ЭКОНОМИКА, УПРАВЛЕНИЕ И РЫНОК ПРОДУКЦИИ
ECONOMICS, MANAGEMENT AND PRODUCT MARKET

ISSN 1995-2732 (Print), 2412-9003 (Online)
УДК 332.1+330.4
DOI: 10.18503/1995-2732-2025-23-1-190-200

ПРОСТРАНСТВЕННАЯ АВТОКОРРЕЛЯЦИЯ ЦЕН: ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТЬ К ВЫБОРУ ВЕСОВОЙ МАТРИЦЫ И УРОВНЮ АГРЕГИРОВАНИЯ ДАННЫХ

Тимирьянова В.М., Красносельская Д.Х., Прудников В.Б., Гирфутдинова А.Ф.

Уфимский университет науки и технологий, Уфа, Россия

Аннотация. В условиях единого экономического пространства страны периодически поднимаются вопросы региональной вариации цен, выравнивания темпов роста цен и достижения пространственного равновесия. Актуальность их решения возрастает в условиях внешних шоков, определяющих изменение курсов валют, разрушение каналов поставок, изменение структуры добавленной стоимости и т.д. В целях прогнозирования регионального изменения цен с развитием информационных технологий исследователи все чаще обращают внимание на новые источники данных. Фискальные данные становятся одним из источников информации, генерирующих потоки географически структурированных данных и, следовательно, хорошо подходят для такой цели. Появление таких данных позволяет строить более сложные прогнозные модели, а рост числа учитываемых наблюдений способствует росту их статистической значимости. Целью работы является определение чувствительности оценок пространственной автокорреляции цен к выбору весовой матрицы и уровню агрегирования данных. Исследование проведено на данных сервиса онлайн-аналитики розничных продаж в РФ (https://продажи.рф), формирующих базу данных на основе чеков, регистрируемых оператором фискальных данных «Первый ОФД». Набор содержит ежедневные данные о регистрируемой цене лекарственных средств, применяемых при кашле и простудных заболеваниях (3 бренда), за период с 1 января 2021 года по 31 декабря 2023 года. Установлено, что уровень агрегации данных (в виде дневных, недельных или месячных значений) оказывает влияние на возможность интерпретации полученных результатов, а выбор той или иной матрицы весов – на силу выявляемой пространственной зависимости. Выделенные зависимости представляют интерес для широкого круга лиц, занимающихся вопросами пространственных измерений, а также проблемами регионального ценообразования.

Ключевые слова: цена реализации, пространственная автокорреляция, региональная дифференциация, уровень агрегации, матрица весов

Исследование выполнено при финансовой поддержке гранта РНФ № 24-28-00774, https://rscf.ru/project/24-28-00774/

© Тимирьянова В.М., Красносельская Д.Х., Прудников В.Б., Гирфутдинова А.Ф., 2025

Для цитирования

Пространственная автокорреляция цен: чувствительность к выбору весовой матрицы и уровню агрегирования данных / Тимирьянова В.М., Красносельская Д.Х., Прудников В.Б., Гирфутдинова А.Ф. // Вестник Магнитогорского государственного технического университета им. Г.И. Носова. 2025. Т. 23. №1. С. 190-200. https://doi.org/10.18503/1995-2732-2025-23-1-190-200

Контент доступен под лицензией Creative Commons Attribution 4.0 License.
The content is available under Creative Commons Attribution 4.0 License.

SPATIAL PRICES' AUTOCORRELATION: SENSITIVITY TO THE WEIGHTING MATRIX CHOICE AND LEVEL OF DATA AGGREGATION

Timiryanova V.M., Krasnoselskaya D.Kh., Prudnikov V.B., Girfutdinova A.F.

Ufa University of Science and Technology, Ufa, Russia

Abstract. Matters of regional price variations, equalization of price growth rates and achieving spatial equilibrium are rising periodically within the single economic space of the country. The relevance of their solution increases in the context of external shocks that determine changes in exchange rates, destruction of supply channels, changes in the structure of added value, etc. With the development of information technology, researchers are increasingly paying attention to new sources of data to predict regional price changes. Fiscal data are becoming one of the information sources generating streams of geographically structured data and, therefore, they are well suited for this purpose. The emergence of such data makes it possible to build more complex forecast models while the increase in the number of observations contributes to the improvement in their statistical significance. The purpose of the work is to determine the sensitivity of spatial autocorrelation prices' estimates to the choice of a weighting matrix and the level of data aggregation. The study was conducted on data from the online analytics service for retail sales in the Russian Federation (https://prodazhi.rf), which forms a database based on receipts registered by the fiscal data operator "1-OFD". The dataset contains daily recorded price data for cough and cold medicines (3 brands) and embraces the period from January 1, 2021 to December 31, 2023. It is established that the level of data aggregation (in the form of daily, weekly or monthly values) influences the ability to interpret the results obtained whereas the choice of a particular weight matrix affects the strength of the spatial dependence. The identified dependencies are of interest to a wide range of people involved in issues of spatial measurements as well as problems of regional pricing.

Keywords: sales price, spatial autocorrelation, regional differentiation, level of aggregation, weight matrix

The study was supported by a grant from the Russian Science Foundation № 24-28-00774, https://rscf.ru/project/24-28-00774/

For citation

Timiryanova V.M., Krasnoselskaya D.Kh., Prudnikov V.B., Girfutdinova A.F. Spatial Prices' Autocorrelation: Sensitivity to the Weighting Matrix Choice and Level of Data Aggregation. *Vestnik Magnitogorskogo Gosudarstvennogo Tekhnicheskogo Universiteta im. G.I. Nosova* [Vestnik of Nosov Magnitogorsk State Technical University]. 2025, vol. 23, no. 1, pp. 190-200. https://doi.org/10.18503/1995-2732-2025-23-1-190-200

Введение

Цена – фундаментальная экономическая категория, в которой пересекаются как частные вопросы ценообразования, потребительского поведения, так и общие вопросы рыночного равновесия и устойчивости развития экономики. Широкий круг факторов влияет на ее изменение, среди которых все чаще рассматривается пространственный. Согласно первому закону географии В. Тоблера (Tobler, 1970), «…все влияет на все, но то, что ближе, влияет сильнее» [1]. Действительно, обращение товаров и услуг ограничено географическими, логистическими, административными факторами. В связи с этим для моделирования цен представляется целесообразным учитывать пространственный характер рынка.

