

Статистическая оценка снижения рождаемости в Российской Федерации: региональный аспект

Оксана Михайловна Шубат

Уральский федеральный университет имени первого Президента России Б.Н. Ельцина,
г. Екатеринбург, Россия

Целью исследования является статистический анализ региональных особенностей снижения рождаемости населения в России в 2016–2019 гг. Учет региональной специфики исключительно важен для совершенствования реализуемых в Российской Федерации мер, направленных на улучшение общей демографической ситуации в стране. Информационную базу исследования составили динамические ряды суммарного коэффициента рождаемости в отдельных российских регионах. Применялись методы описательной статистики; конвергентные тенденции оценивались на основе методов сигма-, бета- и гамма-конвергенций; пространственные эффекты и региональная дифференциация рождаемости определялись на основе индекса Морана.

В результате анализа были установлены следующие особенности. Во-первых, в России наблюдается высокая степень региональной дифференциации процессов снижения рождаемости населения, фиксируемых в последние годы. Во-вторых, падение рождаемости в регионах характеризуется определенной спецификой; отсутствуют типовые траектории в тех субъектах, где показатели рождаемости снизились больше или меньше всего. В-третьих, не обнаружены ярко выраженные территориальные локализации процессов падения рождаемости населения. И в-четвертых, на основе сравнения динамики рождаемости населения в российских регионах конвергентные тенденции не выявлены, то есть сближения территориальных образований по уровню рождаемости не наблюдается.

По мнению автора, демографическая политика последних лет пока не дала положительного эффекта ни в отношении роста рождаемости, ни в плане нивелирования региональных различий. Полученные результаты исследования свидетельствуют о нецелесообразности применения унифицированных подходов к решению демографических проблем российских территорий и необходимости мер демографической политики, учитывающих региональную вариативность и нацеленных на сглаживание региональных диспропорций. Следовательно, необходимо проведение регулярных статистико-демографических исследований специфики региональных ситуаций с использованием редко применяемых в демографии методов анализа конвергенции и пространственной автокорреляции.

Ключевые слова: демографическая политика, статистика населения, показатели рождаемости населения, региональная дифференциация рождаемости населения, пространственная автокорреляция.

JEL: J13, C21.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-5-39-48>.

Для цитирования: Шубат О.М. Статистическая оценка снижения рождаемости в Российской Федерации: региональный аспект. Вопросы статистики. 2021;28(5):39–48.

Statistical Estimates of the Decline of the Russian Fertility: Regional Specifics

Oksana M. Shubat

Ural Federal University named after the first President of Russia B.N. Yeltsin, Ekaterinburg, Russia

The study focuses on analyzing regional features of the decline in the birth rate in Russia in 2016–2019. Taking into account regional specifics is crucial when perfecting the implemented measures for improving the general demographic situation in the Russian Federation. The information base of the study contained time series of the total fertility rate in selected Russian regions. The author used methods of descriptive statistics and assessed convergent trends based on the sigma-, beta- and gamma-convergence methods. Spatial effects in regional differentiation of fertility were assessed based on Moran's I.

As a result of the analysis, the following features were established. Firstly, in recent years in Russia, there has been a high degree of differentiation in the recorded declining birth rates. Secondly, the processes of falling fertility in the regions have specific characteristics, the absence of typical trajectories in those subjects where it fell most or least of all. Thirdly, in Russia, there are no pronounced territo-

rial localizations of the processes of fertility decline. And fourthly, based on a comparison of the birth rate dynamics in Russian regions, no convergent trends have been identified, i. e., there is no convergence of territorial entities in terms of the birth rate.

According to the author, the demographic policy of recent years has not yet responded positively either in terms of birth rate growth or leveling of regional differences. The results obtained indicate that unified approaches are unsuited to solving the demographic problems of Russian territories, and there is a need for demographic policy measures that take into account regional variability and are aimed at smoothing regional disproportions. Consequently, it is necessary to conduct regular statistical and demographic studies of the specificity of regional situations using methods of convergence and spatial autocorrelation analysis, rarely used in demography.

Keywords: demographic policy, population statistics, fertility rates, regional fertility differentiation, spatial autocorrelation.

JEL: J13, C21.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-5-39-48>.

For citation: Shubat O.M. Statistical Estimates of the Decline of the Russian Fertility: Regional Specifics. *Voprosy Statistiki*. 2021;28(5):39–48. (In Russ.)

Введение: актуальность исследования

Демографическая проблематика сегодня находится в фокусе внимания органов власти, различных политических и экономических структур, является объектом многих научных исследований. Действительно, в последние годы в стране прослеживаются негативные демографические тенденции. Так, в 2019 и 2020 гг. было зафиксировано снижение численности населения России; начиная с 2016 г. наблюдается естественная убыль, падение суммарного и общего коэффициентов рождаемости. Демографические прогнозы на период до 2035 г. также дают негативные оценки — в среднем (наиболее вероятном) их варианте предполагается ежегодное снижение численности населения, естественная убыль. Относительно оптимистичные оценки перспективной динамики даются в отношении суммарного коэффициента рождаемости (СКР) — при нелинейном характере его будущей динамики все же к концу прогнозного периода предусматривается его рост до уровня 1,579 ребенка на одну женщину¹. Однако такое значение показателя ниже уровня простого воспроизводства населения приблизительно на 26%.

