

Для цитирования: Невзорова Е. Н., Киреенко А. П., Майбуров И. А. Пространственные взаимосвязи и закономерности распространения теневой экономики в России // Экономика региона. — 2020. — Т.16, вып. 2. — С.464-478

<http://doi.org/10.17059/2020-2-10>

УДК 332.1

JEL H26, K42

Е. Н. Невзорова ^{а)}, А. П. Киреенко ^{б)}, И. А. Майбуров ^{в)}

^{а)} Иркутский государственный университет (Иркутск, Российская Федерация)

^{б)} Байкальский государственный университет (Иркутск, Российская Федерация)

^{в)} Уральский федеральный университет имени первого Президента России Б. Н. Ельцина (Екатеринбург, Российская Федерация; e-mail: mayburov.home@gmail.com)

ПРОСТРАНСТВЕННЫЕ ВЗАИМОСВЯЗИ И ЗАКОНОМЕРНОСТИ РАСПРОСТРАНЕНИЯ ТЕНЕВОЙ ЭКОНОМИКИ В РОССИИ ¹

Статья посвящена исследованию пространственных закономерностей распространения в России очагов теневой экономики и оценке степени взаимосвязи масштабов теневой экономики с параметрами криминальной статистики. Методика пространственного анализа данных включает три этапа: расчет глобального индекса Морана и критериев, определяющих его значимость, выявление кластеров регионов на основе пространственной диаграммы Морана, корреляционный анализ данных о теневой экономике и показателей криминальной статистики. Анализ масштабов теневой экономики проведен по 2016 г., а данных криминальной статистики — за 2017 г. с учетом временного лага между совершением преступления и его раскрытием. Результаты исследования подтвердили взаимосвязь региональных теневых экономик. Показано, что пространственное взаимодействие регионов и масштабы теневой экономики имеют обратную связь: при уменьшении теневой экономики пространственное взаимодействие, как правило, возрастает, а при его росте — снижается. В исследуемом периоде роль пространственного взаимодействия регионов усиливается. Выявлено, что больше половины российских регионов имеют значительные масштабы теневой экономики и находятся в окружении аналогичных объектов. Только четверть российских регионов относительно устойчивы к влиянию теневой экономики из соседних регионов. Сформулированы выводы о конфигурации пространственных структур распределения теневой экономической деятельности в России: ареал наибольшей пораженности теневой деятельностью в западной части страны, опоясывающая его переходная зона (несвободная от риска распространения теневой экономической деятельности), обособленные очаги теневой деятельности в Сибири и на Дальнем Востоке, зоны относительного благополучия. Полученные результаты, во-первых, подтверждают сложность оценки масштабов теневой экономики на региональном уровне с помощью методов косвенного и модельного подходов вследствие влияния регионов друг на друга, во-вторых, доказывают необходимость адресного подхода к формированию политики, направленной на сокращение масштабов теневой экономики в регионах.

Ключевые слова: теневая экономика, пространственная эконометрика, пространственная автокорреляция, уклонение от уплаты налогов, налоговая преступность, преступления экономической направленности, виды экономической деятельности, пространственные взаимосвязи, пространственные закономерности, регионы России

Введение

Необходимость оценки масштабов теневой экономики, ее распределения и динамики имеет не только научный, но и политический интерес. Танзи [1] указывает, что результаты оценки теневой экономики влияют на объем валового продукта и тем самым оказывают влияние на ряд политических решений.

Оценки масштабов теневой экономики на уровне регионов способны предоставить важную ценную информацию для принятия решений в сфере социально-экономической политики. С помощью этих данных возможно скорректировать оценку экономической ситуации в каждом регионе и разработать действенную политику регионального развития, а также разработать и применять меры противодействия теневой экономической деятельности на уровне регионов.

Проведенные авторами ранее исследования показали, что теневая экономика в на-

¹ © Невзорова Е. Н., Киреенко А. П., Майбуров И. А. Текст.2020.

