

DOI: <https://doi.org/10.17816/humeco456492>

Пространственные факторы смертности населения трудоспособного возраста в Республике Башкортостан

В.М. Тимирьянова¹, Р.А. Аскарлов², И.А. Лакман¹, З.Ф. Аскарова³¹ Уфимский университет науки и технологии, Уфа, Российская Федерация;² Российский государственный геологоразведочный университет имени Серго Орджоникидзе, Москва, Российская Федерация;³ Башкирский государственный медицинский университет, Уфа, Российская Федерация

АННОТАЦИЯ

Обоснование. Решение проблемы высокой смертности населения в трудоспособном возрасте осложняется её региональной дифференциацией. Выявляемые региональные особенности смертности по причинам, как правило, носят не локальный характер, а пространственно-обусловленный.

Цель. Определение темпоральных тенденций пространственных закономерностей смертности населения трудоспособного возраста от основных причин (на примере Республики Башкортостан) и выявление определяющих её территориальных факторов.

Методы. Используются данные о смертности населения, представленные в разрезе муниципальных образований (54 муниципальных района, 20 городских округов и городских поселений) и агрегированные по 6 основным причинам смерти в динамике за 2002–2020 гг. Анализ предусматривал оценку индекса Морана и построение панельных моделей авторегрессии с пространственным лагом и ошибкой.

Результаты. Наиболее заметно пространственные зависимости проявляются для болезней системы кровообращения (БСК), некоторых инфекционных и паразитарных болезней, а также для внешних причин. Негативное влияние на смертность от БСК населения трудоспособного возраста среди мужчин и женщин оказывает уровень преступности в данном районе (мужчины: $p=0,046$; женщины: $p=0,019$). Для мужчин дополнительное влияние оказывает объём валового муниципального продукта (ВМП) ($p=0,046$). Факторами, снижающими смертность от внешних причин среди трудоспособных мужчин и женщин, служат рост ВМП (мужчины: $p=0,0010$; женщины: $p=0,003$), увеличение численности врачей в расчёте на 10 000 населения (мужчины: $p=0,001$; женщины: $p=0,037$) и обеспеченности средним медицинским персоналом (мужчины: $p=0,026$; женщины: $p=0,005$). Для мужчин значимое влияние на смертность от внешних причин дополнительно оказывает преступность ($p=0,028$), а для женщин — обеспеченность больничными койками ($p=0,030$). Пространственные эффекты во всех моделях были значимы на уровне $p=0,003$.

Заключение. Проведённый анализ позволил обосновать наличие пространственной автокорреляции в разрезе причин смертности, а также существование как общих, так и специфичных факторов мужской и женской смертности, что может быть основой для последующего анализа пространственно-обусловленных условий смертности населения.

Ключевые слова: смертность; причины смерти; пространственное распределение; пространственно-временной анализ.

Как цитировать:

Тимирьянова В.М., Аскарлов Р.А., Лакман И.А., Аскарова З.Ф. Пространственные факторы смертности населения трудоспособного возраста в Республике Башкортостан // Экология человека. 2023. Т. 30, № 7. С. 523–537. DOI: <https://doi.org/10.17816/humeco456492>

DOI: <https://doi.org/10.17816/humeco456492>

Spatial patterns of mortality among the able-bodied population in the Republic of Bashkortostan

Venera M. Timiryanova¹, Rasul A. Askarov², Irina A. Lakman¹, Zagira F. Askarova³

¹ Ufa University of Science and Technology, Ufa, Russian Federation;

² Sergo Ordzhonikidze Russian State University for Geological Prospecting, Moscow, Russian Federation;

³ Bashkir State Medical University of the Ministry of Health of Russia, Ufa, Russian Federation

ABSTRACT

BACKGROUND: Regional differentiation adds complexity to the issue of high mortality among the working-age population. The identified regional patterns of mortality causes are typically not confined to specific areas, but rather influenced by spatial factors.

AIM: To study temporal trends in spatial patterns of mortality of the working-age population mortality from the main causes of death in the Republic of Bashkortostan. In addition, we identified territorial factors associated with the mortality patterns and trends.

METHODS: Mortality data on 6 main causes of death from 54 municipal districts, 20 urban districts and urban settlements were collected for the period from 2002 through 2020. The analysis included estimation of the Moran's index and the spatial panel data modeling.

RESULTS: Spatial mortality patterns were evident for mortality from diseases of the circulatory system, infectious and parasitic diseases, and external causes. The impact of crime levels in a specific region (male: $p=0.046$; female: $p=0.019$) negatively affected mortality rates from circulatory diseases among working-age men and women. Additionally, for men, the volume of gross municipal product (GMP) had an additional effect ($p=0.046$). Factors that contribute to a decrease in mortality from external causes among able-bodied men and women included the growth of GMP (male: $p=0.010$; female: $p=0.003$ — for women), an increase in the number of doctors per 10,000 people in the population (male: $p=0.001$; female: $p=0.037$), and the availability of nursing staff (male: $p=0.026$; female: $p=0.005$). Furthermore, crime rates had a significant impact on mortality from external causes for men ($p=0.028$), while the availability of hospital beds played a crucial role for women ($p=0.030$).

CONCLUSION: The study provides the evidence on the presence of spatial autocorrelation in the context of causes of death, as well as common and differing factors influencing male and female mortality in Bashkortostan. The findings provide a solid foundation for further analysis of spatially determined factors contributing to mortality among working-age population.

Keywords: mortality; causes of death; spatial distributions; spatio-temporal analysis.

To cite this article:

Timiryanova VM, Askarov RA, Lakman IA, Askarova ZF. Spatial patterns of mortality among the able-bodied population in the Republic of Bashkortostan. *Ekologiya cheloveka (Human Ecology)*. 2023;30(7):523–537. DOI: <https://doi.org/10.17816/humeco456492>

Received: 25.05.2023

Accepted: 19.09.2023

Published online: 06.10.2023

ВВЕДЕНИЕ

Смертность населения трудоспособного возраста считается одной из наиболее важных медико-демографических и социально-экономических проблем нашего государства. Несмотря на тенденции к снижению смертности в России, уровень смертности населения трудоспособного возраста, особенно мужчин, остаётся одним из самых высоких по сравнению с показателями развитых стран мира [1]. Высокий уровень смертности в трудоспособном возрасте в России сопровождается её территориальными и гендерными различиями [2, 3].

Выявление факторов риска увеличения смертности населения трудоспособного возраста — одна из приоритетных задач при разработке стратегии социально-демографического развития любой страны, так как именно смертность в этой группе наносит наибольший экономический ущерб, а знание предикторов необоснованного роста позволяет определить тактику проведения мероприятий, направленных на её снижение. Одной из проблем при решении таких задач является необходимость учёта существенной территориальной дифференциации при моделировании смертности, а также её вариации в зависимости от причин смерти [3]. Территориальный фактор в вариации смертности значим, так как он учитывает различия социально-экономической ситуации и экологической обстановки в разрезе территорий, этногенетические особенности местного населения, различия в уровне организации и оказания медицинской помощи и др. В России эта проблема особо актуальна, так как большая территория всегда порождает пространственные различия в признаках [4]. Соответственно возникает необходимость оценки пространственной связности/различий территорий в отношении смертности трудоспособного населения.

Инструментом, способным проверить гипотезу о наличии территориальной связности в уровне исследуемого показателя, служит пространственная статистика, основанная на проверке статистической значимости пространственной автокорреляции. Применять данный инструмент для учёта влияния пространственного лага в отношении изменения уровня смертности начали более 20 лет назад [5]. При этом данный инструмент не потерял своей актуальности и в настоящее время, в том числе для оценки пространственной автокорреляции смертности по различным причинам: от заболеваний системы кровообращения [6–11], инфекционных болезней [12], внешних причин [13]. Вышеупомянутые исследования обращают внимание на различие факторов смертности в разрезе её причин, в том числе территориально-обусловленных, актуализирующих раздельное исследование региональных факторов смертности для разных групп заболеваний и причин.

Цель работы. Определение темпоральных тенденций пространственных закономерностей смертности

населения трудоспособного возраста¹ по основным причинам смерти и выявление определяющих её территориальных факторов (на примере Республики Башкортостан).

Выбор в качестве объекта исследования Республики Башкортостан (РБ) обусловлен высокой территориальной дифференциацией как развития региона, так и уровня смертности по причинам.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДЫ

Исследование проведено на материалах Территориального органа Федеральной службы государственной статистики по Республике Башкортостан² за 2000–2021 гг. («Распределение умерших по полу, возрастным группам и причинам смерти», «Возрастной состав населения Республики Башкортостан»), а также данных сборников «Республика Башкортостан в цифрах»³, «Демографический ежегодник России»⁴. Вся информация собрана в разрезе 54 муниципальных районов и 20 городов (городских округов и городских поселений) и агрегирована по 6 основным причинам смерти в приведённых показателях на 100 тыс. населения (за 2002–2020 гг.): болезни системы кровообращения (БСК); болезни органов дыхания (БОД); болезни органов пищеварения (БОП); новообразования; некоторые инфекционные и паразитарные болезни; травмы, отравления и некоторые другие последствия воздействия внешних причин.

