной миграции молодёжи (таблица 8). Во всех указанных муниципалитетах вклад «молодой» возрастной структуры в высокую рождаемость максимален с учётом того, что именно в этих регионах максимальные возрастные коэффициенты рождаемости приходятся на более младшие когорты (20-24, а не 25-29 лет). Тем не менее не стоит забывать, что специфические проблемы регистрации демографических и миграционных событий, попытки административного манипулирования регистрационной и переписной статистики в регионах Северного Кавказа вероятно вносят весомый вклад в искажение реальной ситуации. Попаданием в этот список Ленинский ГО Московской области, по-видимому, обязан искусственному занижению знаменателя при расчёте ОКР.

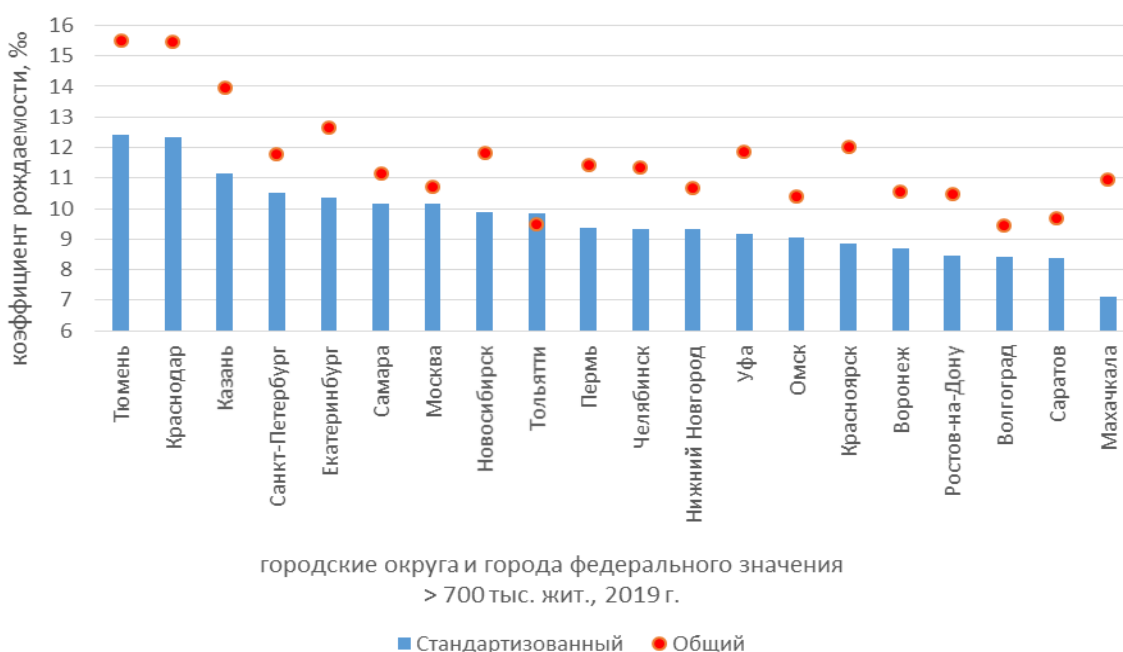


Рисунок 9. Общий и стандартизованный коэффициенты рождаемости в крупнейших по численности населения муниципалитетах России, в среднем, 2017–2019

Источник: Рассчитано автором по данным (Росстат 2021).

В крупнейших городских округах и городах федерального значения (более 700 тыс. жителей) в 2018 г. проживало 37,7 млн человек (1/4 населения России). Стандартизация коэффициентов в значительной степени выравнивает позиции регионов (рисунок 9): Тюмень, Краснодар и Казань (лидеры миграционного прироста за пределами Московской и Санкт-Петербургской городских агломераций) сохраняют лидерство, но их отрыв по стандартизованному коэффициенту гораздо менее значителен. Крупнейшие макрорегиональные центры Новосибирск, Самара и Екатеринбург характеризуются аналогичными Москве и Санкт-Петербургу значениями. Однако в данном случае возникает недостаток информации: при рассмотрении ранее Москвы и Санкт-Петербурга вместе с