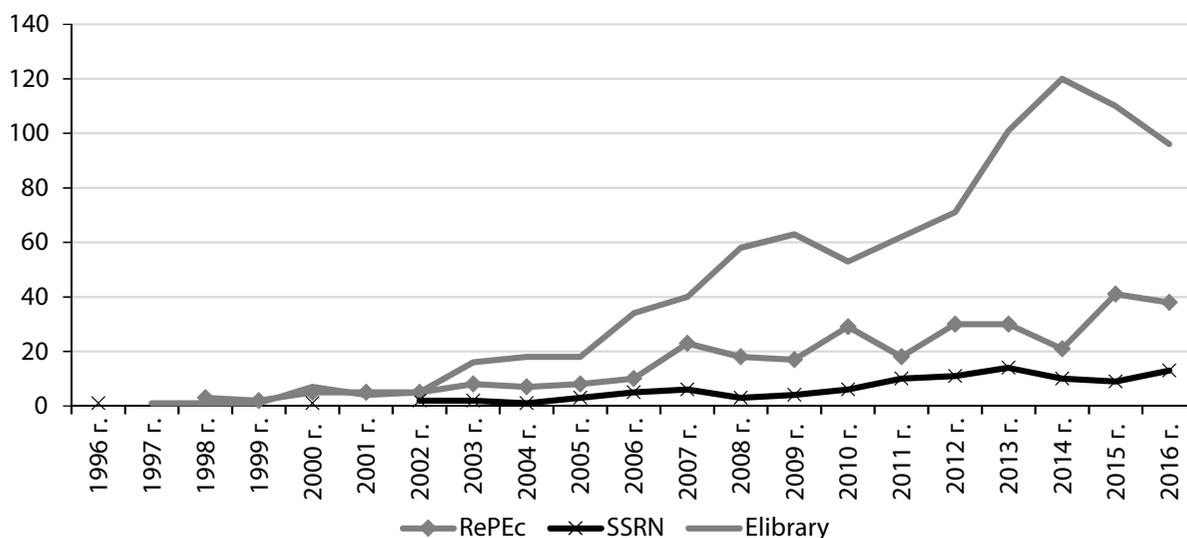


Рис. 1. Динамика числа статей, изучающих теневую экономику, в разрезе баз данных за 1996–2016 гг. (ед.) [3, 4]

шей стране имеет региональную специфику. Она объясняет заметные различия в качестве жизни регионов, являющихся сходными по природным и социально-экономическим условиям [2]. Предполагаем, что если существуют региональные различия и дифференциация теневой экономики, то существует также взаимосвязь, или пространственная корреляция, теневой экономики регионов.

Цель работы — исследование пространственных закономерностей распространения в России очагов теневой экономики и оценка степени взаимосвязи масштабов теневой экономики с параметрами криминальной статистики.

Для достижения цели мы проводим пространственный анализ масштабов теневой экономики. Это позволит ответить на вопросы: можно ли изменить (улучшить) ситуацию в отдельно взятом регионе, насколько регионы независимы друг от друга в решении проблемы теневой экономики, или на это влияют общая ситуация и состояние дел в соседних регионах и географическое положение региона. Если пространственная автокорреляция масштабов теневой экономики в регионах окажется значимой, это позволит сделать вывод, что мероприятия, направленные на ее сокращение в отдельных регионах, без аналогичных действий в других регионах будут иметь слабый эффект.

Исследованность вопроса в литературе

Теневая экономика достаточно широко изучается в современной научной литературе. Рост числа публикаций, посвященных теневой экономике, в России и мире растет по экспоненте.

Для анализа выбирались статьи и другие виды исследовательских работ, содержа-

щие в названии словосочетание «теневая экономика». Динамика числа публикаций в крупнейших электронных библиотеках открытого доступа — RePEc и SSRN (англоязычные публикации) и Elibrary (русскоязычные публикации) — на конец января 2017 г. представлена на рисунке 1.

Пространственное взаимодействие российских регионов по показателям, которые можно отнести к детерминантам теневой экономики, ранее проводилось в ряде исследований:

- доходы населения [3];
- ВРП на душу населения [4; 5; 6];
- параметры рынка труда [7], в том числе уровень безработицы [8];
- ожидаемая продолжительность жизни населения [9]
- качество жизни населения [10, 11];
- деловая активность [12];
- безработица, реальная заработная плата, рост ВРП [13].

Пространственный анализ данных о теневой экономике был представлен в нескольких недавних зарубежных исследованиях.