Для проверки гипотезы о наличии пространственных автокорреляционных связей в уровне смертности трудоспособного населения РБ в динамике наблюдения за 2002–2020 гг. по основным причинам смерти использовали следующую логику исследования.

На первом этапе определяли вариацию смертности по причинам в разрезе районов и городов РБ, в том числе отдельно для мужчин и женщин, и обосновывали пространственную обусловленность смертности.

На втором этапе анализировали пространственную автокорреляцию данных [14] в разрезе основных причин смерти путём оценки глобального индекса Морана I_M по формуле:

¹ Термин «трудоспособный возраст» использовался нами в таком виде, как он интерпретируется Росстатом: женщины 16–54 лет, мужчины 16–59 лет. См., например: Женщины и мужчины России: статистический сборник. Москва, 2020. С. 32. Режим доступа: <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/yhNtbedG/Wom-Man%202020.pdf> Дата обращения: 11.01.23.

² Территориальный орган Федеральной службы государственной статистики по Республике Башкортостан. Режим доступа: <https://02.rosstat.gov.ru/statistic> Дата обращения: 11.01.23.

³ Территориальный орган Федеральной службы государственной статистики по Республике Башкортостан. Республика Башкортостан в цифрах. Режим доступа: https://02.rosstat.gov.ru/storage/mediabank/kompleksnyi-sbomik_2020.pdf Дата обращения: 11.01.23

⁴ Федеральная служба государственной статистики. Режим доступа: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13207> Дата обращения: 11.01.23.

$$I_M = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (Mor_i - \overline{Mor})(Mor_j - \overline{Mor})}{\sum_i (Mor_i - \overline{Mor})^2},$$

где n — общее число муниципальных образований и городских округов в РБ; w_{ij} — элемент, находящийся на пересечении i -й строки и j -го столбца весовой матрицы смежности; Mor_i и Mor_j — соответствующие исследуемые уровни смертности в i -м и j -м муниципалитете; \overline{Mor} — среднее значение уровня смертности по республике в исследуемый год наблюдения.

Для учёта пространственных связей сформирована весовая матрица смежности w_{ij} по принципу бинарного ответа: 1 присваивалась ячейке матрицы, если между i -м и j -м муниципалитетами есть общая граница, 0 — если общей границы нет. Причём для городских округов определяли в ячейках матрицы 1 как на пересечении с муниципалитетом, в котором находится данный город, так

и на пересечении с муниципалитетами, которые граничат с данным муниципальным образованием, т.е. для каждого города учитывали соседство с районами его агломерации. Визуализация матрицы смежности представлена на рис. 1 в виде графа, построенного по центрам рассматриваемых районов и городских поселений.

На третьем этапе проверяли гипотезу о влиянии факторов социально-экономического развития территорий на смертность трудоспособного населения с учётом их пространственной обусловленности, отдельно для женщин и мужчин по основным причинам смерти. Для этого использовали методы пространственного панельного моделирования [14, 15]. Под панельными данными понимаются наблюдения за множеством однотипных объектов (здесь — 54 муниципальных образования и 20 городов), прослеженные в равноотстоящие промежутки времени. Под пространственной авторегрессией

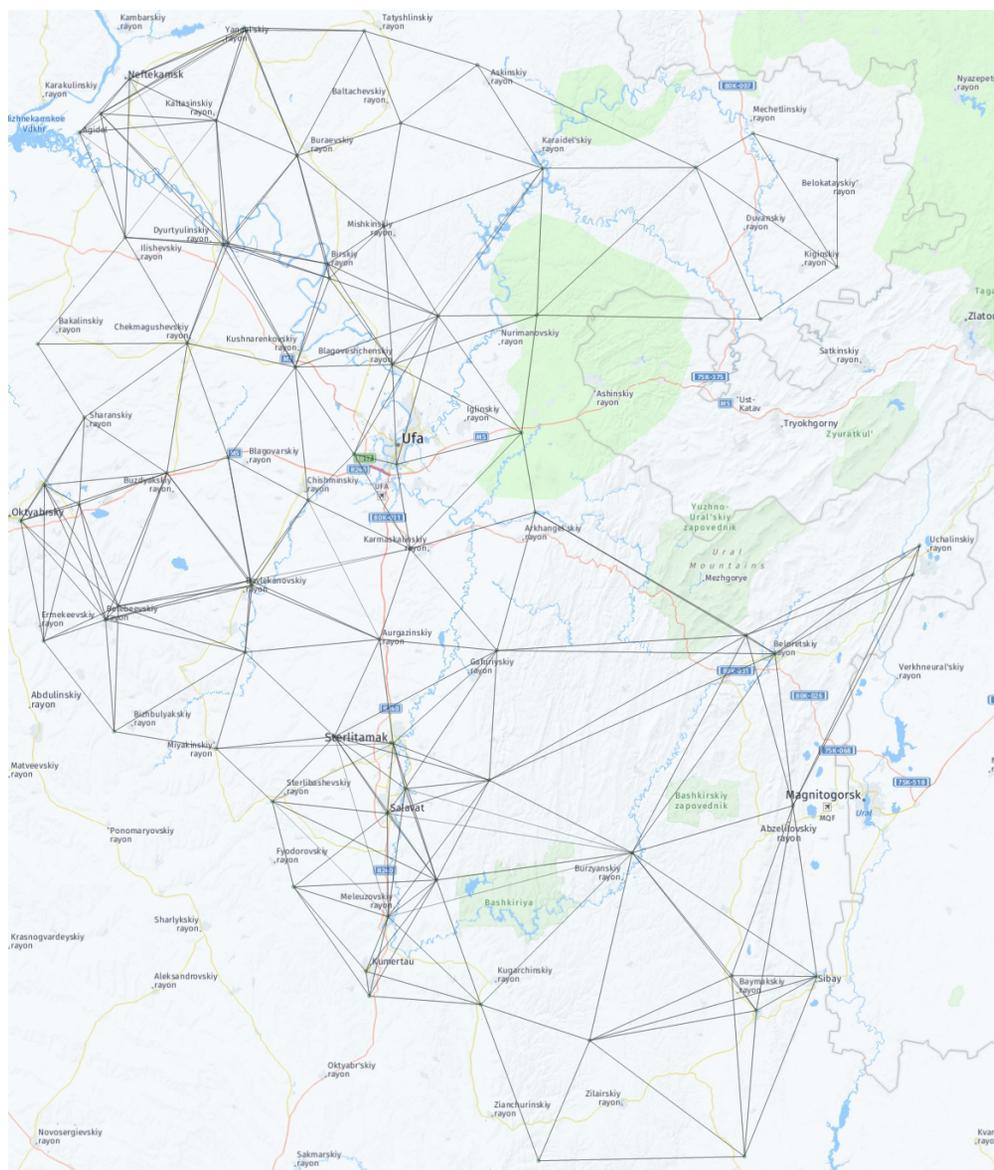


Рис. 1. Граф связанности объектов наблюдения.

Fig. 1. Connectivity graph of observations.

понимается зависимость между показателями рассматриваемой территории и территории, с ней соседствующей, соответственно пространственный лаг первого порядка определяет прямое соседство (наличие общей границы) территорий, а пространственный лаг второго порядка — влияние соседства второго уровня (соседство соседей). В частности, в настоящем исследовании рассматривали три альтернативные спецификации уравнений пространственной панельной регрессии:

- панельная модель с пространственной автокорреляцией (SAR):

$$Mor_{it} = \rho WMor_{it} + X\beta + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon;$$

- панельная модель пространственной ошибки (SEM):

$$Mor_{it} = X\beta + \lambda Wu + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon;$$

- панельная модель с пространственной автокорреляцией и пространственной ошибкой (SAC):

$$Mor_{it} = \rho WMor_{it} + X\beta + \lambda Wu + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon.$$

Здесь в уравнениях: Mor_{it} — исследуемые уровни смертности в i -м муниципалитете в t -й период времени; $W=w_{ij}$ — весовая матрица смежности i -го и j -го муниципалитетов; X — матрица факторов влияния; α_i , γ_t — индивидуальные панельные эффекты соответственно для муниципалитетов и для периодов времени; ρ — коэффициент автокорреляции пространственного лага; λ — коэффициент пространственной ошибки; β — коэффициенты при регрессорах; ε — случайная компонента; i — индекс муниципальных образований ($i=1, \dots, 74$), t — индекс периода времени ($t=2002, \dots, 2019$).