сопредельными регионами отрыв федеральных центров от прочих городов-миллионников был существенным. Без рассмотрения реальной зоны тяготения каждого города, куда направлен сдвиг миграционного прироста из центров городов, едва ли можно говорить о валидных соотношениях индикаторов.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной работе представлены некоторые свидетельства пространственных паттернов рождаемости на уровне малых территорий (small areas) для Российской Федерации. Эта тема до сих пор рассматривалась преимущественно на региональном уровне вследствие недостатка данных. Автором была собрана и обработана база данных показателей рождаемости для 2304 ячеек муниципального уровня.

На основе зарубежного и отечественного опыта исследований демографических индикаторов на локальном уровне была выбрана методика косвенной стандартизации показателей. Данные о возрастной структуре женского населения и числе родившихся для муниципальных образований, а также страновые показатели общих коэффициентов рождаемости, коэффициентов суммарной рождаемости и возрастных коэффициентов рождаемости позволили рассчитать стандартизованный коэффициент рождаемости (в среднем за 2017-2019 гг.).

Вариация рождаемости сокращается как на региональном, так и на муниципальном уровне за счёт продолжающегося снижения рождаемости в территориях, где её уровень относительно высок. При этом в 2011-2019 гг. роль местных особенностей усилилась: коэффициент генерализации (соотношение вариации на муниципальном и региональном уровне) вырос с 116,7 до 137,3%.

При анализе исходных данных была обнаружена тенденция к опережающей (по сравнению с концентрацией численности населения в региональных центрах) концентрации рождений: за 9 лет она возросла с 36,5 до 42,8%, в то время как доля проживающих в региональных центрах россиян изменилась только с 39 до 40,9%. Как минимум половина прироста концентрации рождений обусловлена корректировками правовых актов, регулирующих порядок регистрации рождений.

Разница между общим и стандартизованным коэффициентом рождаемости интерпретируется как вклад возрастно-половой структуры населения в рождаемость. Были выявлены следующие пространственные закономерности для категорий городских округов по людности:

- миграция, вероятно, вносит основной вклад в дифференциацию показателей рождаемости на локальном уровне, причём её воздействие может проявляться в неявном виде (недоучтённое или наоборот номинальное население);
- доминирование Москвы и Санкт-Петербурга в национальной системе расселения и экономике привело к значительному отставанию по миграционной attractiveness всех крупных городов от федеральных центров, которое в том числе выражается в стандартизованных коэффициентах рождаемости.

Картографический анализ позволяет выделить следующие ареалы высоких значений стандартизованного коэффициента рождаемости:

- слабо урбанизированные периферийные территории с низкой плотностью населения в пределах Русского Севера и Центральной России;
- слабо урбанизированные периферийные территории с высокой плотностью населения (Чувашия, Оренбургская область, Удмуртия, Марий Эл);
- муниципалитеты с высокой долей титульного преимущественно сельского населения в Азиатской части России (Якутия, Бурятия).

В то же время аналогично высокий уровень значений стандартизованного коэффициента в пределах Московской агломерации и Северного Кавказа может быть следствием несовершенства статистического учёта населения.

Однако наибольшую информативность имеет оценка вклада возрастной структуры (разница между стандартизованным и общим коэффициентами рождаемости) в рождаемость. Максимальное занижение рождаемости отмечено для сельских муниципалитетов Европейского Севера и Поволжья с малой численностью населения (например, Пинежский район Архангельской области). Вероятно, здесь сохраняется относительно высокая рождаемость в более старших возрастах за счёт вторых, третьих и последующих детей. Низкие доходы населения и, как следствие, большая подверженность мерам по стимулированию рождаемости вместе с традиционной занятостью в аграрном секторе могут определять высокую рождаемость.