Важно отметить, что в последние годы в стране активно разрабатываются и внедряются государственные меры, направленные на решение демографических проблем. Так, сохранение населения — первый из обозначенных приоритетов в Указе Президента РФ «О национальных целях развития Российской Федерации на период

до 2030 года»². С 1 января 2019 г. началась реализация национального проекта «Демография». Этот проект предусматривает достижение ряда целей, одной из которых является увеличение к 2024 г. суммарного коэффициента рождаемости в стране до уровня 1,7 ребенка на одну женщину; предусмотрены и соответствующие региональные показатели³.

Вместе с тем первый год реализации данного проекта показал, что установленные ориентиры для роста рождаемости в абсолютном большинстве российских регионов не были достигнуты. Как свидетельствуют расчеты, лишь в трех субъектах Российской Федерации суммарный коэффициент рождаемости в 2019 г. превысил предусмотренный национальным проектом уровень, а хуже всего ситуация с достижением целевых показателей складывалась в регионах — драйверах позитивной демографической динамики, то есть тех, в которых исторически наблюдаются наиболее высокие уровни рождаемости (см. таблицу 1). Как следствие — недостижение и общестранового целевого показателя рождаемости, предусмотренного национальным проектом в 2019 г.

Необходимо отметить, что в России исторически наблюдается значительная региональная дифференциация по показателям воспроизводства населения в целом и по уровням рождаемости в частности. Так, в 2019 г. максимальный уровень рождаемости был отмечен в Республике Тыва, где СКР составил 2,72 ребенка на одну женщину. Он более чем в 2,5 раза превысил СКР

¹ Росстат. Демографический прогноз до 2035 года. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/12781>.

² Указ Президента Российской Федерации от 21.07.2020 № 474 «О национальных целях развития Российской Федерации на период до 2030 года». URL: <http://kremlin.ru/events/president/news/63728>.

³ Паспорт национального проекта «Демография». URL: <https://rosmintrud.ru/ministry/programms/demography> (дата обращения 20.05.2020).

Таблица 1

Достижение целевых показателей рождаемости, предусмотренных национальным проектом «Демография», в 2019 г. в отдельных регионах России (в процентах)

Субъекты Российской Федерации		Оценка достижения целевых показателей
Регионы-лидеры	г. Москва	108,0
	Республика Ингушетия	103,0
	Республика Карачаево-Черкессия	102,6
Регионы-аутсайдеры	Чукотский автономный округ	79,6
	Республика Тыва	77,1
	Республика Алтай	76,8

Источник: расчеты автора на основе данных Паспорта национального проекта «Демография».

Ленинградской области (1,07 ребенка на одну женщину) — региональный минимум⁴.

Сложившиеся региональные различия напрямую влияют и на общую демографическую ситуацию в стране. Действительно, устойчивость развития какой-либо системы напрямую связана со сбалансированностью динамики ее отдельных компонентов. Устойчивые демографические тренды в стране не могут формироваться в условиях высокого уровня региональной неоднородности. Заметим, что в работах отдельных авторов рассматриваются социально-экономические последствия региональной дифференциации, ее влияние на экономическое развитие. К примеру, В.В. Глинский и Л.К. Серга отмечают, что определенный уровень дифференциации социально-экономических систем полезен и способствует общему развитию. Однако, по мнению авторов, усиление региональной дифференциации создает проблемы для проведения эффективной государственной политики [1].

Целью настоящего исследования является анализ региональных особенностей снижения рождаемости, наблюдаемого в России с 2016 по 2019 г. При этом в центре внимания были следующие вопросы:

1. Существуют ли конвергентные тенденции в снижении региональных уровней рождаемости?
2. Выявляется ли пространственная автокорреляция в региональных уровнях рождаемости, а также в динамике этих уровней (присутствуют ли какие-либо пространственные эффекты в данных процессах)?

⁴ Показатели социально-экономического развития Российской Федерации, необходимые для мониторинга достижения показателей национальных проектов, транспортной части комплексного плана модернизации и расширения магистральной инфраструктуры на период до 2024 года и федеральных проектов, входящих в их состав // Единая межведомственная информационно-статистическая система. URL: <https://fedstat.ru/organizations/>.

Учет региональной специфики исключительно важен для совершенствования реализуемых в стране мер стимулирования и поддержки рождаемости, которые, к сожалению, на сегодняшний день пока не приводят к формированию позитивных демографических трендов.