В работе [14] на основе анализа данных 106 стран (усредненных за период 1999–2008 гг.) получены доказательства в поддержку сформулированной гипотезы «инфицирования», «заразительности» (англ. — contagion) теневой экономики. Суть данного явления заключается в следующем. В процессе деятельности теневые фирмы реализуют продукцию, в том числе другим фирмам, частично — в ходе трансграничной торговли, в том числе с соседними странами. Это может способствовать распространению теневой экономики (за рубеж) следующими способами: (1) теневые фирмы экспортируют продукцию, произведенную

без соблюдения официальных экологических стандартов, которая в дальнейшем подлежит реализации, как можно предположить, также теневым способом, (2) бизнес-единицы могут «учиться» у соседних стран методам уклонения для осуществления теневой деятельности.

В работе [15] получены результаты, которые показывают, что развитие теневой экономики является «заразительным» для соседних регионов, и этот вывод является устойчивым с учетом международных границ, альтернативных способов пространственного взвешивания и различных измерений теневой экономики. Исследование базируется на использовании данных ежегодных наблюдений за период 1997–2008 гг. для 48 смежных штатов США.

В работах [16, 17] на основе данных 20 регионов Италии (NUTS 2) за 2001–2011 гг. выявлена значимая положительная пространственная корреляция показателя «налоговый разрыв». Результаты показывают, что близость к региону с высокой (низкой) долей налогового разрыва является важным фактором, определяющим высокие или, соответственно, низкие доли налогового разрыва в соседнем регионе.

Сходные результаты были получены в исследовании [18]. По данным штатов США за 1979–1997 гг. выявлено, что уклонение от подоходного налога характеризуется положительной пространственной корреляцией.

В работе [19] исследовался пространственный фактор в поведении налогоплательщиков. Данные, использованные для анализа, — результаты Европейского обследования ценностей (European Values Survey, EVS), который был проведен в 2008 г. (43 европейские страны). Уровень неприятия уклонения от налогообложения измеряется количеством участников, которые заявили, что никогда не будут оправдывать уклонение от уплаты налогов. Результаты построения диаграммы Морана показали положительную пространственную корреляцию проанализированных данных: страны, в которых наблюдался высокий уровень неприятия самого процесса уклонения от уплаты налогов и душевых доходов, граничат со странами, где уровни неприятия процесса уклонения и доходов также высоки. Однако нам неизвестны аналогичные исследования по данным регионов России.

Данные и методы

Эмпирический анализ, проведенный в данной работе, охватывает период с 2004 г. по 2017 г. В выборке было 82 региона. Для оценки

теневой экономики в регионах России использовались данные Росстата: (1) валовой региональный продукт (ВРП) по субъектам РФ (в текущих ценах; млн руб.), (2) отраслевая структура валовой добавленной стоимости (ВДС) субъектов РФ (в % к итогу), (3) корректировка ВДС на теневые операции юридических лиц (в % к ВДС соответствующего вида экономической деятельности).

Авторские расчеты для оценки теневой экономики в регионах были произведены на основе данных Росстата. Эти данные основаны на допущениях о том, что в рамках одной и той же отрасли масштаб теневой экономической деятельности одинаков во всех регионах, и для определения уровня тенизации достаточно провести корректировку ВДС на операции юридических лиц.

Здесь отметим, что на оценку добавленной стоимости в разрезе регионов оказывает влияние деятельность вертикально и горизонтально интегрированных хозяйственных структур. Оценка добавленной стоимости таких структур в современной России носит относительно условный характер. Действующий порядок ведения бухгалтерского учета не позволяет оценить в отдельности выпуск и затраты производственных единиц, входящих в состав таких структур, вследствие чего добавленная стоимость завышается в регионах, где располагаются головные компании, и напротив, занижается в тех регионах, где располагаются прочие подразделения этих компаний.