Максимальное завышение ОКР происходит в крупнейших городах национальных республик Северного Кавказа и Сибири. Здесь значительный вклад «молодой» возрастной структуры обусловлен тем, что максимальные возрастные коэффициенты рождаемости приходятся на более младшие когорты (20-24, а не 25-29 лет как в большинстве регионов). Однако не стоит упускать из внимания тот факт, что возможные намеренное и ненамеренное искажение демографической статистики в регионах Северного Кавказа вероятно вносит весомый вклад в неадекватное отражение реальной ситуации, так же, как и в случае территорий со сверхвысоким миграционным приростом, например Ленинского ГО Московской области, где очевидно занижен «знаменатель» коэффициентов рождаемости.

Значения стандартизованного ОКР не имеют смысла, выходящего за пределы оценивания интенсивности процесса, поэтому для интерпретации воспроизводственного потенциала рождаемости используется альтернативный показатель – оценка КСР методом косвенной стандартизации. Различия оценочных КСР на муниципальном уровне позволяют сделать выводы о концентрации высокой рождаемости. Только 1/10 населения России (10,6%) проживает на территориях, где оценочные значения КСР больше уровня простого воспроизводства (2,15 рождений на одну женщину). Более 65% населения проживает на территориях, где КСР ниже среднего по стране (1,58). Относительно высоким КСР (выше уровня простого воспроизводства) характеризуются только небольшие сельские муниципалитеты с выраженной этнической компонентой (муниципалитеты менее 10 тыс. жителей). Демографическая модернизация почти не оставила значительных (по численности населения) ареалов высокой рождаемости даже в слаборазвитых регионах.

Исследование показало, что стандартизованные коэффициенты могут быть использованы для интерпретации показателей рождаемости в России на локальном уровне. Однако дальнейшая работа требует уточнения особенностей статистического учёта населения и демографических событий: на локальном уровне подобные искажения кратно возрастают. Более точная оценка тенденций предполагает расчёт стандартизованных коэффициентов в динамике, а также поиск более оптимальных территориальных ячеек, например городских агломераций, так как деконцентрация миграционного прироста по направлению к пригородным зонам крупных городов может значительно исказить реальную ситуацию.

ЛИТЕРАТУРА

- Андреев Е.М. (2012). О точности результатов российских переписей населения и степени доверия к разным источникам информации. *Вопросы статистики*, 11, 21-35. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=18052410>
- Архангельский В.Н., Калачикова О.Н. (2020). Возраст матери при рождении первого ребенка: динамика, региональные различия, детерминация. *Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз*, 13(5), 200-217. URL: https://www-elibrary-ru.proxylibrary.hse.ru/download/elibrary_44186363_41728188.pdf DOI: 10.15838/esc.2020.5.71.12
- Архангельский В.Н. (2006). *Факторы рождаемости*. ТЕИС. URL: <https://www.econ.msu.ru/sys/raw.php?o=39692&p=attachment>
- Вишневский А.Г. (2012). Демографический прорыв или движение по кругу? *Демоскоп Weekly*, 533-534. URL: <http://www.demoscope.ru/weekly/2012/0533/tema05.php>
- Денисенко М.Б., Степанова А.В. (2013). Динамика численности населения Москвы за 140 лет. *Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика*, 3, 88-97. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/dinamika-chislennosti-naseleniya-moskvy-za-140-let>
- Держстат (2020). *Розподіл постійного населення України за статтю та віком*. [Распределение постоянного населения Украины по полу и возрасту] (Укр.) URL: http://www.ukrstat.gov.ua/druk/publicat/kat_r/publnasel_r.htm (данные загружены 25.04.2021).
- Единая межведомственная информационно-статистическая система (ЕМИСС) (2020). *Число родившихся (без мертворожденных) за год*. URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/31606> (данные загружены 27.04.2021).
- Захаров С.В. (Ред.) (2016). *Население России 2014. Двадцать второй ежегодный демографический доклад*. Издательский дом Высшей школы экономики. URL: http://www.demoscope.ru/weekly/knigi/ns_r14/acrobat/nr14.pdf
- Захаров С.В. (2017). Потенциал структурных факторов роста рождаемости исчерпан? Часть первая. *Демоскоп Weekly*, 731-732, 1-10. URL: <http://demoscope.ru/weekly/2017/0731/tema01.php>
- Зубаревич Н.В. (2010). Города как центры модернизации экономики и человеческого капитала. *Общественные науки и современность*, (5), 5-19. URL: <http://ecsocman.hse.ru/data/2012/09/25/1251346584/Зубаревич.pdf>