Панельная структура данных наложила определённые условия на выбор спецификации моделей пространственного лага в смертности: тип панельных эффектов (фиксированные или случайные), однонаправленные эффекты (только по муниципалитетам или по периодам), двунаправленные эффекты (по муниципалитетам и по периодам). Наиболее подходящую спецификацию выбирали с учётом широкого круга тестов, в том числе модифицированных тестов множителей Лагранжа, проверяющих несколько гипотез, разделяя случайные пространственные эффекты, пространственно-автокоррелированные остатки и авторегрессионные остатки первого порядка; тестов Балтаги–Сонга–Коха, в основе которых рассматриваются нулевые гипотезы о равенстве нулю коэффициента пространственной автокорреляции и отсутствии при этом случайных эффектов [14, 15]. Критериями отбора подходящей спецификации модели также являются максимальные значения коэффициента детерминации R^2 .

В качестве основных факторов социально-экономического развития муниципальных образований и городских округов, оказывающих влияние на смертность населения в трудоспособном возрасте, рассматривали валовой муниципальный продукт (ВМП), численность врачей в расчёте на 10 000 населения, обеспеченность средним медицинским персоналом на 10 000 населения, обеспеченность больничными койками на 10 000 населения, количество зарегистрированных преступлений

на 10 000 населения и уровень зарегистрированной безработицы (%), а также плотность населения (человек/км²). ВМП был рассчитан авторами самостоятельно на основе официальной статистической информации в разрезе муниципальных образований с использованием зарубежной методики оценки «городского продукта» (метод А) [16]. Выбор включаемых в модель факторов учитывал ранее проводимые исследования по данной проблематике: например, в работе [17] авторы рассматривали влияние уровня насильственных преступлений на душу населения на риск развития сердечно-сосудистых заболеваний; в работе [18] было исследовано влияние на уровень смертности от БСК показателей обеспеченности врачами и средним медицинским персоналом; в работе [19] проанализировано влияние доходов населения на смертность от БСК; в работе [20] изучено влияние доступности медицинской помощи (обеспеченность медицинским персоналом) на смертность по причине травмы; согласно [21], уровень преступности оказывает влияние на смертность трудоспособного населения от внешних причин; в работе [22] показано значимое влияние плотности населения на смертность от внешних причин. Обстоятельством, способствующим выбору рассматриваемого набора факторов влияния, также являлась доступность статистики на уровне городов и районов.

Пространственный автокорреляционный анализ проводили в среде статистического моделирования R Studio.

РЕЗУЛЬТАТЫ

Согласно официальной статистике, по абсолютному значению за 2002–2020 гг. в РБ умерло 290 971 человек трудоспособного возраста. Общая смертность трудоспособного населения в анализируемый период снизилась на 10,7%, и среднемноголетняя смертность составила $624,8 \pm 47,6^{0/000}$ (у мужчин — $965,3 \pm 83,8^{0/000}$; у женщин — $265,7 \pm 24,6^{0/000}$) (по РФ среднемноголетняя смертность трудоспособного населения от всех причин за период 2002–2020 гг. составила $630,7 \pm 118,1^{0/000}$, при этом среднегодовая смертность снизилась с $775,6^{0/000}$ в 2002 году до $548,2^{0/000}$ в 2020 году). При сохранении общероссийской тенденции на снижение уровня смертности в РБ отмечается её высокая территориальная дифференциация (рис. 2). Так, согласно тесту Краскела–Уоллиса, проведённому для сравнения среднемноголетних значений общей смертности трудоспособного населения по семи географическим зонам, традиционно выделяемым в РБ, имеются статистически значимые различия ($\chi^2=70,01$; $p < 0,001$).

В табл. 1 приведены результаты пространственного автокорреляционного анализа в динамике 2002–2020 гг. для показателей смертности населения трудоспособного возраста по основным классам причин.

Проведённый пространственный корреляционный анализ выявил статистически значимые пространственные

На 100 тыс. населения соответствующего возраста
Per 100 thousand population of the corresponding age

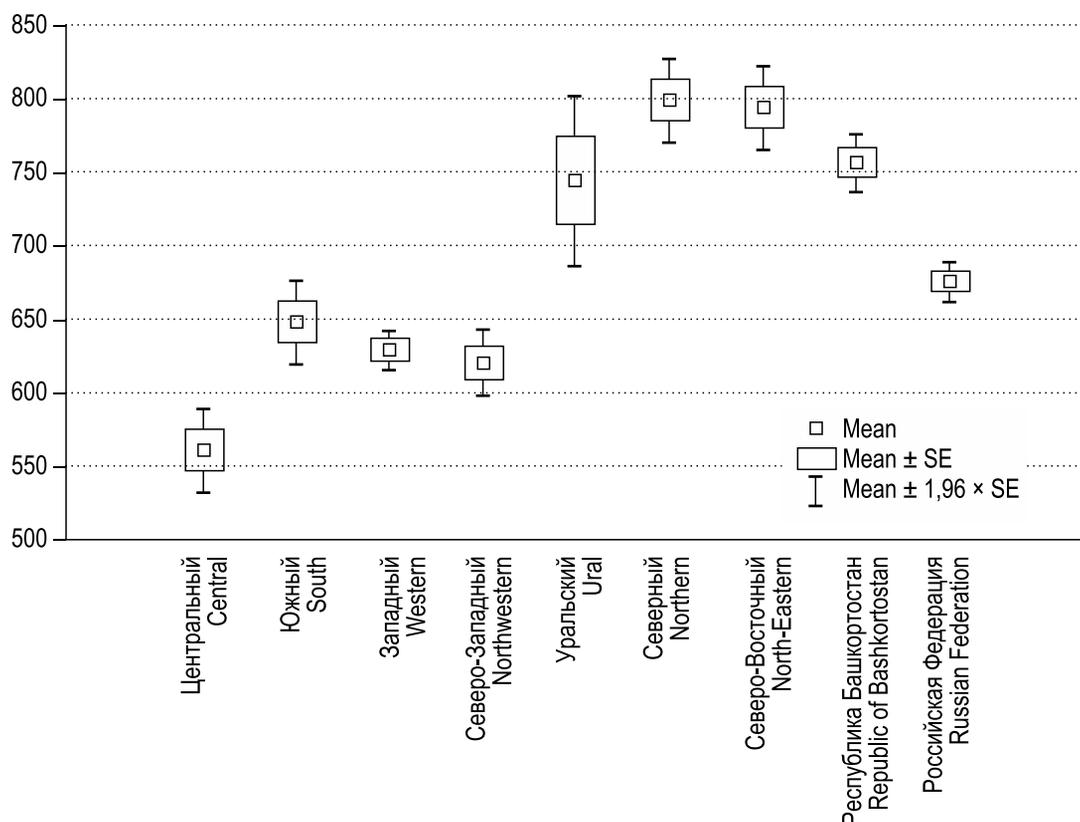


Рис. 2. Уровень общей смертности населения трудоспособного возраста в регионах Республики Башкортостан (оба пола, 2002–2020 гг., на 100 тыс. населения): Mean — арифметическое среднее; SE — стандартная ошибка среднего.

Fig. 2. All-cause mortality among working-age population in the regions of the Republic of Bashkortostan (both genders, 2002–2020, per 100 thousand population): Mean — estimated mean; SE — standard error.

зависимости для смертности трудоспособного населения по трём основным причинам: от инфекционных и паразитарных болезней, БСК и от внешних причин. С учётом особенностей инфекционных болезней, в том числе влияния пандемии коронавируса на общий объём зарегистрированных инфицированных больных, далее эти болезни в рамках текущего исследования не рассматривались. По остальным причинам (новообразования, БОД, БОП) пространственные зависимости в отдельные годы хотя и отмечаются, однако носят неустойчивый характер, что во многом связано с особенностями возникновения болезней, ставших причинами смерти.

Анализ данных смертности трудоспособного населения за 2002–2020 гг. показал сильные гендерные различия в частоте смертей по причинам. В структуре причин смерти у мужчин в РБ ранговые места занимали травмы, отравления и другие внешние причины (32,3%), второе — БСК (31,1%), третье — новообразования (10,0%). У женщин на первом месте находились БСК (25,3%), на втором — внешние причины (22,5%), на третьем — новообразования (19,3%). В связи с этим пространственные модели на панельных данных (SAR и SAC) строились для смертности мужчин и женщин отдельно.