Методические вопросы исследования

В ходе исследования анализировались временные ряды суммарного коэффициента рождаемости в регионах страны (во всех 85 субъектах Российской Федерации) с 2016 по 2019 г., когда начала формироваться тенденция снижения рождаемости после достаточно длительного 16-летнего периода ее повышения. Рассчитывался коэффициент роста показателя — как отношение СКР 2019 г. к СКР 2015 г., характеризующий суммарное изменение рождаемости в регионе в исследуемый период.

Возможные конвергентные тенденции в региональных уровнях рождаемости оценивались на основе методов сигма-, бета- и гамма-конвергенций. Отдельные вопросы применения данных методов раскрываются, например, в работах [2–5]; возможности их адаптации к исследованию региональных уровней рождаемости были представлены нами в работе [6].

Для исследования сигма-конвергенции применялись среднеквадратичное (стандартное) отклонение σ , а также коэффициент вариации V_{σ} . Уменьшение с течением времени значений обоих показателей свидетельствует о конвергенции рождаемости (сближении российских регионов по ее уровням), а их рост — о дивергенции региональных уровней рождаемости, то есть увеличении разброса (неоднородности) значений СКР в регионах.

Для исследования бета-конвергенции применялась модифицированная классическая регрессия Барро (1) (подробнее см. в [6]):

$$\sqrt[T]{\frac{y_{i(t+T)}}{y_{it}}} = \alpha + \beta y_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где y_{it} и $y_{i(t+T)}$ — СКР в регионе i в начальный и конечный моменты времени; $\sqrt[T]{\frac{y_{i(t+T)}}{y_{it}}}$ — среднегодовой

темпа роста СКР в регионе i в рассматриваемый период времени $(t, t+T)$; α — свободный член (константа); β — коэффициент регрессии; $\varepsilon_{i,t}$ — случайные ошибки.

Конвергенция будет наблюдаться при отрицательной величине параметра β в уравнении (1). Такая ситуация будет означать сближение регионов по значениям СКР. Это будет происходить из-за различий в темпах падения уровней рождаемости: регионы с изначально более высокими значениями СКР показывают более быстрые темпы его снижения (рождаемость в них падает значительно быстрее) и, таким образом, как бы «догоняют» регионы с изначально более низкими уровнями рождаемости, темпы падения которой относительно невысокие.

Гамма-конвергенция оценивалась с помощью показателя, рассчитанного на основе коэффициента ранговой конкордации Кендалла (2):

$$RC = \frac{D(\sum_{t=0}^T R_{it})}{D[(T+1)R_{i0}]}, \quad (2)$$

где R_{it} — ранг региона i в период времени t ; R_{i0} — ранг региона i в начальный период времени $t=0$; T — конечный период времени; D — дисперсия рангов.

Данный показатель изменяется в диапазоне от 0 до 1. Его увеличение в рассматриваемые годы будет означать, что с течением времени происходит уменьшение степени изменчивости (подвижности) ранговых позиций регионов по сравнению с начальным периодом времени. Уменьшение данного показателя (его движение в сторону нулевого значения) будет означать усиление тенденции к смене ранговых позиций регионов, то есть дивергенцию региональных уровней рождаемости.

Пространственные эффекты в региональной дифференциации рождаемости оценивались на основе индекса Морана (3), который является наиболее широко используемой мерой пространственной автокорреляции [7]:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} z_i z_j}{S_0 \sum_{i=1}^n z_i^2}, \quad (3)$$

где z_i — отклонение значения показателя в регионе i от его среднего уровня; $w_{i,j}$ — элемент матрицы пространственных весов для регионов i и j ; n — общее число регионов; S_0 — совокупность пространственных весов.

Значимость индекса Морана проверялась на основе z -статистики, а тип пространственной автокорреляции — на основе стандартного подхода путем сравнения рассчитанного значения индекса с ожидаемым — $E(I)$ [8]. При $I > E(I)$ будет наблюдаться положительная пространственная автокорреляция, что в нашем случае означает, что расположенные недалеко друг от друга регионы имеют близкие значения уровней рождаемости или схожие темпы их снижения.

Известно, что значение индекса Морана зависит от тех предположений, которые лежат в основе формирования матрицы пространственных весов, используемой при его расчете. В частности, в работе [9] нами было показано, что индексы, рассчитанные на основе трех разных весовых матриц, по-разному характеризовали тенденции пространственной кластеризации российских регионов по уровням рождаемости в период с 2000 по 2015 г. Поэтому с целью получения валидных результатов в настоящем исследовании расчеты были проведены на основе трех различных весовых матриц: нормированной по числу соседей матрице смежности регионов и двух матриц, учитывающих географические расстояния между регионами, — обратных расстояний и квадратов обратных расстояний (подробное описание различных вариантов весовых матриц при расчете индекса Морана представлено, например, в работе [10]). Таким образом, в процессе исследования были учтены два наиболее часто применяемых подхода к изучению пространственной близости регионов — на основе их общих границ (смежности) и на основе расстояний между ними. Последнее оценивалось на основе кратчайшего расстояния по автомобильным дорогам между центрами регионов.