Расчеты оценки теневой экономики в регионах по годам производились следующим образом:

$$GVA_{rs} = GRP_r \times dGVA_{rs}, \quad (1)$$

$$SE_{rs} = GVA_{rs} SE_s, \quad (2)$$

$$SE_r = \frac{\sum_{s=1}^S SE_{rs}}{GRP_r}, \quad (3)$$

где GRP_r — ВРП региона r (млн руб.); $dGVA_{rs}$ — доля ВДС отрасли s в регионе r (% к итогу по региону); GVA_{rs} — ВДС отрасли s в регионе r (млн руб.); SE_s — корректировка ВДС на теневые операции по отрасли s , среднероссийское значение (%); SE_{rs} — величина теневых операций отрасли s в регионе r (млн руб.); SE_r — величина теневых операций региона r , соотношенная с ВРП региона r (% к ВРП региона) = масштаб теневой экономики в регионе.

На первом этапе анализа мы рассчитываем глобальный индекс Морана (Moran index I) [20] и критерии, определяющие его значимость.

Глобальный индекс Морана измеряет пространственную автокорреляцию, используя данные о расположении объектов и значениях анализируемого показателя:

$$I = \frac{N \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}, \quad (4)$$

где N — число объектов (регионов); Y — значения анализируемого показателя; W_{ij} — значения матрицы пространственных весов.

Матрица весов — квадратная. По строкам матрицы пространственных весов указаны веса, отражающие влияние каждой территории на данную территорию. Значения на главной диагонали равны нулю. Таким образом, в матрице учитывается влияние территорий друг на друга, но исключается влияние территории на саму себя.

Обзор литературы показывает, что в исследованиях используются различные модификации матрицы обратных расстояний (матрица обратных географических расстояний, матрица обратных кратчайших железнодорожных расстояний). В настоящей работе используется матрица кратчайших расстояний между административными центрами российских регионов (представленная А. Абрамовым¹). Рекомендации по этому поводу содержатся в работе [21].

Ожидаемое значение индекса Морана определяется по формуле

$$E(I) = -\frac{1}{(N-1)}. \quad (5)$$

Значение I для нормально распределенных данных варьирует в диапазоне от -1 до $+1$. Значение I существенно выше $E(I)$ указывает на положительную пространственную автокорреляцию, то есть соседствующие регионы чаще имеют сходные значения анализируемого показателя (наблюдается кластеризация). Значение I существенно ниже $E(I)$ указывает на отрицательную пространственную автокорреляцию, то есть соседние регионы обладают непохожими характеристиками. При $I = E(I)$ связи между значениями показателя соседствующие регионы нет, то есть данные распределены случайным образом.

Метод взвешивания на величину обратных расстояний базируется на так называемом первом законе географии, который, согласно В. Тоблеру, гласит, что «все связано со всем остальным, но близкие вещи больше связаны, чем отдаленные вещи» [22]. Этот закон является основой фундаментальных концепций пространственной зависимости и пространственной автокорреляции.

Для проверки статистических гипотез значения индекса Морана рассчитана z -статистика:

$$z = \frac{I - E(I)}{SD(I)}. \quad (6)$$

Если нулевая гипотеза отвергается, p -value $< 0,05$, то $z > 0$ свидетельствует о положительной пространственной автокорреляции, тогда как $z < 0$ — об отрицательной.

На втором этапе мы строим пространственную диаграмму рассеяния (пространственная диаграмма Морана, график рассеяния Морана, Moran Scatter Plot) и выявляем с ее помощью кластеры регионов.

Пространственная диаграмма рассеяния позволяет визуализировать принадлежность каждого объекта (значения исследуемой переменной) к определенному типу автокорреляции и зависимость переменной Y от пространственного лага. Ось абсцисс — это значения вектора Z (где Z — переменная Y в стандартизированной форме). Ось ординат — значения вектора пространственного лага WZ . Значение вектора пространственного лага получается посредством умножения матрицы пространственных весов на вектор стандартизированных значений переменной. Значение глобального индекса Морана соответствует углу наклона линии регрессии WZ на Z на пространственной диаграмме рассеяния. На диаграмме изображаются четыре квадранта: *HH*, *HL*, *LH*, *LL*, с различными типами автокорреляции:

HH (High-High, правый верхний квадрант) — объекты, характеризующиеся высоким значением исследуемого показателя, соседствуют с объектами с высокими значениями показателя;

LH (Low-High, левый верхний квадрант) — объекты, характеризующиеся низким значением показателя, соседствуют с объектами с высоким значением показателя;

LL (Low-Low, левый нижний квадрант) — объекты, характеризующиеся низким значением показателя, соседствуют с объектами с низкими значениями показателя;

HL (High-Low, правый нижний квадрант) — объекты, характеризующиеся высоким значе-

¹ Абрамов А., Глущенко К. Матрица кратчайших расстояний между административными центрами российских регионов. Новосибирск: НГУ, 2000 [Электронный ресурс]. URL: pub.econom.nsu.ru/staff/chair_et/gluschenko/Research/Data/Distances.xls.