- Калачикова О.Н., Шабунова А.А., Ласточкина М.А. (2012). Тенденции и перспективы демографического развития России и Вологодской области. *Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз*, 23(5), 143-153. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/tendentsii-i-perspektivy-demograficheskogo-razvitiya-rossii-i-vologodskoy-oblasti>
- Кашницкий И.С. (2014). *Влияние миграции на демографическую структуру в малых территориях России*. (Магистерская дисс.). Факультет социальных наук НИУ ВШЭ. URL: (https://www.hse.ru/data/2014/06/06/1323547247/TEXT_MD_Kashnitsky.pdf)
- Консультант Плюс (2021). *Федеральный закон от 15.11.1997 N 143-ФЗ (ред. от 24.04.2020) "Об актах гражданского состояния". Глава 2. Статья 15. Место государственной регистрации рождения*. URL: http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_16758/5cbabc4187c8a46f789d8a86840c15a72dc05b2c/ (данные загружены 10.05.2021).
- Малева Т.М., Синявская О.В. (2006). Социально-экономические факторы рождаемости в России: эмпирические измерения и вызовы социальной политике. *SPEPO*. (5), 70-97. URL: <http://www.demoscope.ru/weekly/2007/0309/analit02.php>
- Мкртчян Н.В. (2012). Проблемы учета населения отдельных возрастных групп в ходе переписи населения 2010 г.: причины отклонений полученных данных от ожидаемых. В М.Б. Денисенко (Ред.), *Демографические аспекты социально-экономического развития: Сборник статей* (с. 197-214). Москва: МАКС Пресс. URL: <http://www.demoscope.ru/weekly/2014/0581/analit02.php>
- Мкртчян Н.В. (2019). Миграция на Северном Кавказе сквозь призму несовершенной статистики. *Журнал исследований социальной политики*, 17(1), 7-21. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/migratsiya-na-severnom-kavkazeskvoz-prizmu-nesovershennoy-statistiki>
- Росстат (2021). *База данных показателей муниципальных образований*. URL: <https://www.gks.ru/dbscripts/munst/> (данные загружены 23.03.2021).
- Старкова Н.В. (2008). Возрастная структура населения и повозрастная интенсивность рождений как факторы изменения уровня рождаемости в Ленинградской области. *Вестник Санкт-Петербургского университета. Науки о Земле*, 3, 98-106. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/vozzrastnaya-struktura-naseleniya-i-povozrastnaya-intensivnost-rozhdeniy-kak-factory-izmeneniya-urovnya-rozhdaemosti-v-leningradskoy-viewer>
- Трейвиш А.И. (2019) Географическое пространство как посредник между населением и экономикой. *Население и экономика*, 3(1), 5-20. URL: <https://doi.org/10.3897/porecon.3.e35372>
- Троицкая И., Авдеев А. (2014, апрель). *Проблемы использования косвенной стандартизации для оценки динамики смертности от отдельных причин в странах с небольшим населением или неполной статистикой смертности*. Доклад, представленный на конференции «Ломоносовские чтения-2014», Секция экономических наук. Москва, Россия
- Фомкина А.А. (2017). Расхождения в оценках численности сельского населения (на примере Тверской области). *Вестник Московского университета. Серия 5. География*, 6, 88-91. URL: https://vestnik5.geogr.msu.ru/jour/article/view/371?locale=ru_RU