Результаты исследования

Как отмечалось выше, с 2016 г. в России наблюдается ежегодное снижение рождаемости. За этот период значение СКР в целом по стране упало практически на 16% — с 1,777 в 2015 г. до 1,500 в 2019 г.

Проведенный анализ выявил высокую степень дифференциации процессов падения рождаемости в регионах России в 2016–2019 гг. В таблице 2 представлены некоторые особенности такого снижения.

Таблица 2

Процентильное распределение снижения значений СКР за период 2016–2019 гг. в регионах России

Минимум	Процентили									Максимум
	10	20	30	40	50	60	70	80	90	
(Сахалинская область) 3,5	12,42	14,40	15,66	16,94	17,70	19,10	19,80	20,60	22,24	(Удмуртская Республика) 25,4

Источник: расчеты автора.

Как следует из представленных данных, диапазон падения рождаемости в российских регионах в этот период времени оказался достаточно большим — максимальный уровень снижения СКР (на 25,4% в Удмуртской Республике) превышал минимальный уровень (на 3,5% в Сахалинской области) более чем в семь раз. Отметим, что из исследуемого ряда распределения был исключен город федерального значения Москва — это единственный субъект Российской Федера-

ции, где в рассматриваемый период времени был зафиксирован рост уровня рождаемости.

С целью выявления возможных закономерностей в падении рождаемости в России более детально была проанализирована динамика снижения СКР в регионах первого и десятого децилей распределения. В таблице 3 представлены некоторые особенности динамики СКР в тех регионах, где уровень рождаемости в 2016–2019 гг. снизился менее всего (регионы первого дециля).

Таблица 3

Некоторые особенности динамики СКР в регионах с наименьшими уровнями его падения за период 2016–2019 гг. (регионы первого дециля распределения)

Регион	Снижение рождаемости в 2019 г. по сравнению с 2015 г., в процентах	Особенности динамики рождаемости в регионе и ее отличие от общероссийских тенденций
Сахалинская область	3,5	— в 2016 г., в отличие от общероссийской тенденции, наблюдался рост рождаемости (значение СКР превышало границу простого воспроизводства); — в 2019 г. по сравнению с предыдущим годом снижение рождаемости не отмечалось
Карачаево-Черкесская Республика	3,9	— СКР за весь период ниже аналогичного общероссийского показателя; — СКР падает начиная с 2014 г.; — в 2019 г. наблюдался рост СКР
Чеченская Республика	7,1	— СКР за весь период существенно выше аналогичного общероссийского показателя; — значение СКР превышает границу простого воспроизводства; — уровень рождаемости падает уже с 2011 г. (исключение — 2017 г., когда был зафиксирован рост рождаемости)
Республика Ингушетия	7,9	— СКР за весь период выше аналогичного общероссийского показателя; — тренд на снижение рождаемости сформировался начиная с 2011 г., однако в 2017–2019 гг. СКР увеличивался
Республика Северная Осетия — Алания	9,3	— СКР за весь период выше аналогичного общероссийского показателя; — тренд на снижение рождаемости сформировался начиная с 2015 г., однако в 2018 г. СКР вырос
Республика Дагестан	10,9	— СКР за весь период выше аналогичного общероссийского показателя; — тренд на снижение рождаемости сформировался начиная с 2015 г.
г. Санкт-Петербург	11,9	— СКР за весь период выше аналогичного общероссийского показателя; — падение рождаемости началось позднее, чем в целом по России, — с 2017 г.
Краснодарский край	12,0	— СКР за весь период выше аналогичного общероссийского показателя; — тенденция снижения рождаемости складывается с 2016 г. (как и в целом по России), но падение рождаемости было несколько меньшим, чем в целом по стране (12% против 15,7%)

Источник: расчеты автора.

Обобщение представленных особенностей позволило получить следующие результаты:

— несмотря на тот факт, что большинство регионов находятся на юге Российской Федерации (относятся к Северо-Кавказскому и Южному федеральным округам), нельзя говорить о тер-

риториальной локализации процессов снижения рождаемости, так как в данную группу регионов входят также г. Санкт-Петербург и Сахалинская область;

— в регионах с наименьшим падением уровня рождаемости в обследуемый период времени,

значения СКР весьма различны. Они могли как превышать значения общероссийского показателя (в отдельных регионах такое превышение было существенным — выше границы простого воспроизводства), так и быть ниже него;

— динамика рождаемости в регионах с наименьшим уровнем ее падения также существенно различалась как по темпам, так и по направлению. Так, например, в 2019 г. в некоторых регионах снижения рождаемости не произошло; в отдельных регионах тенденция падения рождаемости фиксировалась раньше, чем в целом по России, в некоторых регионах — позднее.