Вопросы пространственного развития в разрезе отдельных аспектов получили широкое освещение в трудах российских исследователей [2–7]. Непосредственно оценка пространственной зависимости в исследовании цен различных товаров, а также общих индексов цен выполнялась как зарубежными [8–11], так и отечественными учеными [12–16]. В анализе цен широкое распространение получили следующие методы пространственной эконометрики: глобальный и локальный индексы Морана и Гири [8–11, 14, 16–18], модели географически взвешенной регрессии [19], пространственные модели на панельных данных [13, 15, 20]. Эти исследования показывают наличие пространственной зависимости цен, но преимущественно проводятся на данных высокого уровня агрегации как по периодам, так и группам товаров. При этом нераскрытым остается вопрос подбора весовой матрицы, учитывающей особенности процесса пространственного изменения цен. В то же время использование в анализе географически структурированных высокочастотных данных (например, с детализацией в день/неделю, в разрезе видов и брендов товаров) способствует выявлению закономерностей, которые на месячных или годовых данных выделить сложно.

Цель проведенного исследования заключалась в выявлении чувствительности оценок пространственной автокорреляции цен лекарственных средств (на примере популярных лекарств «Доктор Мом», «Коделак», «Ренгалин») к выбору весовой матрицы и уровня агрегирования данных о ценах. В отличие от ранее проведенных исследований, в данной работе используются микроданные (ежедневные данные о

регистрируемой цене лекарственных средств), что позволяет делать анализ, учитывая рыночные реакции во всем их многообразии, внося вклад в существующий эмпирический задел исследований пространственного ценообразования.

Методы исследования и данные

Идеи выравнивания и пространственного равновесия цен появились достаточно давно [21]. Однако оценка пространственной автокорреляции цен стала возможна только с развитием соответствующих инструментов пространственной эконометрики. В настоящее время наиболее часто используемым показателем, позволяющим оценивать пространственную автокорреляцию, является глобальный индекс Морана [8-11, 13, 14, 16, 18]:

$$MoranI = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}, \quad (1)$$

где N – число регионов; $\bar{x}$ – среднее значение показателя; x – анализируемый показатель; w_{ij} – матрица пространственных весов для регионов i и j.

Данный индекс измеряет тесноту связи между исходным показателем и пространственно взвешенным [13], фактически устанавливая то, являются ли значения показателей соседних территорий подобными. Недостатком данного инструмента является то, что в целом выявляемое подобие может быть следствием сопоставимости рыночных процессов, приводящих к установлению одинаковой равновесной цены в регионах, а не результатом механизма пространственного выравнивания [14, 16]. Глобальный индекс Морана является одним из наиболее простых способов проверки наличия пространственных зависимостей и его расчет часто предшествует проведению пространственного эконометрического моделирования.

Важным вопросом в оценке пространственной автокорреляции является подбор матрицы весов. В идеале такая матрица должна максимально отражать реальные социально-экономические связи между территориями. Поскольку это достаточно сложная теоретическая задача, сам процесс выбора весовой матрицы остается дискуссионным [22-25]. Разные матрицы фактически отражают различные гипотезы о характере пространственного взаимодействия объектов наблюдения. При этом отмечается, что если результаты, полученные при использовании различных матриц, сопоставимы, то можно с большей уверенностью говорить о наличии пространственных эффектов в исследуемой области [23].

Процесс построения пространственной матрицы, по сути, сводится к формализации следующих процедур: определение круга «соседей» и придание каждой связи веса. Это два разных этапа, и методы, применяемые на каждом из них, можно комбинировать [23]. В текущей работе тестировалось несколько вариантов матриц.

В первую очередь была построена наиболее часто используемая и самая простая матрица соседства первого порядка, сформированная по методу «королевы» («queen») [26]. При ее построении учитывалось соседство по смежности, то есть по наличию хотя бы одной точки общей границы между территориями:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, \text{ если } j \text{ граничит с } i, \\ 0, \text{ иначе} \end{cases} \quad (2)$$

Так как технически это выполняется на основе координат границ территорий, то острова или удаленные территории автоматически определяются как территории, не имеющие соседства. Поэтому на основе данных об имеющихся водных и железнодорожных путях сообщения между такими территориями нами были дополнительно введены связи между Республикой Крым и Краснодарским краем, Сахалинской областью и Приморским, Хабаровским краями, Калининградской областью и Смоленской областью, г. Санкт-Петербургом.

Далее были определены веса с учетом различных правил. Бинарная матрица соседства первого порядка (Матрица 1) предполагает, что все веса одинаковые: 1 – если регионы являются соседними, 0 – если регионы не являются соседними по отношению друг к другу. Взвешенная матрица соседства первого порядка (Матрица 2) отличается от предыдущей тем, что ее значения нормированы построчно:

$$w_{ij}^{norm} = w_{ij} / \sum_j w_{ij}. \quad (3)$$

Такая нормализация обеспечивает сопоставимость результатов оценки с другими исследованиями, позволяя удерживать значение глобального индекса Морана в диапазоне [-1;1] [27].

Далее были построены несколько матриц, в которых учитывалась смежность первого порядка, а веса определялись на основе евклидовых расстояний между центроидами территорий:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 / d_{ij}^{E}, \text{ если } j \text{ граничит с } i, \\ 0, \text{ иначе} \end{cases} \quad (4)$$

$$d_{ij}^{E} = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2}, \quad (5)$$

где x, y – координаты (широта, долгота) центроидов наблюдений.

Данная матрица оценивает расстояние по прямой и не учитывает особенности местности, наличие реальных возможностей для автомобильного, железнодорожного или водного сообщения, что часто отмечается как недостаток [28]. Матрица 4 формировалась путем нормирования построчно Матрицы 3.

Еще один подход, используемый при оценке весов (Kernel smoothing), предполагает при их расчете учитывать функцию ядра (например, квадратичную функцию Епачникова, биквадратную функцию, гауссовский случайный процесс и т.д.). Его появление

обосновывается необходимостью учета затухания тесноты связи объектов наблюдения с увеличением расстояния между ними. В данном исследовании применялась функция, описывающая гауссовский случайный процесс (Матрица 5):

$$w_{ij} = \begin{cases} (2\pi)^{-\frac{1}{2}} exp\left(-\frac{(d_{ij} / \max(d_{ij}))^2}{2}\right), \text{если } j \text{ граничит с } i, \\ 0, \text{иначе} \end{cases}$$

(6)

Матрица 6 формировалась путем нормирования построчно Матрицы 5.