WZ		Z
LH (2)	HH (1)	
LL (3)	HL (4)	

Рис. 2. Расположение квадрантов на диаграмме Морана (цифра указывает номер квадранта согласно декартовой системе координат)

нием показателя, соседствуют с объектами с низким значением показателя (рис. 2).

Положительная пространственная автокорреляция наблюдается для объектов, расположенных в квадрантах *HH* и *LL*, где отображены пространственно близкие объекты, имеющие близкое значение анализируемого признака. Здесь происходит территориальная группировка (кластеризация) по сходным значениям показателя. Отрицательная пространственная автокорреляция наблюдается для объектов, расположенных в квадрантах *LH* и *HL*, где отображены пространственно удаленные объекты, имеющие близкое значение анализируемого признака. Посредством визуального анализа пространственной диаграммы Морана можно визуально определить нетипичные объекты (сосредоточенные в квадрантах *LH* и *HL*).

На третьем этапе мы рассчитываем локальный индекс Морана (LISA, Local Indicator of Spatial Association) [23] для каждого региона и на основании его значений формулируем выводы о территориальной специфике распространения теневой экономической деятельности в РФ.

Локальный индекс Морана измеряет степень сходства каждого объекта с соседствующими объектами по значениям анализируемой переменной. Этот индекс рассчитывается по формуле

$$I_i = \frac{z_i}{m} \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j, \quad (7)$$

где z_i — переменная Y в стандартизированной форме:

$$z_i = \frac{Y_i - \bar{Y}}{SD_Y}, \quad (8)$$

$$m = \frac{\sum_i z_i^2}{N}, \quad (9)$$

w_{ij} — пространственные веса.

При этом индексы Морана взаимосвязаны следующим образом:

$$I = \sum_i \frac{I_i}{N}, \quad (10)$$

где I — глобальный индекс Морана, I_i — локальные индексы Морана (LISA).

Положительное значение LISA указывает, что у объекта есть соседние объекты с такими же высокими или низкими значениями переменной. Этот объект является частью кластера. Отрицательное значение LISA указывает, что у объекта есть соседние объекты с несходными значениями переменной. Этот объект является выбросом. Значения LISA сопоставляются в разрезе федеральных округов.

Для выявления того, насколько точно данные теневой экономики отражаются в показателях криминальной статистики в разрезе регионов, мы провели корреляционный анализ. Данные МВД, используемые в настоящей работе, были получены по запросу. Анализируются следующие параметры: количество зарегистрированных преступлений в отчетном периоде (ед.) по оконченным уголовным делам из числа находящихся в производстве — размер причиненного материального ущерба.

Для анализа выявленных взаимосвязей далее сопоставляется распределение по квадрантам оценки масштабов теневой экономики (Moran I, данные 2016 г.) с результатами аналогичных расчетов, проведенных по показателю данных уголовной статистики, характеризующемуся наиболее тесной связью с данными теневой экономики (Moran I, 2017 г.). Мы полагаем наиболее корректным сопоставлять именно данные за указанные (последующие) годы, поскольку ненаблюдаемая экономическая деятельность более вероятно может иметь отражение в криминальной статистике в последующий период, чем в данных за тот же отчетный период.

Для установления факта наличия связи в случаях, когда существует небольшой объем исходной информации, мы использовали коэффициент корреляции знаков Фехнера, который оценивает элементарную степень тесноты связи. Коэффициент Фехнера определяется по формуле

$$K_\Phi = \frac{C - H}{C + H}, \quad (11)$$

где C — число совпадений знаков отклонений отдельных значений показателя от средней величины; H — число несовпадений.