В результате проведения процедур подбора оптимальной спецификации пространственной модели смертности по причинам и выполнения статистических тестов на спецификацию, в том числе панельных эффектов, определены для моделирования смертности: по причине БСК мужчин трудоспособного возраста — SAR с фиксированными двунаправленными панельными эффектами; по причине БСК женщин трудоспособного возраста — SAC с фиксированными двунаправленными панельными эффектами; по внешним причинам мужчин трудоспособного возраста — SAR с фиксированными двунаправленными панельными эффектами; по внешним причинам женщин трудоспособного возраста — SAC с фиксированными двунаправленными панельными эффектами. Соответствующие результаты проведённого моделирования сведены в табл. 2, в которой также приведены для наглядности отсутствия их влияния незначимые факторы влияния ($p > 0,2$) — в обобщённых моделях они не учитывались. Модели для смертности по причинам новообразований, БОД и БОП показали низкую статистическую значимость и не представлены в таблице. Моделирование смертности трудоспособного населения по причинам инфекций требует отдельного исследования, так как необходимо

Таблица 1. Глобальные индексы пространственной автокорреляции Морана для показателей смертности трудоспособного населения по основным причинам (на 100 тыс. населения)**Table 1.** Global Moran's Index for mortality rates of the working age population across the main causes of death (per 100 thousand)

Год Year	Инфекционные и паразитарные болезни Infectious and parasitic diseases	БСК DCS	Новообразования Neoplasms	Внешние причины External causes	БОД DRS	БОП DDS
2002	0,083*	0,190***	0,098*	0,280***	0,110*	-0,038
2003	0,023	0,253***	-0,039	0,116*	0,200***	0,054
2004	-0,015	0,080*	-0,142	0,171**	0,088*	0,086*
2005	0,006	0,046	0,120*	0,124**	0,049	0,051
2006	0,206***	0,169**	-0,049	0,070	-0,078	0,095*
2007	0,140**	0,056	-0,003	0,155**	0,022	0,146**
2008	0,006	0,052	0,105*	0,155**	0,054	0,010
2009	0,044	0,081*	0,082*	0,194***	0,115*	0,067
2010	0,088*	0,094*	0,064	0,190***	0,085*	0,125**
2011	0,054	0,165***	0,029	0,040	-0,050	0,034
2012	0,166**	0,165***	-0,056	0,147**	0,023	0,048
2013	0,108*	0,184***	0,059	0,123*	0,079	0,110*
2014	0,032	0,190***	-0,006	0,157*	0,106*	0,071
2015	0,096*	0,209***	0,091*	0,043	-0,110	0,046
2016	0,199***	0,150**	-0,014	-0,002	-0,046	0,105*
2017	0,084*	0,148**	0,041	0,053	0,061	-0,013
2018	0,235***	0,204***	-0,025	0,011	0,034	-0,034
2019	0,098*	0,133**	-0,051	0,013	0,057	-0,019
2020	0,097*	0,100*	0,126**	0,048	-0,125	0,071

Примечание: БСК — болезни системы кровообращения, БОД — болезни органов дыхания, БОП — болезни органов пищеварения; *, **, *** — статистическая значимость глобального индекса автокорреляции Морана при уровне значимости $p < 0,05$, $p < 0,01$ и $p < 0,001$ соответственно.

Note: DCS — diseases of the circulatory system, RD — diseases of the respiratory system, DDS — diseases of the digestive system; *, **, *** — statistical significance of Moran's global autocorrelation index at $p < 0.05$, $p < 0.01$ and $p < 0.001$, respectively.

выделять смертность по основным социально-значимым инфекциям (ВИЧ, вирусный гепатит, туберкулёз).

С учётом противоречивых результатов моделирования (логичное снижение смертности при росте числа врачей на 10 000 населения при нелогичном её росте при увеличении обеспеченности средним медицинским персоналом) модели были пересмотрены с включением фактора «Отношение численности врачей к численности среднего медицинского персонала». Результаты видоизменённых пространственных моделей сведены в табл. 3.

Результаты пространственного регрессионного моделирования подтвердили целесообразность учёта в модели авторегрессии пространственного лага ρ ($p < 0,01$) при анализе смертности от БСК и от внешних причин среди мужчин и женщин трудоспособного возраста. Коэффициенты при пространственном лаге при этом положительные, что свидетельствует о пространственной

связности показателя смертности для территорий. Значимость спецификации фиксированных панельных эффектов как по времени, так и по объектам исследования (муниципалитетам) свидетельствует о наличии индивидуальных темпоральных особенностей в структуре смертности. Таким образом, введение в модель пространственного лага и фиксированных панельных двунаправленных эффектов позволило убрать смещение в оценках коэффициентов при регрессорах, вызванных различиями муниципальных образований, и как следствие — повысить их значимость.

ОБСУЖДЕНИЕ

Проведённый анализ показал, что не для всех причин смертности наблюдается их устойчивая пространственная зависимость. Наибольшая пространственная связность (при $p < 0,001$ для большинства лет рассматриваемого

Таблица 2. Пространственные модели смертности трудоспособного населения от болезней системы кровообращения и от внешних причин, коэффициент \pm стандартная ошибка (p -уровень)

Table 2. Spatial models of the working-age population mortality from diseases of the circulatory system and from external causes, coefficient \pm std. error (p -level)

Факторы влияния Determinants	Смертность от болезней системы кровообращения Mortality from diseases of the circulatory system		Смертность от внешних причин Mortality from external causes	
	мужчин male	женщин female	мужчин male	женщин female
Валовой муниципальный продукт Gross municipal product	$-0,00004 \pm 0,00002$ ($p=0,0464$)	—	$-0,00005 \pm 0,00002$ ($p=0,0098$)	$-0,00002 \pm 0,000006$ ($p=0,0029$)
Численность врачей в расчёте на 10 000 населения Doctors per 10,000 population	—	—	$-2,1499 \pm 0,6505$ ($p=0,0009$)	$-0,5225 \pm 0,2509$ ($p=0,0373$)
Обеспеченность средним медицинским персоналом на 10 000 населения Nursing staff per 10,000 population	—	—	$0,7017 \pm 0,3147$ ($p=0,0256$)	$0,3809 \pm 0,1359$ ($p=0,0051$)
Обеспеченность больничными койками на 10 000 населения Hospital beds per 10,000 population	—	—	—	$-0,1754 \pm 0,0809$ ($p=0,0302$)
Зарегистрировано преступлений (на 10 000 населения) Crimes per 10,000 population	$0,1772 \pm 0,0089$ ($p=0,0463$)	$0,0843 \pm 0,0358$ ($p=0,0188$)	$0,1741 \pm 0,0791$ ($p=0,0279$)	—
Уровень зарегистрированной безработицы Registered unemployment rate	—	—	—	—
Плотность населения Population density	$-16,7711 \pm 5,9911$ ($p=0,0051$)	—	—	—
Пространственный лаг, ρ Spatial lag, ρ	$0,0317$ ($p < 0,001$)	$0,0585$ ($p=0,0034$)	$0,019$ ($p < 0,001$)	$0,0618$ ($p=0,0012$)
Пространственная ошибка, λ Spatial error, λ	—	$-0,0643$ ($p < 0,001$)	—	$-0,0653$ ($p < 0,001$)
Псевдо R^2 Pseudo R^2	$0,461$	$0,377$	$0,673$	$0,329$

наблюдения) определяется для смертности от БСК. Существует множество исследований, подтверждающих соответствующую гипотезу: в работе W. Wang и соавт. анализируется смертность от БСК в Китае [7], анализ V.R.F. Cestari и соавт. проведён для смертности по причине сердечной недостаточности в Бразилии [8], работа E.A. Vartista и B.L. Queiroz раскрывает проблему смертности от БСК во всём мире [9]. Причин для пространственной автокорреляции смертности от БСК может быть несколько: это и уровень оказания медицинской помощи

на отдельных территориях (показано авторами настоящего исследования для Башкортостана [10]); традиции в образе жизни, в частности в питании; движение информационного потока; этногенетические особенности местного населения; а также загрязнение окружающей среды. Например, в исследовании L. Luo и соавт. [11] на примере Китая показано, что существуют пространственные зависимости от загрязнения окружающей среды твёрдыми частицами для смертности от инсульта. Отдельно следует отметить важность социально-экономического фона

Таблица 3. Видоизменённые пространственные модели смертности трудоспособного населения от болезней системы кровообращения и от внешних причин, коэффициент \pm стандартная ошибка (p -уровень)

Table 3. Modified spatial models of the working-age population mortality from diseases of the circulatory system and from external causes, coefficient \pm std. error (p -level)

Факторы влияния Influencing factors	Смертность от болезней системы кровообращения Mortality from diseases of the circulatory system		Смертность от внешних причин Mortality from external causes	
	мужчин male	женщин female	мужчин male	женщин female
Валовой муниципальный продукт Gross municipal product	$-0,00004 \pm 0,00002$ ($p=0,0464$)	—	$-0,00005 \pm 0,00002$ ($p=0,0099$)	$-0,00002 \pm 0,000006$ ($p < 0,001$)
Отношение численности врачей к численности среднего медицинского персонала/The ratio of the number of doctors to the number of secondary medical personnel	—	—	$-2,1949 \pm 0,7108$ ($p=0,002$)	$-0,4554 \pm 0,26677$ ($p=0,088$)
Обеспеченность больничными койками на 10 000 населения Hospital beds per 10,000 population	—	—	—	—
Зарегистрировано преступлений (на 10 000 человек населения) Crimes per 10,000 population	$0,1772 \pm 0,0089$ ($p=0,0463$)	$0,0843 \pm 0,0358$ ($p=0,0188$)	$0,1743 \pm 0,07902$ ($p=0,0274$)	—
Уровень зарегистрированной безработицы Registered unemployment rate	—	—	—	—
Плотность населения Population density	$-16,7711 \pm 5,9911$ ($p=0,0051$)	—	—	—
Пространственный лаг, ρ Spatial lag, ρ	$0,0317$ ($p < 0,001$)	$0,0585$ ($p=0,0034$)	$0,12$ ($p=0,0047$)	$0,0817$ ($p=0,081$)
Пространственная ошибка, λ Spatial error, λ	—	$-0,0643$ ($p < 0,001$)	—	—
Псевдо R^2 Pseudo R^2	$0,461$	$0,377$	$0,673$	$0,326$

для пространственной смертности от БСК, отмечаемую учёными [9, 10].