Так как во многих исследованиях подчеркивается важность учета реальных расстояний, в работе также была построена матрица, учитывающая расстояние между административными центрами регионов с учетом их соседства первого порядка (Матрица 7). За основу данной матрицы была взята матрица кратчайших расстояний между административными центрами российских регионов, предложенная Абрамовым А., Глущенко К. [29], которая была дополнена сведениями о расстоянии между Республикой Крым и Краснодарским краем с учетом построенного моста, а также учитывала изменение административных центров Республики Ингушетия, Московской и Ленинградской областей. Матрица 8 формировалась путем нормирования построчно Матрицы 7.

В работе также протестированы весовые матрицы, построенные по правилу k-ближайших соседей:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, \text{если } d_{ij} < d_i(k), \\ 0, \text{иначе} \end{cases} \quad (7)$$

где d_i (k) – наименьшее расстояние k-го порядка для территории i с ее соседями.

В качестве k рассматривались 3 и 5 ближайших соседа (Матрицы 9 и 10 соответственно). Метод k-ближайших соседей рассматривается как общее решение проблемы сильной вариации размеров территорий [22]. В отличие от матрицы, построенной по правилу «королевы», такая матрица не является симметричной, то есть возможны ситуации, при которых территория j является соседом для территории i, но обратное неверно (**рис. 1**).

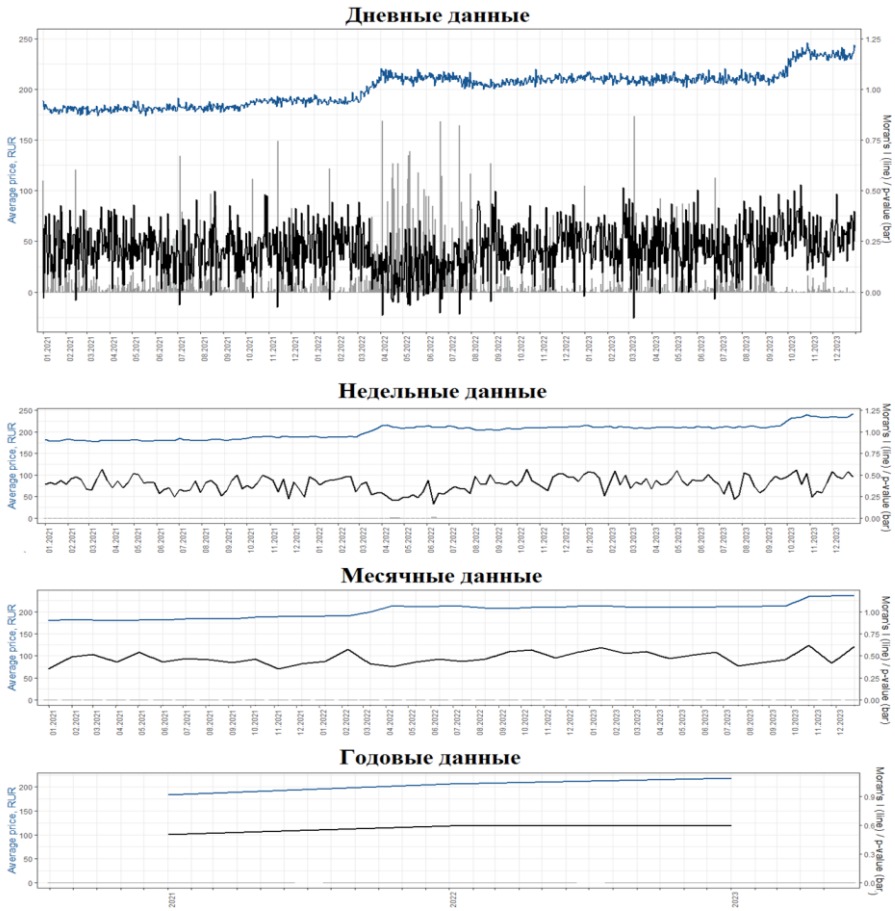

Рис. 1. Глобальный индекс Морана цен на «Доктор Мом» на данных различной агрегации: верхняя линия – среднерегиональная цена; нижняя линия – глобальный индекс Морана; столбцы – p-value

Fig. 1. Global Moran's index of prices for "Doctor Mom" based on data from various aggregations: the top line is the average regional price; bottom line is global Moran's index; columns are p-values

В условиях перехода на первичные данные о ценах становятся заметны точечные всплески цен на отдельных территориях или в определенные периоды времени, ранее не заметные на агрегированных данных. С одной стороны, они могут рассматриваться как шум или выбросы, однако это реальные данные, отражающие реальные рыночные процессы (например, дни распродаж, реакции на внешние шоки изменения курса валют, пандемии и т.д.). Их важность состоит в том, что в ряде случаев исследовательская задача может сводиться именно к предсказанию таких реакций рынка [30]. На текущий момент пространственная автокорреляция недостаточно исследована на микроданных и необходимо проведение сравнительного анализа результатов оценок, полученных на данных различной агрегации.

Для целей анализа в настоящем исследовании сравнивались оценки, полученные на данных дневных цен в разрезе регионов, которые агрегировались до недельных, месячных, годовых путем вычисления простой арифметической средней.

Источником информации для анализа являлась платформа «продажи.рф», предоставляющая сервис онлайн-аналитики розничных продаж в РФ. На платформе размещена база данных о ценах достаточно широкого круга товаров, реализуемых на территории Российской Федерации в дневной детализации за период с 1 января 2021 года. Платформа предоставляет возможность анализировать данные цен в разрезе не только групп, но и отдельных брендов товаров. Такая детализация стала возможна в результате обработки чеков, регистрируемых оператором фискальных данных «Первый ОФД», в соответствии с Законом 54-ФЗ «О применении контрольно-кассовой техники при осуществлении расчетов в Российской Федерации». Тестируемый в рамках текущего исследования набор содержит ежедневные данные о регистрируемой цене популярных лекарственных средств, применяемых при кашле и простудных заболеваниях, трех брендов за период с 1 января 2021 года по 31 декабря 2023 года. Оценка вариации цен за весь рассматриваемый период представлена в **табл. 1**.

Таблица 1. Описательная статистика анализируемых лекарственных средств

Table 1. Descriptive statistics of the analyzed drugs

Наименование	Цена реализации, руб.				Стандартное отклонение
	Минимальная	Максимальная	Средняя	Медиана	
«Доктор Мом»	75	380	201,7	198,4	31,0
«Коделак»	117,5	452	248,0	245,1	35,5
«Ренгалин»	158,3	450	284,3	282,9	35,5

Использование данных фискального оператора с высокой степенью детализации данных во времени, пространстве и товарной номенклатуре предоставляет широкие возможности для анализа рынка во всех его проявлениях. В то же время необходимо отметить наличие ряда ограничений, повлиявших на проведенное исследование.