Коэффициент может принимать значения в пределах от -1 до $+1$. При $K_\Phi = 0$ связь отсутствует. Знак коэффициента Фехнера указывает направление связи между двумя переменными: связь обратная, если $K_\Phi \in (-1; 0)$, связь прямая, если $K_\Phi \in (0; +1)$. При $K_\Phi = \pm 1$ связь между переменными x и y функциональная.

Таблица 1

Моран I для значений масштабов теневой экономики

	2004	2006	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Y-пересечение	0,114	0,164	0,166	0,180	0,148	0,153	0,173	0,174	0,199	0,173	0,190
Z_i	0,046	0,054	0,068	0,092	0,051	0,070	0,088	0,092	0,132	0,081	0,117
Значимость F	0,014	0,026	0,006	0,000	0,014	0,002	0,001	0,001	0,000	0,002	0,000
p -value	0,014	0,026	0,006	0,000	0,014	0,002	0,001	0,001	0,000	0,002	0,000

Для выявления отраслевой специфики причиненного ущерба от преступлений экономической направленности в регионах мы сопоставляем следующие данные (в разрезе видов экономической деятельности и субъектов РФ): доля причиненного ущерба в общей сумме в том субъекте РФ, где она максимальна; % в ВДС отрасли данного субъекта РФ.

Полученные результаты

Для выборки из 82 субъектов ожидаемое значение глобального индекса Морана составляет -0,012. Полученные фактические значения индексов Морана (глобального и локальных) значимы для всех лет, кроме 2005 г. (согласно p -value) (табл. 1).

Динамика тесноты пространственного взаимодействия регионов показывает, что в целом наблюдается тенденция к усилению роли пространственного взаимовлияния регионов. Значения I положительны, что говорит о наличии взаимосвязей региональных теневых экономик. При сравнении с данными о масштабе теневой экономики по России в целом, при визуальном анализе можно заметить, что при уменьшении теневой экономики простран-

ственное взаимодействие, как правило, возрастало, а при его росте — снижалось.

Фактические значения коэффициента корреляции знаков Фехнера для верхней и нижней границ оценок масштабов теневой экономики составляют -0,538, для средней величины -0,692. Теснота взаимосвязи переменных по шкале Чеддока заметная. Направление взаимосвязи — отрицательное (обратное): знаки в отклонениях масштаба теневой экономики и рассчитанного глобального индекса Морана от средней величины в своем большинстве не совпадают между собой. Проанализируем распределение регионов по значению LISA в интервалах (табл. 2).

Регионы с отрицательными значениями LISA имеют небольшую долю в общем числе регионов (29,3 % из анализируемых), их доля среди таких федеральных округов, как УФО и СЗФО, наибольшая. Прочие регионы имеют более сходные между собой значения масштабов теневой экономики.

Проведем сравнение данных о масштабе теневой экономики и фактически полученных значениях LISA в разрезе федеральных округов (рис. 3).