Пространственная связность особенно ярко в последнем десятилетии прослеживается для смертности трудоспособного населения по причине инфекций. Во многом это связано с пространственной обусловленностью смертности от социально-значимых инфекций (ВИЧ, туберкулёз, гепатиты), наиболее распространённых как раз в трудоспособном возрасте. Похожие выводы о пространственной обусловленности смертности от туберкулёза были получены в исследовании D. Kibuka и соавт. для ЮАР [12], а от рака печени, вызванного гепатитом С, — в работе

C. Feng и соавт. [23] для Китая. В исследовании смертности от пневмонии по причине респираторных инфекций методами пространственного автокорреляционного анализа на данных г. Боготы (Колумбия) показано наличие различных типов пространственных процессов и различных факторов, стимулирующих пространственное распространение и кластеризацию показателей смертности [24]. Однако данная проблема требует отдельного детального исследования с учётом анализа структуры смертности трудоспособного населения по причине инфекционных болезней. Такое исследование авторы планируют выполнить и опубликовать в дальнейшем.

Для смертности по причине новообразований пространственная связность выражена слабее: только для периодов 2002, 2005, 2008–2009, 2015 и 2020 гг. есть значимость при $p < 0,05$. Во многом это обусловлено тем, что в агрегированном показателе «смертность по причине новообразований» не все нозологии, вносящие вклад в онкологическую смертность, могут быть пространственно-обусловленными. При этом работа R. Roquette и соавт. [25], выполненная для Португалии, подтверждает гипотезу о пространственной связности смертности от рака. Следует также отметить, что все вышеперечисленные годы, для которых был значим коэффициент пространственной автокорреляции, являются кризисными для экономики России. Однако предварительно построенная пространственная панельная модель со спецификацией, учитывающей фиксированные эффекты по периодам, не была значимой (коэффициенты пространственного лага были статистически незначимы). Это свидетельствует о том, что следует строить уравнения несвязных по времени пространственных регрессий для данных лет и исследовать каждую ситуацию по времени отдельно.

Смертность по причине БОД была пространственно-связной в муниципалитетах РБ ($p < 0,05$) в периоды 2002–2004, 2009–2010 гг. и в 2014 году (см. табл. 1). Примечательно, что все эти периоды являлись кризисными для экономики республики, хотя имеется исследование, в котором, напротив, методами пространственной статистики доказывается, что существует пространственно-обусловленное влияние роста социально-экономического развития территории на рост смертности от рака лёгких [26]. Соответственно, гипотеза о пространственном влиянии уровня социально-экономического развития территорий на смертность от БОД требует дополнительной проверки.

Смертность трудоспособного населения по причине БОП имела пространственные закономерности (при $p < 0,05$) в РБ в периоды 2004, 2006–2007, 2010, 2013 и 2016 гг. В разрезе по видам причин отмечается различное изменение пространственной зависимости во времени. Можно отметить снижение пространственной автокорреляции и преимущественно низкую статистическую значимость оценок в последние пять лет для БОД, БОП и новообразований: предварительно построенные пространственные панельные регрессии не были статистически значимы ни в какой из спецификаций.

В отличие от смертности по причине новообразований, БОД и БОП, где пространственная зависимость проявлялась только в отдельные годы, а статистическая значимость оценки пространственной автокорреляции не достигала уровня $p < 0,001$, для смертности от внешних причин в 2002–2014 гг. характерна достаточно высокая пространственная обусловленность. Однако начиная с 2015 года наличие пространственной автокорреляции для неё не подтверждается ($p > 0,05$). Такое резкое изменение ситуации, очевидно, имело серьёзные причины.

В первую очередь следует отметить, что в РБ один из самых высоких показателей смертности от внешних причин, с высокой долей в них смертности от суицидов [27]. В 2014 году были приняты две новые программы: программа развития здравоохранения и программа обеспечения общественной безопасности в республике. С 2014 по 2016 год активно велась работа по открытию психотерапевтических подразделений, было сформировано восемь межмуниципальных центров с прикреплённой зоной обслуживания [28]. Для муниципальных образований с высокими показателями смертности от суицидов были разработаны индивидуальные планы мероприятий. Помимо отмеченных программ, оказывающих прямое воздействие на смертность, следует отметить, что изменялась социально-экономическая, криминогенная, дорожная ситуация в регионе. Как следствие, на протяжении рассматриваемого периода смертность от внешних причин в целом по региону сокращалась. Если в 2002 году не было ни одного района или города со значением смертности от внешних причин менее 135 случаев на 100 тыс. населения, то к 2019 году таких территорий было 22 из 74 (рис. 3).

Наблюдается территориальная вариация смертности от внешних причин (см. рис. 3). Во-первых, в городах уровень смертности от внешних причин на протяжении всего периода был ниже, чем в сельских территориях, что отмечается и другими учёными [28]. Во-вторых, с точки зрения пространственных зависимостей в период до 2015 года на территории чётко выделялись две зоны: высоких значений смертности от внешних причин на юго-востоке республики и низких значений — на западе. В 2002 и 2009 году пространственные кластеры сильнее всего визуализируются, а индекс Морана, характеризующий пространственную автокорреляцию данных, достигает наиболее высоких значений и статистической значимости ($p < 0,001$). Начиная с 2015 года отмечается резкое снижение пространственной автокорреляции смертности от внешних причин, визуально проявляющееся в разрушении отмеченных выше пространственных кластеров (см. рис. 3 и табл. 1). Одной из причин могло стать формирование индивидуальных программ для отдельных районов, позволивших, согласно проводимым исследованиям, зафиксировать «наибольший темп снижения смертности от суицидов» [27]. Несмотря на сохраняющиеся низкие значения оценки пространственной автокорреляции в последующем, нельзя не заметить, что к 2019 году на юго-востоке республики снова визуализируется территориальная обусловленность более высокой смертности от внешних причин. Эта тенденция в целом согласуется с ранее проводимыми исследованиями, согласно которым для суицидальной смертности характерна пространственная закономерность изменения [13, 29].

Проведённый анализ показал различное проявление пространственных зависимостей в разрезе причин смертности, что встречается и в других исследованиях

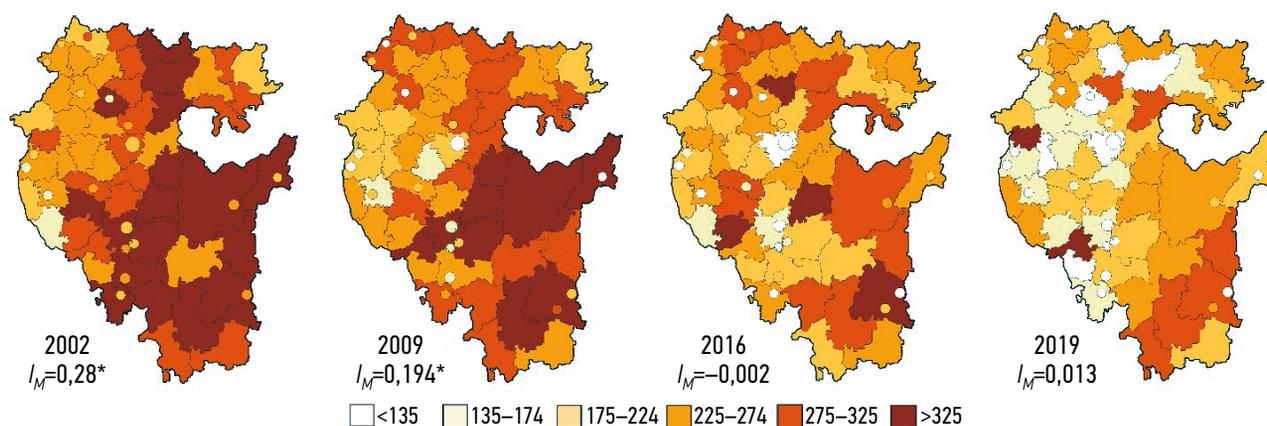


Рис. 3. Смертность населения трудоспособного возраста от внешних причин в 2002, 2009, 2016, 2019 гг. в Республике Башкортостан на 100 тыс. населения; * статистическая значимость глобального индекса автокорреляции Морана при уровне значимости $p < 0,001$.

Fig. 3. Working-age population mortality from external causes in the Republic of Bashkortostan in 2002, 2009, 2016 and 2019 per 100 thousand; * statistical significance of Moran's global autocorrelation index at $p < 0.001$.