Во-первых, анализируемые данные не отражают весь объем продаж выбранных лекарственных средств, поскольку доля «Первого ОФД» в обработке фискальных данных по разным оценкам составляет около 12-13% рынка [31].

Во-вторых, имеющиеся данные о ценах отражают зарегистрированную цену фактической реализации (то есть могут включать персональные скидки, бонусы, купоны и прочие дисконты, иногда приводящие к регистрации практически нулевой цены товара). Для снижения эффекта воздействия данного ограничения авторами была проведена очистка данных от выбросов методом «3σ» (то есть были удалены значения цен, не входящих в интервал «среднее значение минус 3σ; среднее значение плюс 3σ».

В-третьих, данные не содержат информацию о дозировке (весе/объеме) единицы продаваемого товара, что также может приводить к искажению информации: под одной товарной позицией регистрируются фактически различные товары. Частично данное ограничение также смягчается проведенной нами очисткой данных от выбросов. В этой связи следует отметить, что в исследовании рассматриваются цены условной единицы удовлетворения потребности.

Анализ пространственной зависимости цен проводился в разрезе 83 субъектов РФ. В анализ не включены Чеченская Республика и Ненецкий автономный округ в силу отсутствия данных по ним на платформе «продажи.рф». Так как продажи лекарственных средств для простуды имеют сезонный характер и в летний период могут осуществляться не каждый день, а набор данных содержит только регистрируемые цены реализации, которые не фиксируются в случае отсутствия продаж товара даже при наличии товаров в аптеках, в отдельные дни наблюдалось снижение учитываемых при расчете индекса Морана числа регионов.

Полученные результаты и их обсуждение

Пространственная автокорреляция цен оценивалась с применением 10 описанных выше весовых матриц для лекарственных средств «Ренгалин», «Доктор Мом», «Коделак» на каждый день в период с 1 января 2021 года по 31 декабря 2023 года (1096 дней). Проведенные расчеты глобального индекса Морана представлены в **табл. 2**. Они показывают, что наиболее высокие и самые низкие значения глобального индекса Морана были зарегистрированы при применении матрицы, учитывающей расстояние между административными центрами регионов с учетом их соседства первого порядка (Матрица 7), но преимущественно эти оценки были статистически не значимы на уровне $p < 0,05$ (например, для «Ренгалин» они были значимы только в 7% случаях, то есть для 77 дней из 1096) (см. **табл. 2**).

Таблица 2. Статистика оценок глобального индекса Морана за период с 1 января 2021 года по 31 декабря 2023 года

Table 2. Statistics of the estimates of the global Moran's index for the period from January 1, 2021 to December 31, 2023

Глобальный индекс Морана	Матрица									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
«Доктор Мом»										
Минимальное	-0,107	-0,128	-0,242	-0,150	-0,120	-0,133	-0,478	-0,179	-0,144	-0,096
Максимальное	0,427	0,529	0,462	0,541	0,407	0,528	0,599	0,542	0,555	0,515
Среднее	0,160	0,210	0,147	0,222	0,148	0,211	0,142	0,217	0,198	0,196
Медиана	0,160	0,211	0,151	0,224	0,147	0,211	0,139	0,221	0,201	0,194
Коэфициент вариации	59%	54%	64%	53%	60%	54%	83%	53%	57%	52%
Доля статистически значимых результатов за период	0,66	0,74	0,36	0,75	0,62	0,74	0,22	0,74	0,67	0,81
«Коделак»										
Минимальное	-0,133	-0,157	-0,307	-0,143	-0,130	-0,156	-0,548	-0,207	-0,181	-0,154
Максимальное	0,461	0,535	0,424	0,565	0,418	0,538	0,697	0,527	0,551	0,485
Среднее	0,119	0,165	0,113	0,177	0,112	0,166	0,095	0,165	0,140	0,134
Медиана	0,116	0,165	0,107	0,178	0,108	0,167	0,088	0,160	0,135	0,125
Коэфициент вариации	75%	66%	89%	64%	77%	66%	150%	70%	80%	74%
Доля статистически значимых результатов за период	0,50	0,62	0,27	0,63	0,47	0,63	0,17	0,57	0,49	0,60
«Ренгалин»										
Минимальное	-0,125	-0,202	-0,212	-0,231	-0,127	-0,206	-0,490	-0,186	-0,197	-0,133
Максимальное	0,442	0,541	0,358	0,535	0,405	0,540	0,675	0,540	0,549	0,507
Среднее	0,148	0,177	0,070	0,176	0,129	0,175	0,052	0,176	0,128	0,137
Медиана	0,148	0,176	0,071	0,173	0,131	0,173	0,053	0,177	0,128	0,138
Коэфициент вариации	67%	66%	113%	69%	70%	67%	230%	69%	84%	73%
Доля статистически значимых результатов за период	0,62	0,66	0,10	0,62	0,56	0,65	0,07	0,62	0,47	0,63

Результаты оценки глобального индекса Морана с применением Матрицы 8, в которой реализовано построчное нормирование, дало более устойчивые результаты в сравнении с Матрицей 7. Одновременно обращает на себя внимание то, что наиболее высокая доля статистически значимых оценок получена с применением другой матрицы обратных расстояний, для которой также применялось построчное нормирование. И здесь следует обратить внимание на то, что такое построчное нормирование матриц расстояний трансформирует пространство в случае неравномерного разброса точек наблюдения, что характерно для России. В ранее проведенных исследованиях отмечалось, что в ситуации, когда одни наблюдения могут не иметь близких соседей, а иметь лишь относительно удаленных соседей, а другие могут иметь много близких (и, следовательно, очень влиятельных) соседей, стандартизация строк меняет предполагаемую структуру этой взаимозависимости [24], то есть фактически сжимает расстояния для территорий с удаленными соседями. Возможно, учитывая особенности административно-территориального деления России, такое сжатие не является негативным проявлением. Для России отмечается, что «пространственные внешние эффекты могут иметь различный характер в европейской части, которая включает регионы меньших размеров, с более активными кооперационными связями, и в восточной части страны, где преобладают субъекты Федерации с обширными территориями» [32]. Поэтому уход от абсолютного расстояния в относительное может учитывать различное восприятие пространства экономической деятельности на востоке и западе страны.