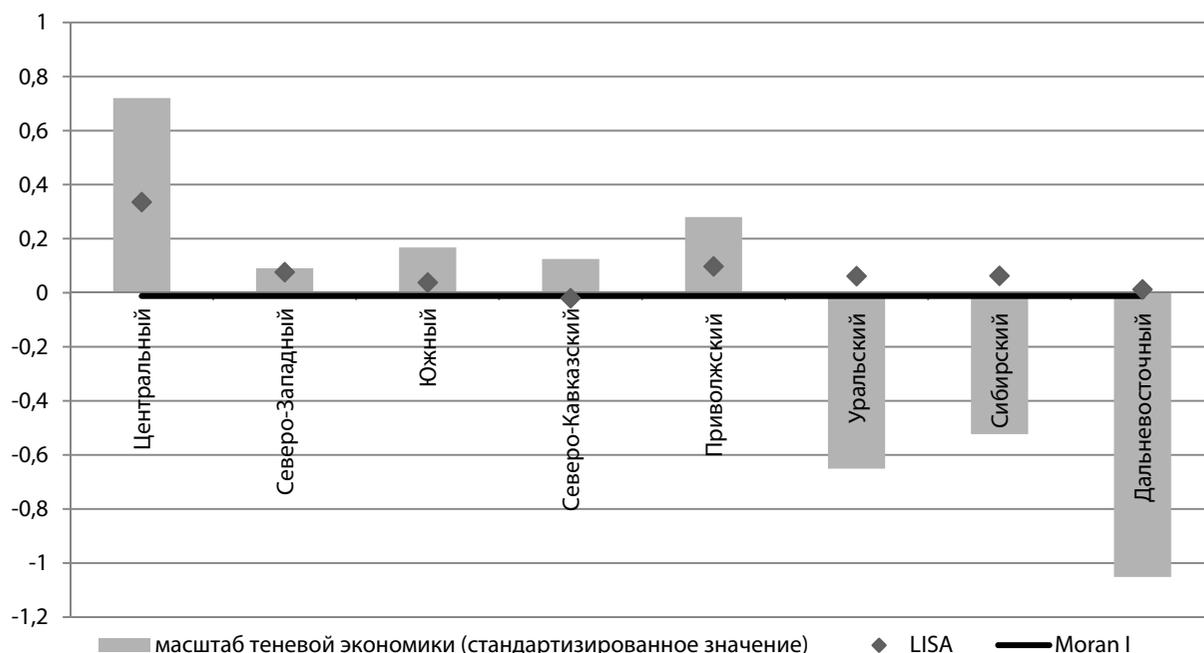


Рис. 3. Масштабы теневой экономики (значения, стандартизованные в пределах данных за год) и индексы Морана по федеральным округам (2016 г.)

Таблица 2

Интервалы для анализа распределения регионов по значению LISA

LISA < exp. Moran I *	отрицательная пространственная автокорреляция
exp. Moran I < LISA < 0	положительная пространственная автокорреляция (слабая)
0 < LISA < Moran I	положительная пространственная автокорреляция (ниже средней)
LISA > Moran I	положительная пространственная автокорреляция (выше средней)

* ожидаемое значение Moran I.

Таблица 3

Распределение регионов на диаграмме Морана (нумерация квадрантов согласно декартовой системе координат)

Федеральный округ	Количество регионов				всего	%			
	1 — HH	2 — LH	3 — LL	4 — HL		1 — HH	2 — LH	3 — LL	4 — HL
Центральный	17	1	0	0	18	94,4	5,6	0,0	0,0
Северо-Западный	7	4	0	0	11	63,6	36,4	0,0	0,0
Южный	4	2	0	0	6	66,7	33,3	0,0	0,0
Северо-Кавказский	3	3	0	0	6	50,0	50,0	0,0	0,0
Приволжский	11	3	0	0	14	78,6	21,4	0,0	0,0
Уральский	2	3	1	0	6	33,3	50,0	16,7	0,0
Сибирский	0	2	7	3	12	0,0	16,7	58,3	25,0
Дальневосточный	1	2	5	1	9	11,1	22,2	55,6	11,1
Всего	45	20	13	4	82	54,9	24,4	15,9	4,9

Данные диаграммы свидетельствуют о том, что в 2016 г. относительно высокий масштаб теневой экономики в ЦФО, ПФО, СЗФО и ЮФО соответствовал положительной пространственной автокорреляции этого показателя.

Необходимо принять во внимание, что сравнение в разрезе федеральных округов может не совпадать с фактическим распределением теневой деятельности в стране и взаимодей-

ствием занятых в ней субъектов. Экономика в границах федерального округа может отличаться высокой степенью гетерогенности вследствие неравномерности распределения экономических ресурсов. Взаимодействие отдельных регионов с регионами другого федерального округа может быть сильнее взаимодействия с регионами данного округа. Поэтому мы также проводим анализ пространственного