- Хаиров Р.А. (2018). *Дифференциация показателей рождаемости в городах Центрального федерального округа России*. (Магистерская дисс.). Факультет социальных наук НИУ ВШЭ. URL: <https://www.hse.ru/edu/vkr/296308139>
- Basten S., Sobotka T., Zeman K. (2014). *Future fertility in low fertility countries*. Vienna Institute of Demography Working Papers, No. 5/2013. Austrian Academy of Sciences. Retrieved from <https://lirias.kuleuven.be/retrieve/292650>
- de Beer J., Deerenberg I. (2007). An explanatory model for projecting regional fertility differences in the Netherlands. *Population Research and Policy Review*, 26(5), 511-528. URL: <https://www.jstor.org/stable/40230990>
- CIA. (2021). *The World Factbook. Total fertility rate*. URL: <https://www.cia.gov/the-world-factbook/field/total-fertility-rate/> (данные загружены 15.05.2021)
- Coale A.J., Brass W. (1968). *The demography of tropical Africa. Methods of analysis and estimation*. Princeton University Press
- Coale A.J., Hill A.G., Trussell T.J. (1975). A new method of estimating standard fertility measures from incomplete data. *Population Index*, 182-210. URL: <https://www.jstor.org/stable/2734617>
- Coale A.J., Watkins S.C. (1986). *The decline of fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*. Princeton, NJ: Princeton University Press
- Davis, K. (Ed.). (1987). Below-replacement fertility in industrial societies: causes, consequences, policies; based on papers presented at a seminar held at the Hoover Institution, Stanford Univ., Nov. 1985 (Vol. 12). *Cambridge University Press*.
- Kulu H., Boyle P.J. (2009). High fertility in city suburbs: Compositional or contextual effects? *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie*, 25(2), 157-174. URL: <https://link.springer.com/article/10.1007%2Fs10680-008-9163-9>
- Muniz J.O. (2009). Spatial dependence and heterogeneity in ten years of fertility decline in Brazil. *Population Review*, 48(2), 32-65. URL: <https://paa2006.princeton.edu/papers/60162>
- Schmertmann C.P., Cavenaghi S.M., Assunção R.M., Potter J.E. (2013). Bayes plus Brass: estimating total fertility for many small areas from sparse census data. *Population Studies*, 67(3), 255-273. URL: <https://www.jstor.org/stable/43287888>
- Shevchuk E.I., Kirillov P.L., Petrosian A.N. (2020). Spatial Heterogeneity of Socioeconomic Data: Multiscale Approach and Generalization. *Regional Research of Russia*, 10(2), 156-163. URL: <http://dx.doi.org/10.1134/S2079970520020124>
- Timonin S., Jasilionis D., Shkolnikov V.M., Andreev E. (2020). New perspective on geographical mortality divide in Russia: a district-level cross-sectional analysis, 2008–2012. *J Epidemiol Community Health*, 74(2), 144-150. URL: <https://doi.org/10.1136/jech-2019-213239>
- United Nations (2003). *Partnership and reproductive behaviour in low-fertility countries*. New York: United Nations. Sales No.E.03.XIII.5
- Williamson L., Norman P. (2011). Developing strategies for deriving small population fertility rates. *Journal of Population Research*, 28(2-3), 129-148. URL: <https://www.jstor.org/stable/41289111>

FERTILITY IN RUSSIA'S REGIONS AT THE MUNICIPAL LEVEL (2011–2019)

ARTUR PETROSIAN

Insufficient data until recently have resulted in a lack of studies on population indicators for small areas in Russia. The article focuses on an analysis of fertility in 2,304 municipal level areas of Russia's regions. The study is based on the Rosstat municipal data on the number of women of reproductive age by five-year age groups and the number of births. To eliminate the influence of age structure on the local (municipal) level, standardized birth rates were calculated on average for 2017 – 2019. The calculations were based on the method of indirect standardization, with Russia's population chosen as a standard.

The variation in birth rates is decreasing both at regional and municipal levels due to the continuing decline in birth rates of the areas where its level is still high. However, estimates show that the ratio of the coefficient of variation at the municipal level to a similar indicator for the regions is increasing: the role of local factors is becoming more significant. When analysing spatial trends in the number of births, it was found that about half of the increase in the concentration of births in regional centres was the result of changes in the law regulating birth registration.

The ratio of the general and standardized birth rates is meant to assess the contribution of the age structure of women to the level of the birth rate. Due to the peculiarities of the age composition of the population, the maximum underestimate of the birth rate occurs in small rural municipalities in the Russian North and the Volga region. Differences in total fertility rate (TFR) estimates at the municipal level make it possible to estimate the concentration of high fertility. Only 10.6% of Russia's population lives in territories where TFR estimates are higher than the replacement fertility level (2.15). Demographic modernisation has left almost no significant areas (in terms of population size) with high fertility rates, even in regions where its level is traditionally highest (Chechnya, Dagestan, Ingushetia, Tuva, Altai).