Проблема пространственного анализа в странах с различными площадями административно-территориальных единиц характерна не только для России [33]. Учеными отмечается, что в небольших округах выбор матриц пространственных весов несущественен, особенно при использовании локального индекса Морана I, в то время как для крупных округов различия между параметрами пространственных весов более очевидны [33]. Пытаясь решить эту проблему, исследователи сравнивали различные матрицы, в том числе изменяя радиусы отсечения и подходы к формированию матрицы [22, 34]. Например, общим решением проблемы сильной вариации размеров территорий считается метод *k*-ближайших соседей [22]. В нашем исследовании рассматривались матрицы с отсечением трех и пяти ближайших соседей. Последняя, опираясь на долю статистически зна-

чимых оценок и коэффициент вариации, показывает более стабильные результаты.

Что касается матрицы смежности, учитывающей соседство первого порядка (бинарная), то она подвергается критике чаще всего. При этом она может показывать как более сильную, так и более слабую пространственную связь в сравнении с матрицей расстояний [25, 26, 34], что также наблюдается и в текущем исследовании.

В целом предшествующие исследования показывают, что нет универсальных правил выбора матрицы, так как каждому явлению может быть свойственно определенное пространственное взаимодействие [34], которое может учитывать одна матрица и не учитывать другая. Важным является их согласованность [23]. Корреляционный анализ полученных оценок показал высокую согласованность получаемых оценок с применением различных матриц.

В целях изучения проявления пространственных связей на данных различной агрегации глобальный индекс Морана оценивался на дневных, недельных, месячных и годовых данных о ценах лекарственных препаратов «Ренгалин», «Доктор Мом», «Коделак» с применением взвешенной построчно матрицы смежности первого порядка (Матрица 2). Расчеты показали, что с увеличением агрегации доля статистически не значимых оценок снижается, а нижняя граница получаемых оценок (минимальные значения глобального индекса Морана) повышается (см. **рисунок, табл. 3**).

Такая ситуация отмечалась и ранее [16], что связано со скоростью реакции рынков на изменения. Годовые и месячные данные характеризуют общую ситуацию на рынке, в то время как на дневных ценах можно заметить разнообразие ценовых реакций и выделить скорость пространственной реакции. При этом важно учитывать особенность рассматриваемых данных. Фактически они представляют собой регистрацию цен реализации. В условиях одного дня, особенно в несезонный период, когда продажи лекарственных средств падают и чаще организуются точечные распродажи, вариация цен может быть сильнее. В части регионов в такие периоды продаж может вообще не быть, а следовательно, в расчете глобального индекса Морана эти регионы не принимают участие. При этом технически если по соседям наблюдения данных нет, то наблюдение автоматически отбрасывается при расчете глобального индекса Морана с учетом матрицы весов, даже если данные по нему присутствуют. Фактически глобальные индексы Морана на годовых данных в расчет берут все наблюдения, в то время как дневные оценки получены только по наблюдениям, в которых регистрировалась продажа лекарства. Таким образом, уровень агрегации данных имеет существенное значение при интерпретации результатов пространственной автокорреляции цен.

Заключение

В проведенном исследовании с использованием данных с высокой частотой детализации (дневных данных) проведен анализ пространственных зависимостей ценообразования на примере цен лекарственных препаратов «Ренгалин», «Доктор Мом» и «Коделак» в 83 регионах Российской Федерации. Эксплораторный анализ данных о дневных ценах показал наличие значительного числа выбросов. Среди причин их появления могут быть ошибки при вводе информации, агрегация цен товаров одного товарного знака, но разного объема/веса и др. Для снижения эффекта данных ограничений выбросы были удалены на основе метода «3σ».

Таблица 3. Статистика оценок глобального индекса Морана за период с 1 января 2021 года по 31 декабря 2023 года для различный уровней агрегации данных

Table 3. Statistics of global Moran's index estimates for the period from January 1, 2021 to December 31, 2023 within various levels of data aggregation

Уровень агрегации	Значение Глобального индекса Морана			Коэффициент вариации	Доля периодов со статистически значимой оценкой
	Минимальное	Максимальное	Среднее		
«Доктор Мом»					
День	-0,128	0,529	0,210	53,8%	74%
Неделя	0,168	0,566	0,398	22,2%	100%
Месяц	0,351	0,616	0,475	14,9%	100%
Год	0,506	0,598	0,565	9,2%	100%
«Коделак»					
День	-0,157	0,535	0,165	66,2%	62%
Неделя	0,114	0,679	0,373	25,1%	99%
Месяц	0,341	0,650	0,479	14,2%	100%
Год	0,447	0,630	0,543	16,9%	100%
«Ренгалин»					
День	-0,202	0,541	0,177	66,5%	66%
Неделя	0,126	0,487	0,333	22,1%	100%
Месяц	0,265	0,493	0,383	15,4%	100%
Год	0,357	0,532	0,467	20,4%	100%

Авторами были рассмотрены десять различных видов пространственных весовых матриц. Результаты показали, что оценки, получаемые на основе нормированных построчно матриц, имеют более высокую статистическую значимость и меньшие значения коэффициента вариации. Более высокие оценки глобального индекса Морана получены при применении взвешенной матрицы, учитывающей расстояния между центроидами для препаратов «Коделак» и «Доктор Мом», взвешенной матрицы смежности для «Ренгалин».

Анализ данных различной агрегации показал, что глобальный индекс Морана значительно колеблется (коэффициент вариации – до 66,5% для «Ренгалин») и в целом оказывается незначимым на дневных данных (максимальная доля дней со статистически значимыми оценками – 74%), тогда как на данных с агрегацией в неделю, месяц и год все оценки индекса являются статистически значимыми, коэффициент вариации значительно снижается (до 9,2% «Доктор Мом»). Таким образом, в пределах одного дня не стоит ожидать какой-либо значимой реакции одного региона на изменение цен в соседнем регионе, а зафиксированная в рамках одного дня пространственная связь не обязательно будет отражать реальную пространственную связь рынков.