Группа субъектов Российской Федерации, в которых падение рождаемости в 2016–2019 гг. было наиболее заметным (регионы десятого дециля распределения), также характеризуется некоторыми специфическими особенностями:

— общей закономерностью для таких регионов является то, что падение рождаемости в них началось тогда же, когда и в целом в стране — в 2016 г.;

— во всех субъектах данной группы падение рождаемости в рассматриваемый период началось с более высокого ее уровня, чем в целом по России (в 2015 г. в этих регионах значения СКР превышали общероссийское значение показателя);

— на конец рассматриваемого периода (2019 г.) значения СКР в данных субъектах Российской Федерации могли быть как выше, так и ниже общероссийского уровня;

— в группе субъектов Российской Федерации с наиболее заметным падением рождаемости в 2016–2019 гг. не наблюдается ярко выраженных пространственных эффектов — они относятся к разным федеральным округам и расположены в разных частях страны. В группу десятого дециля распределения вошли республики Марий Эл, Удмуртия, Чувашия, Пермский край, Калужская, Курганская, Омская области, город федерального значения Севастополь.

Анализ возможных конвергентных тенденций в динамике российской рождаемости не показал уменьшения регионального дисбаланса в обследуемый период. В таблице 4 представлены показатели сигма-конвергенции. Как следует из представленных данных, разброс региональных уровней рождаемости оставался достаточно стабильным — коэффициент вариации в разные годы составлял 16–17%.

Таблица 4

Показатели сигма-конвергенции региональных уровней рождаемости в 2016–2019 гг.

	2016	2017	2018	2019
Среднеквадратичное отклонение	0,295	0,288	0,273	0,261
Коэффициент вариации, в процентах	16,2	17,2	16,8	17,0

Источник: расчеты автора.

Проведенный анализ не подтвердил наличие бета-конвергенции в динамике рождаемости в регионах Российской Федерации. В таблице 5 представлены параметры оцененной регрессии Барро.

Таблица 5

Параметры регрессии Барро для оценки бета-конвергенции в динамике региональных уровней СКР за период 2016–2019 гг.

Компоненты модели	Нестандартизованные коэффициенты		t	p-значение (для t)	R ²	F	p-значение (для F)
	значение коэффициента	стандартная ошибка					
Константа	0,955	0,011	87,358	0,000	0,01	0,08	0,778
Параметр при переменной СКР в 2015 г.	-0,002	0,006	-0,284	0,778	—	—	—

Источник: расчеты автора.

Несмотря на то, что параметр β в уравнении отрицательный (что могло бы свидетельствовать о тенденции сближения регионов по уровням рождаемости), крайне низкое значение коэффициента детерминации и его статистическая незначимость не позволяют сделать вывод о конвергенции рождаемости в российских регионах.

Отметим, что при оценке бета-конвергенции из анализа были исключены субъекты Российской Федерации, вносящие асимметричность

и вызывающие отклонение от нормальности либо в распределении регионального СКР в 2015 г. (базовый год), либо в распределении среднегодового коэффициента роста СКР за исследуемый период (зависимая переменная в модели регрессии Барро). Это такие субъекты, как республики Алтай и Тыва, Карачаево-Черкесская и Чеченская республики, Сахалинская область, город федерального значения Москва и Ненецкий автономный округ.

Расчет показателей гамма-конвергенции подтвердил ранее полученные результаты. Несмотря на то, что коэффициенты с течением времени несколько снижаются (см. таблицу 6), их значения тем не менее остаются в зоне высокой согласованности ранговых позиций регионов по уровням рождаемости, что не позволяет гово-

рить о существенном изменении в распределении региональных уровней рождаемости на территории России.

Анализ пространственной автокорреляции в динамике рождаемости за обследуемый период времени позволил получить следующие результаты (см. таблицу 7).

Таблица 6

Показатели гамма-конвергенции региональных уровней рождаемости

Сопоставляемые годы	2017 и 2016	2018 и 2016	2019 и 2016
Коэффициент согласованности ранговых позиций регионов	0,987	0,980	0,963

Источник: расчеты автора.

Таблица 7

Показатели пространственной автокорреляции регионов России по уровню рождаемости, 2016–2019 гг.

Тип матрицы пространственных весов	Показатель пространственной автокорреляции	2016	2017	2018	2019	Изменение за 2016–2019 гг.
Матрица смежности, нормированная по числу соседей	I	0,36	0,37	0,38	0,39	0,22
	z	4,79	4,93	5,09	5,05	2,94
Матрица обратных расстояний	I	0,36	0,38	0,39	0,41	0,25
	z	4,27	4,50	4,66	4,79	2,92
Матрица квадратов обратных расстояний	I	0,34	0,37	0,38	0,42	0,25
	z	3,63	3,93	4,06	4,30	2,61

Источник: расчеты автора.