Key words: *fertility, generalization, municipalities, Russia's regions, small areas, standardization.*

ARTUR PETROSIAN (artur29031@mail.ru), NATIONAL RESEARCH UNIVERSITY HIGHER SCHOOL OF ECONOMICS, RUSSIA.

DATE RECEIVED : JULY 2021.

REFERENCES

- Andreev E. (2012). On accuracy of Russia population censuses results and level of confidence in different sources of information. *Voprosy statistiki*, 11, 21-35. (In Russ.). Retrieved from <https://elibrary.ru/item.asp?id=18052410>
- Arkhangel'skiy V.N., Kalachikova O.N. (2020). Vozrast materi pri rozhdenii pervogo rebenka: dinamika, regional'nye razlichiya, determinaciya [Maternal age at first birth: dynamics, regional differences, determination]. *Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast*. 13 (5), 200–217. Retrieved from https://www-elibrary-ru.proxylibrary.hse.ru/download/elibrary_44186363_41728188.pdf DOI: 10.15838/esc.2020.5.71.12
- Arkhangel'skiy V.N. (2006). *Faktery rozhdaemosti* [Fertility factors]. TEIS. (In Russ.). Retrieved from <https://www.econ.msu.ru/sys/raw.php?o=39692&p=attachment>

- Basten S., Sobotka T., Zeman K. (2014). *Future fertility in low fertility countries*. Vienna Institute of Demography Working Papers, No. 5/2013. Austrian Academy of Sciences. Retrieved from <https://lirias.kuleuven.be/retrieve/292650>
- de Beer J., Deerenberg I. (2007). An explanatory model for projecting regional fertility differences in the Netherlands. *Population Research and Policy Review*, 26(5), 511-528. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/40230990>
- CIA (2021). *The World Factbook. Total fertility rate*. Retrieved May 15, 2021 from <https://www.cia.gov/the-world-factbook/field/total-fertility-rate/>
- Coale A.J., Brass W. (1968). *The demography of tropical Africa. Methods of analysis and estimation*. Princeton University Press
- Coale A.J., Hill A.G., Trussell T.J. (1975). A new method of estimating standard fertility measures from incomplete data. *Population Index*, 182-210. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2734617>
- Coale A.J., Watkins S.C. (1986). *The decline of fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*. Princeton, NJ: Princeton University Press
- Davis, K. (Ed.). (1987). *Below-replacement fertility in industrial societies: causes, consequences, policies; based on papers presented at a seminar held at the Hoover Institution, Stanford Univ., Nov. 1985 (Vol. 12)*. Cambridge University Press.
- Denisenko M.B., Stepanova A.V. (2013). Dinamika chislennosti naseleniya Moskvyy za 140 let [Population change in Moscow for the 140 years]. *Vestnik Moskovskogo universiteta. Seriya 6. Ekonomika*, 3, 88-97. (In Russ.). Retrieved from <https://cyberleninka.ru/article/n/dinamika-chislennosti-naseleniya-moskvyy-za-140-let>
- Derzhstat (2020). *Rozpodil postiyynogo naseleण्याy Ukraini za stattyu ta vikom* [Ukraine's population by age and sex]. (In Ukr.). Retrieved April 25, 2021 from http://www.ukrstat.gov.ua/druk/publicat/kat_r/publnasel_r.htm
- Fomkina A.A. (2017). Discrepancies in the rural population number estimates (case study of the Tver oblast). *Vestnik Moskovskogo universiteta. Seriya 5. Geografiya*, 6, 88-91. (In Russ.). Retrieved from https://vestnik5.geogr.msu.ru/jour/article/view/371?locale=ru_RU
- Kalachikova O.N., Shabunova A.A., Lastochkina M.A. (2012). Tendentsii i perspektivy demograficheskogo razvitiya Rossii i Vologodskoy oblasti [Trends and opportunities of demographic development in Russia and Vologda Oblast]. *Ekonomicheskiye i sotsial'nyye peremeny: fakty, tendentsii, prognoz* [Economic and social changes: facts, trends, forecast], 23(5), 143-153. (In Russ.). Retrieved from <https://cyberleninka.ru/article/n/tendentsii-i-perspektivy-demograficheskogo-razvitiya-rossii-i-vologodskoy-oblasti>
- Kashnitsky I.S. (2014). *Vliyaniye migratsii na demograficheskuyu strukturu v malykh territoriyakh Rossii* [Impact of migration on the demographic structure of Russia's small territories]. (Master's dissertation.) HSE Faculty of Social Sciences. (In Russ.). Retrieved from (https://www.hse.ru/data/2014/06/06/1323547247/TEXT_MD_Kashnitsky.pdf)
- Khairov R.A. (2018). *Differentsiatsiya pokazateley rozhdayemosti v gorodakh Tsentral'nogo federal'nogo okruga Rossii* [Differentiation of fertility rates in cities of the Central Federal District of Russia]. (Master's dissertation). HSE Faculty of Social Sciences. (In Russ.). Retrieved from <https://www.hse.ru/edu/vkr/296308139>
- Konsul'tant Plyus (2021). *Federal'nyy zakon ot 15.11.1997 N 143-FZ (red. ot 24.04.2020) "Ob aktakh grazhdanskogo sostoyaniya"*. Glava 2. Stat'ya 15. Mesto gosudarstvennoy registratsii