Список источников

1. Tobler W.R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region // Economic Geography. 1970, vol. 46, pp. 234–240. https://doi.org/10.2307/143141.
2. ESG-трансформация инновационного развития экономики: региональные и отраслевые аспекты / Абзалилова Л.Р., Ахмадеев А.М., Бахитова Р.Х. [и др.]. М.: Изд-во «КноРус», 2023. 290 с.
3. Валинурова Л.С., Орешников В.В. Подход к моделированию инновационной деятельности региона // Вестник Пермского университета. Серия: Экономика. 2023. Т. 18. № 3. С. 275-291. https://doi.org/10.17072/1994-9960-2023-3-275-291.
4. Россинская Г.М., Ибрагимова З.Ф., Ишмухаметов Н.С. Продовольственная безопасность: формирование и проявление на разных уровнях экономической системы // Экономика и управление: научно-практический журнал. 2022. № 3(165). С. 11-17. https://doi.org/10.34773/EU.2022.3.2.
5. Юсупов К.Н., Гришин К.Е., Бикмаева А.Д. Стратегические ориентиры регионального развития в современных условиях: монография. Уфа: УУНиТ, 2022. 214 с.
6. Мантаева Э.И., Голденова В.С., Слободчикова И.В. Некоторые аспекты устойчивого развития региональной экономики // Научные труды Вольного экономического общества России. 2022. Т. 236, № 4. С. 78-97. https://doi.org/10.38197/2072-2060-2022-236-4-78-97.
7. Krivoshlykov V. S., Zhahov N. V., Borodin A. L. et al. Factor analysis of the system development of the food market of fish products. *Proceedings of the 33rd International Business Information Management Association Conference, IBIMA 2019: Education Excellence and Innovation Management through Vision 2020: 33*, Education Excellence and Innovation Management through Vision 2020, Granada, 2019, pp. 6217-6223.
8. Chakrabarty M., Majumder A., Ray R. A Framework for the Simultaneous Measurement of Spatial Variation and Temporal Movement in Prices in a Heterogeneous Country: The Dynamic Household Regional Product Dummy Model // Review of Income and Wealth. 2018, no. 64, pp. 703-730. https://doi.org/10.1111/roiw.12266.
9. Ray R. Spatial Differences in Prices in India, State Rankings and Inequality // Household Behaviour, Prices, and Welfare. Themes in Economics. Springer, Singapore. 2019, pp. 119–178. https://doi.org/10.1007/978-981-13-1930-3_6.
10. Weinand S., von Auer L. Anatomy of regional price differentials: evidence from micro-price data // Spatial Economic Analysis. 2020, no. 15(4), pp. 413–440. https://doi.org/10.1080/17421772.2020.1729.
11. Spatial quantitative analysis of garlic price data based on arcgis technology / Wu G., Zhang C., Liu P., Ren W., Zheng Y., Guo F., et al. // Comput Mater Contin. 2019, no. 58(1), pp. 183-195. https://doi.org/10.32604/cmc.2019.03792
12. Цыплаков А.А. Статистический анализ динамики региональных уровней цен // Мир экономики и управления. 2000. Т. 1. №. 1. С. 5-19.
13. Иванова В.И. Конвергенция цен на рынке зерна: исторический аспект // Пространственная экономика. 2015. №. 3. С. 34-56.
14. Кириллов А.М. Инфляция цен на продовольственные товары в регионах России: пространственный анализ // Пространственная экономика. 2017. № 4. С. 41–58. https://doi.org/10.14530/se.2017.4.041-058.
15. Кириллов А.М. Исследование пространственной автокорреляции: случай российской региональной инфляции // Прикладная эконометрика. 2021. № 64. С. 5–22. https://doi.org/10.22394/1993-7601-2021-64-5-22.
16. Динамика пространственной корреляции цен на овощи и фрукты / Тимирьянова В.М., Лакман И.А., Красносельская Д.Х., Столь А.В. // Пространственная экономика. 2023. Т. 19. № 2. С. 94–125. https://dx.doi.org/10.14530/se.2023.2.094-125.
17. Payne M.T., Smith M.G., Landry C.J. Price Determination and Efficiency in the Market for South Platte Basin Ditch Company Shares // JAWRA Journal of the American Water Resources Association. 2014, no. 50(6), pp. 1488–1500. https://doi.org/10.1111/jawr.12215.
18. Spatial analysis of residential fuel prices: Local variations in the price of heating oil in Northern Ireland / Walker R., McKenzie P., Liddell Ch., Morris Ch. // Applied Geography. 2015, no. 63, pp. 369-379. https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2015.07.016.
19. Bergeaud A., Raimbault J. An empirical analysis of the spatial variability of fuel prices in the United State // Transportation Research Part A: Policy and Practice. 2020, no. 132(C), pp. 131-143.
20. Fingleton B., Fuerst F., Szumilo N. Housing affordability: Is new local supply the key? // Environment and Planning A: Economy and Space. 2019, no. 51(1), pp. 25-50. https://doi.org/10.1177/0308518X18798372.
21. Fackler P. L., Goodwin B. K. Chapter 17 Spatial price analysis. Marketing, Distribution and Consumers. 2001, pp. 971–1024. https://doi.org/10.1016/s1574-0072(01)1002.

22. Anselin L. Under the hood: issues in the specification and interpretation of spatial regression models // Agricultural economics. 2002, no. 27(3), pp. 247-267.
23. Патракеева О.Ю., Кулыгин В.В. Весовые матрицы в моделях оценки пространственных эффектов транспортной инфраструктуры в российских регионах // Развитие водных транспортных магистралей в условиях глобального изменения климата на территории Российской Федерации (Евразии) («Опасные явления – IV») памяти члена-корреспондента РАН Д.Г. Матишова: материалы IV Международной научной конференции (г. Ростов-на-Дону, 5–9 сентября 2022 г.). Ростов-на-Дону: Изд-во ЮНЦ РАН, 2022. С. 412-415.
24. Bell K.P., Bockstael N.E. Applying the Generalized-Moments Estimation Approach to Spatial Problems Involving Micro-Level Data // Review of Economics and Statistics. 2000, no. 82(1), pp. 72–82. https://doi.org/10.1162/003465300558641.
25. Демидова О.А. Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере восточной и западной части России) // Прикладная эконометрика. 2014. № 2 (34). С. 19–35.
26. Балаш В.А., Файзлиев А.Р. Пространственная корреляция в статистических исследованиях // Промышленность: экономика, управление, технологии. 2008. №. 4. С. 122-125.
27. Kostov P. Model Boosting for Spatial Weighting Matrix Selection in Spatial Lag Models // Environment and Planning B: Planning and Design. 2010, no. 37(3), pp. 533–549. https://doi.org/10.1068/b35137.
28. Карачурина Л.Б., Мкртчян Н.В. Опыт расчета расстояний между разными типами населенных пунктов России (для оценки дальности миграции населения) // Вестник Санкт-Петербургского университета. Науки о Земле. 2023. № 68 (3). С. 418–442. https://doi.org/10.21638/spbu07.2023.301.
29. Абрамов А., Глущенко К. Матрица кратчайших расстояний между административными центрами российских регионов. Новосибирск: НГУ, 2000. Режим доступа: http://nsu-ef.ru/teachers/Gluschenko_KP/Research/Data/Distances.xls, свободный. Загл. с экрана (дата обращения: 20.06.2024 г.).
30. A framework for electricity price spike analysis with advanced data mining methods / Zhao J.H., Dong Zh.Y., Li X., Wong K.P. // IEEE Transactions on Power Systems. 2007, no. 22(1), pp. 376-385.
31. Рейтинг операторов фискальных данных – 2024. Режим доступа: https://www.klerk.ru/blogs/platformaofd/602111/ (дата обращения: 20.06.2024г.).
32. Коломак Е.А. Пространственные экстерналии как ресурс экономического роста // Регион: экономика и социология. 2010. №. 4. С. 73-87.
33. Impact of Polygon Geometry on the Identification of Economic Clusters / Frizado J., Smith B.W., Carroll M.C. et al. // Letters in Spatial and Resource Sciences. 2009, no. 2(1), pp. 31–44. https://doi.org:10.1007/s12076-008-0020-6.
34. Иванова В.И. Региональная конвергенция доходов населения: пространственный анализ // Пространственная экономика. 2014. № 4. С. 100-119. https://doi.org/10.14530/se.2014.4.100-119.