[29, 30]. Так, в работе О. Реніна [30] выявлена статистически значимая пространственная автокорреляция только для смертности по причине БСК, БОП, внешним причинам (только для мужчин) и установлено её отсутствие для смертности по причинам инфекций, новообразований, БОД. В каждом конкретном случае выявляемая пространственная зависимость или её отсутствие могут быть следствием особенностей территории и условий развития конкретных заболеваний на ней. В частности, в работе Р. Grigoriev и соавт. [31] показана статистически значимая пространственная зависимость смертности от различных видов рака в одних регионах Беларуси при её отсутствии в других. Авторами выдвигается предположение о том, что такое различие связано с близостью первых к Чернобылю [31]. В свою очередь в работе О. Реніна [30], в отличие от нашего исследования, отмечается статистически значимая пространственная зависимость по причине БОП, в которой конкретизируется, что основной вклад в неё вносит цирроз печени, вызванный высоким потреблением винных продуктов в Молдавии [28], что не является характерным для РБ. Таким образом, каждый конкретный случай должен рассматриваться отдельно. Пространственная автокорреляция, с одной стороны, фактически указывает на подобие значений в соседних территориях. С другой стороны, в случае её выявления необходимость более детального исследования территориальной обусловленности таких болезней определяет возможность применения методов пространственного моделирования для этих целей.

Устойчиво высокая пространственная зависимость, отмеченная по БСК и внешним причинам, определила возможность построения пространственных моделей с целью определения факторов, определяющих смертность по ним. На эти причины в РБ приходится более 60% смертей трудоспособного населения. Проведённое моделирование показало, что на смертность мужчин и женщин в трудоспособном возрасте по причине БСК

статистически значимое влияние оказывает количество преступлений, совершённых в данном районе ($p < 0,05$), что согласуется с другими исследованиями. Так, например, М.Р. Sprung и соавт. [17] показали, что жизнь в районе с высоким уровнем преступности может повлиять на возникновение проблем с сердечно-сосудистой системой. То, что на смертность среди мужчин от БСК в трудоспособном возрасте оказывает влияние ВМП ($p < 0,05$), также согласуется со многими исследованиями, показывающими, что рост благосостояния жителей определённой территории является признаком, способствующим снижению смертности по соответствующей причине [18], особенно среди трудоспособного населения [19]. Высокая плотность населения, выявленная по результатам пространственного моделирования как предиктор значимого снижения смертности мужчин от БСК в трудоспособном возрасте ($p < 0,01$), скорее всего, является вторичным фактором влияния. Высокая плотность населения характерна для городских округов, где качество жизни выше и доступней блага, такие как образование и здравоохранение, а обезлюдение территорий, напротив, способствует разложению общества, развитию пьянства и сопутствующих ему заболеваний, в том числе сердечно-сосудистых, как следствие, обеспечивающих высокую смертность среди населения трудоспособного возраста. Примечательно, что на смертность от БСК среди женщин трудоспособного возраста значимое влияние оказал только один фактор социально-экономического развития территорий — зарегистрированное число преступлений на 10 000 человек населения. Во многом это объясняется невысокой смертностью по данной причине среди женщин соответствующего возраста по сравнению с аналогичной причиной смерти среди мужчин.

Пространственный анализ смертности от внешних причин среди трудоспособного населения показал, что и для мужчин, и для женщин факторами, снижающими

её, являются ВМП ($p < 0,01$), определяющий уровень общего благосостояния территории, и численность врачей в расчёте на 10 000 населения ($p < 0,05$). В исследовании J.J. Osterwalder [20] косвенно подтверждается влияние обеспеченности врачами конкретной территории на снижение смертности от внешних причин: показано, что разворачивание системы региональных травматологических центров способно повлиять на снижение смертности от травм среди трудоспособного населения. Примечательно, что рост обеспеченности средним медицинским персоналом на 10 000 населения, напротив, оказывал положительное влияние на увеличение смертности среди мужчин и женщин от внешних причин ($p < 0,05$). Полученный противоречивый результат объясняется достаточно просто: в отдалённых населённых пунктах и на малочисленных территориях существенная нехватка врачей компенсируется фельдшерами. Этот факт был подтверждён перестроенной моделью, где в качестве фактора влияния рассматривалось отношение числа врачей к количеству средних медицинских работников. Перестроенная модель показала, что чем больше врачей по отношению к среднему медицинскому персоналу, тем меньше уровень смертности от внешних причин среди трудоспособных мужчин и женщин. Влияние числа зарегистрированных преступлений на смертность от внешних причин среди мужчин трудоспособного возраста ($p < 0,05$) вполне логично и согласуется с известными исследованиями (например, работой M. Stenbacka и B. Jansson [21]), где показано, что у людей, совершающих правонарушения, значимо выше риск умереть в трудоспособном возрасте. Криминогенная ситуация влияет на количество как убийств, так и самоубийств [28]. Примечательно, что фактор плотности населения не выявлен как статистически значимый в результате пространственного моделирования, хотя существуют исследования, в которых показано статистически значимое влияние низкой плотности населения на увеличение смертности от травм у людей трудоспособного возраста [22].

Ограничения исследования. Одним из ограничений исследования является выбор включаемых в модель факторов, имеющих официально регистрируемую статистику на уровне городов и районов за рассматриваемый период 2002–2020 гг. Изменение методологий сбора, перечня собираемых органами государственной статистики, Минздрава и Минэкологии показателей осложняет возможности выстраивания их в виде сопоставимых лонгитюдных данных, что необходимо для проведения панельного анализа. Однако преимущество использования такого анализа заключается в том, что с его помощью за счёт введения индивидуальных эффектов можно учесть ненаблюдаемую официально информацию, обеспечивающую вариацию исследуемого показателя по периодам и/или по территориям. В проведённом исследовании статистически значимыми были спецификации моделей с введением фиксированных эффектов как по периодам, так и по территориям (двунаправленные панели),

что повысило надёжность получаемых оценок и обеспечило достоверность сделанных выводов.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Пространственные зависимости характерны для многих явлений и процессов, и смертность не является исключением. Проведённый анализ смертности по причинам с использованием данных муниципальных органов статистики Республики Башкортостан за период 2002–2020 гг. показал, что пространственная зависимость смертности более заметно проявляется по болезням системы кровообращения, инфекционным и паразитарным болезням, а также по внешним причинам, что согласуется с аналогичными исследованиями, проводимыми с использованием данных других стран. Построенные модели смертности трудоспособного населения от БСК и внешних причин позволили установить различную значимость территориальных факторов для разных причин смертности у мужчин и женщин при устойчивом сохранении значимости пространственных эффектов во всех построенных моделях.

Выявленные зависимости фактически определяют необходимость более глубокого исследования пространственного фактора в смертности по ряду причин, актуализируют оценку территориальных факторов более высокой заболеваемости и развития региональных систем здравоохранения, с тем чтобы формировать решения, адекватные складывающейся на отдельных территориях ситуации.

ДОПОЛНИТЕЛЬНО

Источник финансирования. Исследование выполнено в рамках государственного задания Министерства науки и высшего образования Российской Федерации (код научной темы FZWU-2023-0002).

Конфликт интересов. Авторы декларируют отсутствие явных и потенциальных конфликтов интересов, связанных с публикацией настоящей статьи.

Вклад авторов. В.М. Тимирьянова — обзор литературы, сбор и анализ литературных источников, построение моделей, написание текста и редактирование статьи; Р.А. Аскаров — обзор литературы, сбор и обработка данных, анализ результатов, подготовка и написание текста статьи; И.А. Лакман — сбор и анализ литературных источников, статистический анализ данных, написание аналитической части статьи; З.Ф. Аскарова — сбор и обработка данных, анализ и обобщение результатов, редактирование статьи. Все авторы подтверждают соответствие своего авторства международным критериям ICMJE (все авторы внесли существенный вклад в разработку концепции, проведение исследования и подготовку статьи, прочли и одобрили финальную версию перед публикацией).

ADDITIONAL INFORMATION

Funding source. This study was supported by the Ministry of Science and Higher Education of the Russian Federation (grant ID FZWU-2023-0002).

Competing interests. The authors declare that they have no competing interests.