С одной стороны, рассчитанные показатели пространственной автокорреляции свидетельствуют о ее наличии (индексы Морана статистически значимы и положительны). Это подтверждает неравномерность демографического развития российских территорий и возможность обнаружения территориальных кластеров, где регионы с более высокими/низкими уровнями рождаемости находятся в окружении схожих по этому показателю регионов (например, регионы Северо-Кавказского федерального округа). С другой стороны, значения индексов Морана, рассчитанные на данных о снижении рождаемости в 2016–2019 гг., очень невысоки, для того чтобы говорить о заметной территориальной локализации этого процесса.

Выводы исследования

Обобщение полученных в процессе анализа результатов позволяет сделать следующие выводы.

Во-первых, в регионах России наблюдается высокая степень дифференциации процессов снижения рождаемости, фиксируемых в последние годы.

Во-вторых, падение рождаемости в российских регионах имеет свою специфику; типовые траектории для тех субъектов Российской Федерации, где снижение рождаемости произошло в наибольшей или наименьшей степени, отсутствуют.

В-третьих, проведенный анализ показал, что в России нет ярко выраженной территориальной локализации процессов падения рождаемости.

В-четвертых, для динамики рождаемости в Российской Федерации характерно отсутствие конвергентных тенденций — то есть сближения регионов, унификации уровней рождаемости в них не наблюдается.

Такие результаты прежде всего означают, что не следует применять унифицированные подходы к решению демографических проблем российских территорий. В стране с высоким уровнем вариативности демографических ситуаций необходимы меры демографической политики, учитывающие эту вариативность и нацеленные на сглаживание региональных диспропорций. Это в свою очередь означает необходимость проведения регулярных статистико-демографических исследований особенностей региональных ситуаций в отношении динамики рождаемости

с использованием редко применяемых в демографии статистических методов анализа конвергенции и пространственной автокорреляции. Анализ демографической ситуации на основе такого статистического инструментария расширяет информационную базу принятия управленческих решений, направленных на регулирование демографической ситуации в стране, позволяет лучше понять характер и перспективы процессов воспроизводства населения.

Полученные в данном исследовании результаты позволяют также сделать вывод о том, что демографическая политика последних лет пока не привела ни к позитивной динамике рождаемости, ни к нивелированию региональных различий.

Неподтвержденность пространственных эффектов в негативной динамике суммарного коэффициента рождаемости в регионах России позволяет сделать следующие выводы. Прежде всего отметим, что пространственная автокорреляция и пространственные эффекты в динамике российской рождаемости слабо изучены. Такие исследования достаточно редки и для других стран. Вместе с тем определенные теоретические основания для подтверждения возможности существования таких эффектов в демографической науке имеются. Здесь прежде всего необходимо упомянуть диффузионистскую теорию рождаемости (см., например, [11]). Эта теория, объясняет масштабное снижение рождаемости в ходе демографического перехода распространением в обществе новых представлений об идеальном размере семьи, способах контроля над рождаемостью и т. п. Особенности территориальных различий уровней рождаемости, выявленные исследователями в отдельных странах (см., например, [12 и 13]), позволили говорить о применимости диффузионистской теории и для внутристранового анализа. Ее адаптация для такого анализа позволяет описывать следующую закономерность: вначале изменения затрагивают наиболее продвинутые регионы страны, а затем распространяются на периферийные территории.

Однако возможности статистического анализа пространственных эффектов в динамике рождаемости затруднены важным методологическим ограничением применения соответствующего инструментария. На сегодняшний день в демографической науке не представлены убедитель-

ные теории, на основании которых можно было бы предположить, какой именно набор пространственных весов формирует пространственную автокорреляцию рождаемости и что определяет возможные взаимосвязи между пространственными объектами в отношении динамики рождаемости. В очень немногочисленных отечественных исследованиях пространственных эффектов этого демографического процесса авторы применяли различные матрицы пространственных весов и получали при этом довольно различающиеся результаты. Так, в работе [14] автор получил значение индекса Морана для общего коэффициента рождаемости, равное 0,48; в исследовании [15] для расчета индекса Морана авторы применяли три разные матрицы пространственных весов и получили оценки индекса, варьирующиеся в диапазоне от 0,106 до 0,400.

Между тем в исследовании [16] авторы показали, что если статистика Морана рассчитывается не на том наборе весов, который в действительности порождает пространственную корреляцию, то тест дает ложный результат. Вероятно, необходимо достаточно большое число исследовательских кейсов с использованием различных матриц пространственных весов, чтобы эмпирическим путем определить выбор наиболее подходящей для исследования рождаемости матрицы.