- rozhdeniya [Federal law regulating birth registration]. (In Russ.). Retrieved May 10, 2021 from http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_16758/5cbabc4187c8a46f789d8a86840c15a72dc05b2c/
- Kulu H., Boyle P.J. (2009). High fertility in city suburbs: Compositional or contextual effects? *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie*, 25(2), 157-174. Retrieved from <https://link.springer.com/article/10.1007%2Fs10680-008-9163-9>
- Maleva T.M., Sinyavskaya O.V. (2006). Social'no-ekonomicheskie faktory rozhdanosti v Rossii: empiricheskie izmereniya i vyzovy social'noj politike [Socio-economic factors of fertility in Russia: empirical measurements and challenges for social policies]. *SPERO*, (5), 70-97. (In Russ.). Retrieved from <http://www.demoscope.ru/weekly/2007/0309/analit02.php>
- Mkrtychyan N.V. (2012). Problemy ucheta naseleniya otdel'nykh vozrastnykh grupp v khode perepisi naseleniya 2010 g.: prichiny otkloneniy poluchennykh dannykh ot ozhidayemykh [Problems of population registration: case of selected age groups during 2010 Census]. In M.B. Denisenko (Ed.), *Demograficheskiye aspekty sotsial'no-ekonomicheskogo razvitiya: Sb. statey* [Demographic aspects of socio-economic development: Collection of articles], (pp. 197-214). Moscow: MAKS Press. (In Russ.). Retrieved from <http://www.demoscope.ru/weekly/2014/0581/analit02.php>
- Mkrtychyan N.V. (2019). Migration in the North Caucasus and the accuracy of statistics. *Zhurnal issledovaniy sotsial'noy politiki* [Journal of social policies research], 17(1), 7-21. (In Russ.). Retrieved from <https://cyberleninka.ru/article/n/migratsiya-na-severnom-kavkazeskvoz-prizmu-nesovershennoy-statistiki>
- Muniz J.O. (2009). Spatial dependence and heterogeneity in ten years of fertility decline in Brazil. *Population Review*, 48(2), 32-65. Retrieved from <https://paa2006.princeton.edu/papers/60162>
- Rosstat (2021). *Baza dannykh pokazateley munitsipal'nykh obrazovaniy* [Municipal statistics database]. (In Russ.). Retrieved March 23, 2021 from <https://www.gks.ru/dbscripts/munst/>
- Schmertmann C.P., Cavenaghi S.M., Assunção R.M., Potter J.E. (2013). Bayes plus Brass: estimating total fertility for many small areas from sparse census data. *Population Studies*, 67(3), 255-273. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/43287888>
- Shevchuk E.I., Kirillov P.L., Petrosian A.N. (2020). Spatial Heterogeneity of Socioeconomic Data: Multiscale Approach and Generalization. *Regional Research of Russia*, 10(2), 156-163. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.1134/S2079970520020124>
- Timonin S., Jasilionis D., Shkolnikov V.M., Andreev E. (2020). New perspective on geographical mortality divide in Russia: a district-level cross-sectional analysis, 2008–2012. *J Epidemiol Community Health*, 74(2), 144-150. Retrieved from <https://doi.org/10.1136/jech-2019-213239>
- Troitskaya I., Avdeyev A. (2014, april). *Problemy ispol'zovaniya kosvennoy standartizatsii dlya otsenki dinamiki smernosti ot otdel'nykh prichin v stranakh s nebol'shim naseleniyem ili nepolnoy statistikoy smernosti* [Problems of using indirect standardization to assess the dynamics of mortality from individual causes in countries with small populations or incomplete mortality statistics]. Report presented during «Lomonosovskiy chteniya-2014», Sektsiya ekonomicheskikh nauk. Moscow, Russia. (In Russ.)
- United Nations (2003). *Partnership and reproductive behaviour in low-fertility countries*. New York: United Nations. Sales No.E.03.XIII.5