Authors' contribution. V.M. Timiryanova — literature review, collection and analysis of literature, modeling, drafting and editing the article; R.A. Askarov — literature review, data collection and processing, analysis of the results, preparation and writing of the text of the article; I.A. Lakman — collection and analysis of literary

sources, statistical analysis of data, writing the analytical part of the article; Z.F. Askarova — data collection and processing, analysis of the results, generalization of the results and editing of the article. All authors confirm that their authorship meets the international ICMJE criteria (all authors have made a significant contribution to the development of the concept, research and preparation of the article, read and approved the final version before publication).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. <https://gateway.euro.who.int/ru/> [интернет]. Здоровье для всех (HFA-DB). Европейский портал информации здравоохранения ВОЗ. Режим доступа: <https://gateway.euro.who.int/ru/datasets/european-health-for-all-database/> Дата обращения: 12.01.2023.
2. Нарбут В.В. Смертность населения России в трудоспособном возрасте: гендерные и территориальные различия // Высшее образование сегодня. 2016. № 2. С. 48–51.
3. Кандрычын С.В., Разводовский Ю.Е. Пространственные закономерности дифференциации уровня смертности от внешних причин // Проблемы развития территории. 2015. № 4. С. 97–112.
4. Артамонова Г.В., Табакаев М.В., Максимов С.А., Барбараш Л.С. Социально-экономические факторы и модели прогнозирования смертности от сердечно-сосудистых заболеваний // Проблемы социальной гигиены, здравоохранения и истории медицины. 2018. Т. 26, № 4. С. 221–225. doi: 10.32687/0869-866X-2018-26-4-221-225
5. Lorant V., Thomas I., Deliege D., Tonglet R. Deprivation and mortality: the implications of spatial autocorrelation for health resources allocation // Soc Sci Med. 2001. Vol. 53, N 12. P. 1711–1719. doi: 10.1016/S0277-9536(00)00456-1
6. Wang Y., Guo B., Pei L., et al. The influence of socioeconomic and environmental determinants on acute myocardial infarction (AMI) mortality from the spatial epidemiological perspective // Environ Sci Pollut Res Int. 2022. Vol. 29, N 42. P. 63494–63511. doi: 10.1007/s11356-022-19825-4
7. Wang W., Liu Y., Yin P., et al. Influences of using different spatial weight matrices in analyzing spatial autocorrelation of cardiovascular diseases mortality in China // Zhonghua Liu Xing Bing Xue Za Zhi. 2021. Vol. 42, N 8. P. 1437–1444. doi: 10.3760/cma.jcn112338-20201102-01293
8. Cestari V.R.F., Garces T.S., Sousa G.J.B., et al. Spatial distribution of mortality for heart failure in Brazil, 1996–2017 // Arq Bras Cardiol. 2022. Vol. 118, N 1. P. 41–51. doi: 10.36660/abc.20201325
9. Baptista E.A., Queiroz B.L. Spatial analysis of cardiovascular mortality and associated factors around the world // BMC Public Health. 2022. Vol. 22, N 1. P. 1556. doi: 10.1186/s12889-022-13955-7
10. Аскаров Р.А., Лакман И.А., Аскарова З.Ф., Агапитов А.А. Медико-социальные факторы и их пространственное влияние на смертность населения от болезней системы кровообращения (на примере республики Башкортостан) // Российский кардиологический журнал. 2017. Т. 22, № 6. С. 146–151. doi: 10.15829/1560-4071-2017-6-146-151
11. Luo L., Jiang J., Zhang G., et al. Stroke mortality attributable to ambient particulate matter pollution from 1990 to 2015 in China: an age-period-cohort and spatial autocorrelation analysis // Int J Environ Res Public Health. 2017. Vol. 14, N 7. P. 772. doi: 10.3390/ijerph14070772
12. Kibuuka D., Mpofo C., Neave P., Manda S. A spatial analysis of tuberculosis related mortality in South Africa // Int J Environ Res Public Health. 2021. Vol. 18, N 22. P. 11865. doi: 10.3390/ijerph182211865
13. Dantas A.P., Azevedo U.N., Nunes A.D., et al. Analysis of suicide mortality in Brazil: spatial distribution and socioeconomic context // Braz J Psychiatry. 2018. Vol. 40, N 1. P. 12–18. doi: 10.1590/1516-4446-2017-2241
14. Bivand R., Millo G., Piras G. A review of software for spatial econometrics in R // Mathematics. 2021. Vol. 9, N 11. P. 1276. doi: 10.3390/math9111276
15. Croissant Y., Millo G., editors. Panel data econometrics with R. EU, USA : John Wiley & Sons Ltd, 2019. 301 p. doi: 10.1002/9781119504641
16. Urban Indicators Guideline. Better information, better cities: monitoring the habitat agenda and the millennium development goals-slums target. United Nations Human Settlements Programme, 2009. 47 p.
17. Sprung M.R., Faulkner L.M.D., Evans M.K., et al. Neighborhood crime is differentially associated with cardiovascular risk factors as a function of race and sex // J Public Health Res. 2019. Vol. 8, N 3. P. 1643. doi: 10.4081/jphr.2019.1643
18. Егорова Н.Н., Франц М.В. GWR-модель в изучении территориальной вариации показателей смертности от сердечно-сосудистых заболеваний в Республике Башкортостан // Медицина труда и экология человека. 2020. № 2. С. 37–43. doi: 10.24411/2411-3794-2020-10206
19. Sacco R.L., Roth G.A., Reddy K.S., et al. The heart of 25 by 25: achieving the goal of reducing global and regional premature deaths from cardiovascular diseases and stroke: a modeling study from the American Heart Association and World Heart Federation // Glob Heart. 2016. Vol. 11, N 2. P. 251–264. doi: 10.1016/j.gheart.2016.04.002
20. Osterwalder J.J. Could a regional trauma system in eastern Switzerland decrease the mortality of blunt polytrauma patients? A prospective cohort study // J Trauma. 2002. Vol. 52, N 6. P. 1030–1036. doi: 10.1097/00005373-200206000-00003
21. Stenbacka M., Jansson B. Unintentional injury mortality — the role of criminal offending. A Swedish longitudinal population based study // Int J Inj Contr Saf Promot. 2014. Vol. 21, N 2. P. 127–135. doi: 10.1080/17457300.2013.792281
22. Kristiansen T., Lossius H.M., Rehn M., et al. Epidemiology of trauma: a population-based study of geographical risk factors for injury deaths in the working-age population of Norway // Injury. 2014. Vol. 45, N 1. P. 23–30. doi: 10.1016/j.injury.2013.07.007

23. Feng C., Liu J., Ran H., et al. Spatial and temporal analysis of liver cancer mortality in Yunnan province, China, 2015–2019 // *Front Public Health*. 2022. Vol. 10. P. 1010752. doi: 10.3389/fpubh.2022.1010752
24. Payares-Garcia D., Quintero-Alonso B., Martinez C.E.M. Determinants of pneumonia mortality in Bogota, Colombia: a spatial econometrics approach // *Spat Spatiotemporal Epidemiol*. 2023. Vol. 45. P. 100581. doi: 10.1016/j.sste.2023.100581
25. Roquette R., Nunes B., Painho M. The relevance of spatial aggregation level and of applied methods in the analysis of geographical distribution of cancer mortality in mainland Portugal (2009–2013) // *Popul Health Metr*. 2018. Vol. 16, N 1. P. 6. doi: 10.1186/s12963-018-0164-6
26. Shen X., Wang L., Zhu L. Spatial analysis of regional factors and lung cancer mortality in China, 1973–2013 // *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev*. 2017. Vol. 26, N 4. P. 569–577. doi: 10.1158/1055-9965.EPI-16-0922
27. Тимербулатов И.Ф., Евтушенко Е.М., Юлдашев В.Л., и др. Показатели смертности от внешних причин как индикатор социально-психологического здоровья населения Республики Башкортостан // *Медицинский вестник Башкортостана*. 2017. Т. 12, № 6. С. 6–10.
28. Республика Башкортостан. Демографический доклад. Выпуск 3 / под общ. ред. Г.Ф. Хилажевой, Н.К. Шамсутдиновой. Уфа : Башкирская энциклопедия, 2018. 132 с.
29. Разводовский Ю.Е., Кондричин С.В. Региональный паттерн смертности от самоубийств в европейской части России и Беларуси // *Суицидология*. 2015. Т. 6, № 1. С. 8–18.
30. Penina O. Spatial disparities in mortality by causes of death in the Republic of Moldova // *Mold Med J*. 2021. Vol. 64, N 4. P. 55–61. doi: 10.52418/moldovanmed-j.64-4.21.10
31. Grigoriev P., Doblhammer-Reiter G., Shkolnikov V. Trends, patterns, and determinants of regional mortality in Belarus, 1990–2007 // *Popul Stud (Camb)*. 2013. Vol. 67, N 1. P. 61–81. doi: 10.1080/00324728.2012.724696