Литература

1. Глинский В.В., Серга Л.К. Территориальная дифференциация социально-экономического развития: стимул или тормоз роста экономики России // Экономика Сибири в условиях глобальных вызовов XXI века: сб. ст.: в 6 т. / под ред. В.И. Клиторина, О.В. Тарасовой; Ин-т экономики и организации пром. производства СО РАН. Новосибирск, 2018. С. 54–63.
2. Barro R.J. Economic Growth in a Cross Section of Countries // Quarterly Journal of Economics. 1991. Vol. 106. Iss. 2. P. 407–443. doi: <https://doi.org/10.2307/2937943>.
3. Barro R., Sala-I-Martin X. Convergence // Journal of Political Economy. 1992. Vol. 100. No. 2. P. 223–251. doi: <https://doi.org/10.1086/261816>.
4. Sala-I-Martin X. The Classical Approach to Convergence Analysis // The Economic Journal. 1996. Vol. 106. Iss. 437. P. 1019–1036. doi: <https://doi.org/10.2307/2235375>.
5. Boyle G.E., McCarthy T.G. Simple Measures of Convergence in Per Capita GDP: A Note on Some Further International Evidence // Applied Economics Letters. 1999. Vol. 6. Iss. 6. P. 343–347. doi: <https://doi.org/10.1080/135048599353041>.
6. Шубат О.М. Региональная конвергенция рождаемости в России // Экономика региона. 2019. Т. 15. Вып. 3. С. 736–748. doi: <https://doi.org/10.17059/2019-3-9>.

7. **Moran P.A.P.** Notes on Continuous Stochastic Phenomena // *Biometrika*. 1950. Vol. 37. Iss. 1–2. P. 17–23. doi: <https://doi.org/10.1093/biomet/37.1-2.17>.
8. **Fischer M.M.** Spatial Analysis in Geography // N.J. Smelser, P.B. Baltes (eds). *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*. Pergamon, 2001. C. 14752–14758. doi: <https://doi.org/10.1016/B0-08-043076-7/02489-X>.
9. **Shubat O., Ivanenko G., Shubat M.** The Study of Spatial Autocorrelation of Fertility in Russia // T. Löster, T. Pavelka (eds). *The 14th International Days of Statistics and Economics: Conf. Proc. (Prague, Czech Republic, September 10–12, 2020)*. Prague: MELANDRIUM, 2020. P. 988–997. doi: <https://doi.org/10.18267/pr.2020.los.223.0>.
10. **Harris R., Moffat J., Kravtsova V.** In Search of ‘W’ // *Spatial Economic Analysis*. 2011. Vol. 6. Iss. 3. P. 249–270. doi: <https://doi.org/10.1080/17421772.2011.586721>.
11. **Cleland J., Wilson C.** Demand Theories of the Fertility Transition: An Iconoclastic View // *Population Studies*. 1987. Vol. 41. Iss. 1. P. 5–30. doi: <https://doi.org/10.1080/0032472031000142516>.
12. **Vitali A., Billari F.C.** Changing Determinants of Low Fertility and Diffusion: A Spatial Analysis for Italy // *Population, Space and Place*. 2017. Vol. 23. Iss. 2. doi: <https://doi.org/10.1002/psp.1998>.
13. **Carioli A., Recaño J., Devolder D.** The Changing Geographies of Fertility in Spain (1981–2018) // *Journal of Regional Research*. 2021. Vol. 50. P. 147–167. doi: <https://doi.org/10.38191/iirr-jorr.21.015>.
14. **Григорьев А.А.** Пространственная автокорреляция образовательных достижений в Российской Федерации // *Психология. Журнал Высшей школы экономики*. 2018. Т. 15. № 1. С. 164–173. doi: <https://doi.org/10.17323/1813-8918-2018-1-164-173>.
15. **Иноземцев Е.С., Кочетыгова О.В.** Пространственный анализ рождаемости и продолжительности жизни в России // *Известия Саратовского университета. Новая серия. Серия: Экономика, управление, право*. 2018. Т. 18. № 3. С. 314–321. doi: <https://doi.org/10.18500/1994-2540-2018-18-3-314-321>.
16. **Anselin L., Florax R.** (eds) *New Directions in Spatial Econometrics. Advances in Spatial Science*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 1995. 420 с. doi: <https://doi.org/10.1007/978-3-642-79877-1>.

Информация об авторе

Шубат Оксана Михайловна — канд. экон. наук, доцент, доцент кафедры экономики и управления на металлургических и машиностроительных предприятиях, Уральский федеральный университет имени первого Президента России Б.Н. Ельцина. 620002, г. Екатеринбург, ул. Мира, 19. E-mail: o.m.shubat@urfu.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0929-8144>.

Финансирование

Исследование проведено в рамках проекта «Российская пронаталистская политика: ресурсы, эффекты, возможности оптимизации», поддержанного Советом по грантам Президента Российской Федерации на государственную поддержку ведущих научных школ Российской Федерации (НШ-2722.2020.6).

Благодарность

Автор выражает благодарность Иваненко Григорию Алексеевичу и Шубату Марку Игоревичу — студентам Уральского федерального университета имени первого Президента России Б.Н. Ельцина — за помощь в сборе и обработке данных, а также подготовке аналитических материалов, использованных в статье.