References

1. Tobler W.R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. Economic Geography. 1970;(46):234-240. https://doi.org/10.2307/143141.
2. Abzalilova L.R., Akhmadeev A.M., Bakhitova R. Kh. et al. *ESG-transformatsiya innovacionnogo razvitiya ekonomiki: regionalnye i otraslevye aspekty* [ESG transformation of innovative economic development: regional and industry aspects]. Moscow: KnoRus publishing house, 2023, 290 p. (In Russ.)
3. Valinurova L.S., Oreshnikov V.V. An approach to modeling a region's innovation activity. *Vestnik Permskogo universiteta. Seriya: Ekonomika* [Perm University Herald. Economy], 2023;18(3):275-291. https://doi.org/10.17072/1994-9960-2023-3-275-291. (In Russ.)
4. Rossinskaya G.M., Ibragimova Z.F., Ishmuhametov N.S. Food security: formation and manifestation at different levels of the economic system. *Ekonomika i upravlenie: nauchno-prakticheskiy zhurnal* [Economics and management: scientific and practical journal], 2022;(3(165)):11-17. (In Russ.)
5. Yusupov K.N., Grishin K.E., Bikmaeva A.D. *Strategicheskie orientiry regionalnogo razvitiya v sovremen-nyh usloviyah: monografiya* [Strategic guidelines for regional development in modern conditions: monograph]. Ufa: UUNiT, 2022, 214 p. (In Russ.)
6. Mantaeva E.I., Goldenova V.S., Slobodchikova I.V. Some aspects of sustainable development of the regional economy. *Nauchnye trudy Volnogo ekonomicheskogo obshchestva Rossii* [Scientific works of the Free Economic Society of Russia], 2022;236(4):78-97. https://doi.org/10.38197/2072-2060-2022-236-4-78-97. (In Russ.)
7. Krivoshlykov V.S., Zhahov N.V., Borodin A.L. et al. Factor analysis of the system development of the food market of fish products. Proceedings of the 33rd International Business Information Management Association Conference, IBIMA 2019: Education Excellence and Innovation Management through Vision 2020: 33, Education Excellence and Innovation Management through Vision 2020, Granada, 2019:6217-6223.
8. Chakrabarty M., Majumder A., Ray R. A Framework for the Simultaneous Measurement of Spatial Variation and Temporal Movement in Prices in a Heterogeneous Country: The Dynamic Household Regional Product Dummy Model. Review of Income and Wealth. 2018;(64):703-730. https://doi.org/10.1111/roiw.12266.
9. Ray R. Spatial Differences in Prices in India, State Rankings and Inequality. Household Behaviour, Prices, and Welfare. Themes in Economics. Springer, Singapore. 2019:119–178. https://doi.org/10.1007/978-981-13-1930-3_6.
10. Weinand S., von Auer L. Anatomy of regional price differentials: evidence from micro-price data. Spatial Economic Analysis. 2020;(15(4)):413–440. https://doi.org/10.1080/17421772.2020.1729.
11. Wu G., Zhang C., Liu P., Ren W., Zheng Y., Guo F., et al. Spatial quantitative analysis of garlic price data based on arcgis technology. Comput Mater Contin. 2019;(58(1)):183-195. https://doi.org/10.32604/cmc.2019.03792.