REFERENCES

1. <https://gateway.euro.who.int/ru/> [интернет]. *European Health for all database (HFA-DB)*. European Health Information Gateway WHO. Available from: <https://gateway.euro.who.int/ru/datasets/european-health-for-all-database/> Accessed: 2023 Jan 12. (In Russ).
2. Narbut VV. Smertnost' naselenija Rossii v trudospobnom vozraste: gendernye i territorial'nye razlichija. *Higher Education Today*. 2016;2:48–51. (In Russ).
3. Kandrychyn SV, Razvodovskii YuEE. Spatial regularities of violent mortality differentiation. *Problems of Territory's Development*. 2015;(4):97–112. (In Russ).
4. Artamonova GV, Tabakaiev MV, Maksimov SA, Barbarash LS. The social economic factors and models of forecasting mortality because of cardiovascular diseases. *Problems of Social Hygiene, Public Health and History of Medicine, Russian Journal*. 2018;26(4):221–225. (In Russ). doi: 10.32687/0869-866X-2018-26-4-221-225
5. Lorant V, Thomas I, Deliege D, Tonglet R. Deprivation and mortality: the implications of spatial autocorrelation for health resources allocation. *Soc Sci Med*. 2001;53(12):1711–1719. doi: 10.1016/S0277-9536(00)00456-1
6. Wang Y, Guo B, Pei L, et al. The influence of socioeconomic and environmental determinants on acute myocardial infarction (AMI) mortality from the spatial epidemiological perspective. *Environ Sci Pollut Res Int*. 2022;29(42):63494–63511. doi: 10.1007/s11356-022-19825-4
7. Wang W, Liu Y, Yin P, et al. Influences of using different spatial weight matrices in analyzing spatial autocorrelation of cardiovascular diseases mortality in China. *Zhonghua Liu Xing Bing Xue Za Zhi*. 2021;42(8):1437–1444. (In Chinese). doi: 10.3760/cma.j.cn112338-20201102-01293
8. Cestari VRF, Garces TS, Sousa GJB, et al. Spatial distribution of mortality for heart failure in Brazil, 1996–2017. *Arq Bras Cardiol*. 2022;118(1):41–51. doi: 10.36660/abc.20201325
9. Baptista EA, Queiroz BL. Spatial analysis of cardiovascular mortality and associated factors around the world. *BMC Public Health*. 2022;22(1):1556. doi: 10.1186/s12889-022-13955-7
10. Askarov RA, Lakman IA, Askarova ZF, Agapitov AA. Medical and social factors spatial influence on cardiovascular mortality (by an example of Bashkortostan Republic). *Russian Journal of Cardiology*. 2017;22(6):146–151. (In Russ). doi: 10.15829/1560-4071-2017-6-146-151
11. Luo L, Jiang J, Zhang G, et al. Stroke mortality attributable to ambient particulate matter pollution from 1990 to 2015 in China: an age-period-cohort and spatial autocorrelation analysis. *Int J Environ Res Public Health*. 2017;14(7):772. doi: 10.3390/ijerph14070772
12. Kibuuka D, Mpofu C, Neave P, Manda S. A spatial analysis of tuberculosis related mortality in South Africa. *Int J Environ Res Public Health*. 2021;18(22):11865. doi: 10.3390/ijerph182211865
13. Dantas AP, Azevedo UN, Nunes AD, et al. Analysis of suicide mortality in Brazil: spatial distribution and socioeconomic context. *Braz J Psychiatry*. 2018;40(1):12–18. doi: 10.1590/1516-4446-2017-2241
14. Bivand R, Mollo G, Piras G. A review of software for spatial econometrics in R. *Mathematics*. 2021;9(11):1276. doi: 10.3390/math9111276
15. Croissant Y, Mollo G, editors. *Panel data econometrics with R*. EU, USA: John Wiley & Sons Ltd; 2019. 301 p. doi: 10.1002/9781119504641
16. Urban Indicators Guideline. *Better information, better cities: monitoring the habitat agenda and the millennium development goals-slums target*. United Nations Human Settlements Programme; 2009. 47 p.
17. Sprung MR, Faulkner LMD, Evans MK, et al. Neighborhood crime is differentially associated with cardiovascular risk factors as a function of race and sex. *J Public Health Res*. 2019;8(3):1643. doi: 10.4081/jphr.2019.1643
18. Egorova NN, Franz MV. GWR-model in the study of territorial variation of cardiovascular diseases mortality rates in The Republic of Bashkortostan. *Occupational Medicine and Human Ecology*. 2020;(2):37–43. (In Russ). doi: 10.24411/2411-3794-2020-10206

19. Sacco RL, Roth GA, Reddy KS, et al. The heart of 25 by 25: achieving the goal of reducing global and regional premature deaths from cardiovascular diseases and stroke: a modeling study from the American Heart Association and World Heart Federation. *Glob Heart*. 2016;11(2):251–264. doi: 10.1016/j.ghheart.2016.04.002
20. Osterwalder JJ. Could a regional trauma system in eastern Switzerland decrease the mortality of blunt polytrauma patients? A prospective cohort study. *J Trauma*. 2002;52(6):1030–1036. doi: 10.1097/00005373-200206000-00003
21. Stenbacka M, Jansson B. Unintentional injury mortality — the role of criminal offending. A Swedish longitudinal population based study. *Int J Inj Contr Saf Promot*. 2014;21(2):127–135. doi: 10.1080/17457300.2013.792281
22. Kristiansen T, Lossius HM, Rehn M, et al. Epidemiology of trauma: a population-based study of geographical risk factors for injury deaths in the working-age population of Norway. *Injury*. 2014;45(1):23–30. doi: 10.1016/j.injury.2013.07.007
23. Feng C, Liu J, Ran H, et al. Spatial and temporal analysis of liver cancer mortality in Yunnan province, China, 2015–2019. *Front Public Health*. 2022;10:1010752. doi: 10.3389/fpubh.2022.1010752
24. Payares-Garcia D, Quintero-Alonso B, Martinez CEM. Determinants of pneumonia mortality in Bogota, Colombia: a spatial econometrics approach. *Spat Spatiotemporal Epidemiol*. 2023;45:100581. doi: 10.1016/j.sste.2023.100581
25. Roquette R, Nunes B, Painho M. The relevance of spatial aggregation level and of applied methods in the analysis of geographical distribution of cancer mortality in mainland Portugal (2009–2013). *Popul Health Metr*. 2018;16(1):6. doi: 10.1186/s12963-018-0164-6
26. Shen X, Wang L, Zhu L. Spatial analysis of regional factors and lung cancer mortality in China, 1973–2013. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev*. 2017;26(4):569–577. doi: 10.1158/1055-9965.EPI-16-0922
27. Timerbulatov IF, Evtushenko EM, Yuldashev VL, et al. Indicators of mortality from external causes as indicator of social-psychological health of the population of the Republic of Bashkortostan. *Bashkortostan Medical Journal*. 2017;12(6):6–10. (In Russ).
28. GF Hilazheva, NK Shamsutdinova, editors. *Respublika Bashkortostan. Demograficheskij doklad. Vypusk 3*. Ufa: Bashkirskaia jenciklopedija; 2018. 132 p. (In Russ).
29. Razvodovsky YE, Kondrichin SV. The regional pattern of suicide mortality in European part of Russia and Belarus. *Suicidology*. 2015;6(1):8–18. (In Russ).
30. Penina O. Spatial disparities in mortality by causes of death in the Republic of Moldova. *Mold Med J*. 2021;64(4):55–61. doi: 10.52418/moldovanmed-j.64-4.21.10
31. Grigoriev P, Doblhammer-Reiter G, Shkolnikov V. Trends, patterns, and determinants of regional mortality in Belarus, 1990–2007. *Popul Stud (Camb)*. 2013;67(1):61–81. doi: 10.1080/00324728.2012.724696

ОБ АВТОРАХ

* **Лакман Ирина Александровна**, к.т.н., доцент;
адрес: Российская Федерация, 450076, Уфа, ул. З. Валиди, д. 32;
ORCID: 0000-0001-9876-9202;
eLibrary SPIN: 4521-9097;
e-mail: Lackmania@mail.ru

Тимирьянова Венера Маратовна, д.э.н., доцент;
ORCID: 0000-0002-1004-0722;
eLibrary SPIN: 1449-1716;
e-mail: 79174073127@mail.ru

Аскарлов Расул Аскарлович, к.м.н., доцент;
ORCID: 0000-0001-7980-4113;
eLibrary SPIN: 2903-4272;
e-mail: rasul72@list.ru

Аскарова Загира Фаткулловна, д.м.н., профессор;
ORCID: 0000-0001-9772-1311;
eLibrary SPIN: 6980-5134;
e-mail: zagira_a@mail.ru

* Автор, ответственный за переписку / Corresponding author

AUTHORS' INFO

* **Irina A. Lakman**, Cand. Sci. (Tech.), associate professor;
address: 32 Z. Validi street, 450076 Ufa, Russian Federation;
ORCID: 0000-0001-9876-9202;
eLibrary SPIN: 4521-9097;
e-mail: Lackmania@mail.ru

Venera M. Timiryanova, Dr. Sci. (Econ.), associate professor;
ORCID: 0000-0002-1004-0722;
eLibrary SPIN: 1449-1716;
e-mail: 79174073127@mail.ru

Rasul A. Askarov, MD, Cand. Sci. (Med.), associate professor;
ORCID: 0000-0001-7980-4113;
eLibrary SPIN: 2903-4272;
e-mail: rasul72@list.ru

Zagira F. Askarova, MD, Dr. Sci. (Med.), professor;
ORCID: 0000-0001-9772-1311;
eLibrary SPIN: 6980-5134;
e-mail: zagira_a@mail.ru