References

1. **Glinskiy V.V., Serga L.K.** The Differentiation of Social and Economic Development of Territories Incentives or Inhibit the Growth of Russian Economy. In: V.I. Klistorina, O.V. Tarasova (eds) *Economy of Siberia in the Context of Global Challenges of the XXI Century: Collection of Articles*. Novosibirsk: Institute of Economics and Organization of Industrial Production RAS; 2018. P. 54–63. (In Russ.)
2. **Barro R.** Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*. 1991;106(2):407–443. Available from: <https://doi.org/10.2307/2937943>.
3. **Barro R., Sala-I-Martin X.** Convergence. *Journal of Political Economy*. 1992;100(2):223–251. Available from: <https://doi.org/10.1086/261816>.
4. **Sala-I-Martin X.** The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*. 1996;106(437):1019–1036. Available from: <https://doi.org/10.2307/2235375>.
5. **Boyle G.E., McCarthy T.G.** Simple Measures of Convergence in Per Capita GDP: A Note in Some Further International Evidence. *Applied Economics Letters*. 1999;6(6):343–347. Available from: <https://doi.org/10.1080/135048599353041>.
6. **Shubat O.M.** Regional Convergence of Fertility in Russia. *Economy of Region*. 2019;15(3):736–748. (In Russ.). Available from: <https://doi.org/10.17059/2019-3-9.7>.
7. **Moran P.A.P.** Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*. 1950;37(1–2):17–23. Available from: <https://doi.org/10.1093/biomet/37.1-2.17>.

8. **Fischer M.M.** Spatial Analysis in Geography. In: N.J. Smelser, P.B. Baltes (eds). *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*. Pergamon; 2001. P. 14752–14758. Available from: <https://doi.org/10.1016/B0-08-043076-7/02489-X>.
9. **Shubat O., Ivanenko G., Shubat M.** The Study of Spatial Autocorrelation of Fertility in Russia. In: T. Löster, T. Pavelka (eds). *The 14th International Days of Statistics and Economics: Conf. Proc., 10–12 September 2020, Prague, Czech Republic*. Prague: MELANDRIUM; 2020. P. 988–997. Available from: <https://doi.org/10.18267/pr.2020.los.223.0>.
10. **Harris R., Moffat J., Kravtsova V.** In Search of ‘W’. *Spatial Economic Analysis*. 2011;6(3):249–270. Available from: <https://doi.org/10.1080/17421772.2011.586721>.
11. **Cleland J., Wilson C.** Demand Theories of the Fertility Transition: An Iconoclastic View. *Population Studies*. 1987;41(1):5–30. Available from: <https://doi.org/10.1080/0032472031000142516>.
12. **Vitali A., Billari F.C.** Changing Determinants of Low Fertility and Diffusion: A Spatial Analysis for Italy. *Population, Space and Place*. 2015;23(2). Available from: <https://doi.org/10.1002/psp.1998>.
13. **Carioli A., Devolder D., Recano J.** The Changing Geographies of Fertility in Spain (1981–2018). *Journal of Regional Research*. 2021;50:147–167. Available from: <https://doi.org/10.38191/iirr-jorr.21.015>.
14. **Grigoriev A.A.** Spatial Autocorrelation of Educational Attainment in the Russian Federation. *Psychology. Journal of Higher School of Economics*. 2018;15(1):164–173. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.17323/1813-8918-2018-1-164-173>.
15. **Inozemcev E.S., Kochetygova O.V.** Spatial Panel Analysis of Fertility and Life Expectancy in Russia. *Izvestiya of Saratov University. Ser. Economics. Management. Law*. 2018;18(3):314–321. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.18500/1994-2540-2018-18-3-314-321>.
16. Anselin L., Florax R. (eds) *New Directions in Spatial Econometrics. Advances in Spatial Science*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg; 1995. 420 p. Available from: <https://doi.org/10.1007/978-3-642-79877-1>.

About the author

Oksana M. Shubat – Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor; Associate Professor, Academic Department of Economics and Management of Metallurgy and Industrial Enterprises, Ural Federal University named after the first President of Russia B.N. Yeltsin. 19, Mira Str., 620002, Ekaterinburg, Russia. E-mail: o.m.shubat@urfu.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0929-8144>.

Funding

The article is one of the outputs of the research project «Russian Pro-Natalist Policy: Resources, Effects, Optimization Opportunities», supported by the Council for Grants of the President of the Russian Federation for state support of leading scientific schools of the Russian Federation, Project no. NSh-2722.2020.6.

Acknowledgements

The author would like to express her gratitude to Grigori A. Ivanenko and Mark I. Shubat – students of the Ural Federal University named after the first President of Russia B.N. Yeltsin – for their help in collecting and processing data, as well as preparing analytical materials used in the article.