- Vishnevsky A.G. (2012). Demograficheskiy proryv ili dvizheniye po krugu? [Demographic breakthrough or going in circles?] *Demoscope Weekly*, 533-534. (In Russ.). Retrieved from <http://www.demoscope.ru/weekly/2012/0533/tema05.php>.
- Williamson L., Norman P. (2011). Developing strategies for deriving small population fertility rates. *Journal of Population Research*, 28(2-3), 129-148. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/41289111>.
- YeMISS [Unified interdepartmental information and statistical system] (2020). *Chislo rodivshikhsya (bez mertvorozhdennykh) za god* [The number of births (without stillbirths) per year]. (In Russ.). Retrieved April 27, 2021 from <https://www.fedstat.ru/indicator/31606>
- Zakharov S.V. (2016). *Naseleniye Rossii 2014. Dvadtsat' vtoroy yezhegodnyy demograficheskiy doklad* [Russia's Population 2014. 22nd annual demographic report]. Izdatel'skiy dom Vysshey shkoly ekonomiki. (In Russ.). Retrieved from http://www.demoscope.ru/weekly/knigi/ns_r14/acrobat/nr14.pdf
- Zakharov S.V. (2017). Potentsial strukturnykh faktorov rosta rozhdayemosti ischerpan? Chast' pervaya [Has the potential for structural growth factors of fertility been exhausted? Part one]. *Demoscope Weekly*, 731-732, 1-10. (In Russ.). Retrieved from <http://demoscope.ru/weekly/2017/0731/tema01.php>
- Zubarevich N.V. (2010). Goroda kak tsentry modernizatsii ekonomiki i chelovecheskogo kapitala [Cities as centres of economy and human capital modernisation]. *Obshchestvenn-yye nauki i sovremennost'* [Social sciences and modernity], (5), 5-19. (In Russ.). Retrieved from <http://ecsocman.hse.ru/data/2012/09/25/1251346584/Зубаревич.pdf>
- Starkova N.V. (2008). Vozrastnaya struktura naseleniya i povozrastnaya intensivnost' rozhdeniy kak faktory izmeneniya urovnya rozhdayemosti v Leningradskoy oblasti [Age structure and age-specific fertility rates as factors of fertility level change in Leningrad oblast]. *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta. Nauki o Zemle*, 3, 98-106. (In Russ.). Retrieved from <https://cyberleninka.ru/article/n/voznrastnaya-struktura-naseleniya-i-povozrastnaya-intensivnost-rozhdeniy-kak-faktory-izmeneniya-urovnya-rozhdaemosti-v-leningradskoy/viewer>
- Treivish A.I. (2019) Geographical space as a mediator between population and economy. *Population and Economics* 3(1), 5-20. (In Russ.). Retrieved from <https://doi.org/10.3897/popecon.3.e35372>