12. Tsyplakov A.A. Statistical analysis of the dynamics of regional price levels. *Mir ekonomiki i upravleniya* [World of Economics and Management], 2000;1:5-19. (In Russ.)
13. Ivanova V.I. Convergence of prices on the grain market: historical aspect. *Prostranstvennaya ekonomika* [Spatial Economics], 2015(3):34-56. (In Russ.)
14. Kirillov A.M. Spatial analysis of food Inflation in Russian regions. *Prostranstvennaya Ekonomika* [Spatial Economics], 2017;(4):41-58. https://doi.org/10.14530/se.2017.4.041-058. (In Russ.)
15. Kirillov A.M. Study of spatial autocorrelation: the case of Russian regional inflation. *Prikladnaya ekonometrika* [Applied Econometrics], 2021;(64):5-22. https://doi.org/10.22394/1993-7601-2021-64-5-22. (In Russ.)
16. Timiryanova V.M., Lakman I.A., Krasnoselskaya D.K., Stol A.V. Dynamics of spatial dependences of prices for vegetables and fruits. *Prostranstvennaya Ekonomika* [Spatial Economics], 2023;19(2):94-125. https://dx.doi.org/10.14530/se.2023.2.094-125. (In Russ.)
17. Payne M.T., Smith M.G., Landry C.J. Price Determination and Efficiency in the Market for South Platte Basin Ditch Company Shares. JAWRA Journal of the American Water Resources Association. 2014;(50(6)):1488-1500. https://doi.org/10.1111/jawr.12215.
18. Walker R., McKenzie P., Liddell Ch., Morris Ch. Spatial analysis of residential fuel prices: Local variations in the price of heating oil in Northern Ireland. Applied Geography. 2015;(63):369-379. https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2015.07.016.
19. Bergeaud A., Raimbault J.. An empirical analysis of the spatial variability of fuel prices in the United State. Transportation Research Part A: Policy and Practice. 2020;(132(C)):131-143.
20. Fingleton B., Fuerst F., Szumilo N. Housing affordability: Is new local supply the key? Environment and Planning A: Economy and Space. 2019;(51(1)):25-50. https://doi.org/10.1177/0308518X18798372.
21. Fackler P.L., Goodwin B.K. Chapter 17 Spatial price analysis. Marketing, Distribution and Consumers. 2001:971-1024. https://doi.org/10.1016/s1574-0072(01)1002.
22. Anselin L. Under the hood: issues in the specification and interpretation of spatial regression models. Agricultural economics. 2002;(27(3)):247-267.
23. Patrakeeva O.Yu., Kulygin V.V. Weight matrices in models for assessing the spatial effects of transport infrastructure in Russian regions. *Razvitie vodnyh transportnyh magistraley v usloviyah globalnogo izmeneniya klimata na territorii Rossiyskoy Federatsii (Evrazii) («Opasnye yavleniya – IV») pamyati chlenakorrespondenta RAN D.G. Matishova: materialy IV Mezhdunarodnoy nauchnoy konferentsii (g. Rostov-na-Donu, 5–9 sentyabrya 2022 g.).* [Development of water transport routes in the context of global climate change on the territory of the Russian Federation (Eurasia) ("Hazardous phenomena - IV") in memory of Corresponding Member of the Russian Academy of Sciences D.G. Matishova. Proceedings of the IV International Scientific Conference (Rostov-on-Don, September 5-9, 2022)]. Rostov-on-Don: Publishing House of the Southern Scientific Center of the Russian Academy of Sciences, 2022, pp. 412-415. (In Russ.)
24. Bell K.P., Bockstael N.E. Applying the Generalized-Moments Estimation Approach to Spatial Problems Involving Micro-Level Data. Review of Economics and Statistics. 2000;(82(1)):72-82. https://doi.org/10.1162/003465300558641.
25. Demidova O.A. Spatial autoregressive model for two groups of interconnected regions (using the example of the eastern and western parts of Russia). *Prikladnaya ekonometrika* [Applied econometrics], 2014;(2(34)):19-35. (In Russ.)
26. Balash V.A., Fayzliev A.R. Spatial correlation in statistical research. *Promyshlennost: ekonomika, upravlenie, tekhnologii* [Industry: economics, management, technology], 2008(4):122-125. (In Russ.)
27. Kostov P. Model boosting for spatial weighting matrix selection in spatial lag models. Environment and Planning B: Planning and Design. 2010;(37(3)):533-549. https://doi.org/10.1068/b35137.
28. Karachurina L.B., Mkrtchyan N.V. Experience in calculating distances between different types of settlements in Russia (to estimate the distance of population migration). *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta. Nauki o Zemle* [Bulletin of St. Petersburg University. Geosciences], 2023;(68 (3)):418-442. https://doi.org/10.21638/spbu07.2023.301. (In Russ.)
29. Abramov A., Glushchenko K. *Matritsa kratchaishih rasstoyaniy mezhdu administrativnymi tsentrami rossiyskih regionov* [Matrix of shortest distances between administrative centers of Russian regions]. Novosibirsk: NSU, 2000. Available at: http://nsu-ef.ru/teachers/Gluschenko_KP/Research/Data/Distances.xls (Accessed June 20, 2024). (In Russ.)
30. Zhao J.H., Dong Zh.Y., Li X., Wong K.P. A framework for electricity price spike analysis with advanced data mining methods. IEEE Transactions on Power Systems. 2007;(22(1)):376-385, Available at: https://www.klerk.ru/blogs/platformaofd/602111.
31. Rating of fiscal data operators – 2024. Available at: https://www.klerk.ru/blogs/platformaofd/602111/ (Accessed June 20, 2024). (In Russ.)
32. Kolomak E.A. Spatial externalities as a resource of economic growth. *Region: ekonomika i sociologiya* [Region: economics and sociology], 2010;(4):73-87. (In Russ.)
33. Frizado J., Smith B.W., Carroll M.C. et al. Impact of polygon geometry on the identification of economic clusters. Letters in Spatial and Resource Sciences. 2009;(2(1)):31-44. https://doi.org:10.1007/s12076-008-0020-6.
34. Ivanova V.I. Regional convergence of income: spatial analysis. *Prostranstvennaya Ekonomika* [Spatial Economics], 2014;(4):100-119. https://doi.org/10.14530/se.2014.4.100-119. (In Russ).

Поступила 30.07.2024; принята к публикации 14.10.2024; опубликована 28.03.2025
Submitted 30/07/2024; revised 14/10/2024; published 28/03/2025

Тимирьянова Венера Маратовна – доктор экономических наук, главный научный сотрудник,
Уфимский университет науки и технологий, Уфа, Россия.
Email: 79174073127@mail.ru. ORCID 0000-0002-1004-0722

Красносельская Дина Хадимовна – кандидат экономических наук, старший научный сотрудник,
Уфимский университет науки и технологий, Уфа, Россия.
Email: dina-hamzina@mail.ru. ORCID 0000-0002-1668-2937

Прудников Вадим Борисович – кандидат технических наук, доцент, старший научный сотрудник,
Уфимский университет науки и технологий, Уфа, Россия.
Email: prudnikov.bgu@mail.ru. ORCID 0000-0001-9892-3257

Гирфутдинова Алсу Фанилевна – студент,
Уфимский университет науки и технологий, Уфа, Россия.
Email: aaagir13@mail.ru

Venera M. Timiryanova – DrSc (Eng.), Chief Researcher,
Ufa University of Science and Technology, Ufa, Russia.
Email: 79174073127@mail.ru. ORCID 0000-0002-1004-0722

Dina Kh. Krasnoselskaya – PhD (Eng.), Senior Researcher,
Ufa University of Science and Technology, Ufa, Russia.
Email: dina-hamzina@mail.ru. ORCID 0000-0002-1668-2937

Vadim B. Prudnikov – PhD (Eng.), Associate Professor, Senior Researcher,
Ufa University of Science and Technology, Ufa, Russia.
Email: prudnikov.bgu@mail.ru. ORCID 0000-0001-9892-3257

Alsu F. Girfutdinova – student,
Ufa University of Science and Technology, Ufa, Russia.
Email: aaagir13@mail.ru