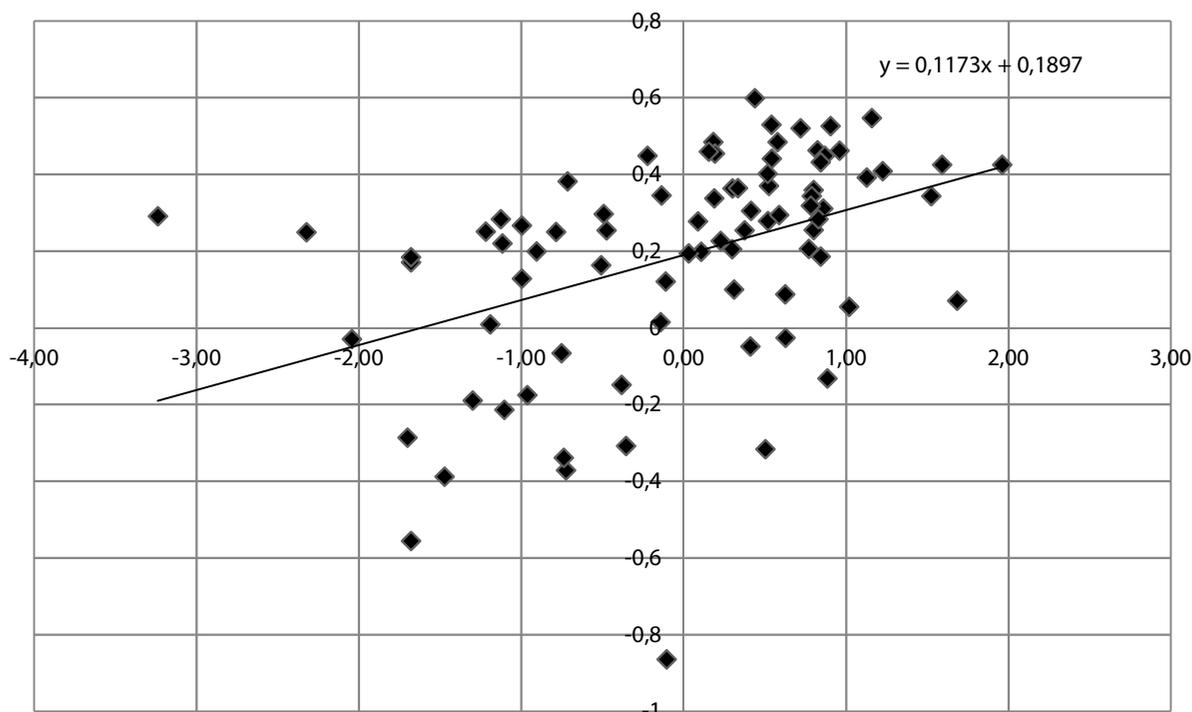


Рис. 4. Диаграмма Морана — локализация регионов России по теневой экономике в 2016 г.

взаимодействия посредством использования диаграммы рассеяния (рис. 4). По оси *X* отобраны стандартизированные оценки теневой экономики (*Z*, по средним значениям), по оси *Y* — оценки пространственного лага (*WZ*). Единицы измерения отсутствуют. Угловым коэффициентом наклона линии регрессии соответствует величине коэффициента глобального индекса Морана.

К 1-му квадранту в таблице 3 (правый верхний *НН*, High-High) отнесены регионы, характеризующиеся положительной пространственной автокорреляцией, свидетельствующей о группировке (кластеризации) объектов с близкими (высокими) значениями теневой экономики. Эти регионы (45 из 82) характеризуются не только значительным масштабом теневой экономики, но и тем, что при этом каждый из них находится в окружении объектов с аналогичными высокими значениями исследуемого показателя.

Здесь находятся большинство регионов Центрального, Приволжского, Северо-Западного и Южного федеральных округов:

— Центральный ФО (17 из 18 регионов данного федерального округа): все регионы, кроме Курской области;

— Северо-Западный ФО (7 из 11): все регионы, кроме перечисленных в описании квадранта *ЛН* (более благополучных в отношении теневой экономики регионов);

— Южный ФО (4 из 6): Республика Адыгея, Краснодарский край, Волгоградская и Ростовская области (где наибольшую долю в ВРП имеют обрабатывающие производства, максимальную в рамках данного федерального округа),

— Северо-Кавказский ФО (3 из 6): республики Кабардино-Балкария и Дагестан, Ставропольский край;

— Приволжский ФО (11 из 14): все регионы, кроме перечисленных в описании квадранта *ЛН*;

— Уральский ФО (2 из 6): Челябинская и Свердловская области (где наибольшую долю в ВРП имеют обрабатывающие производства);

— Дальневосточный ФО (1 из 9): Камчатский край (где значительную долю в ВРП имеет рыбная промышленность).

В этих регионах отмечается относительно низкий уровень безработицы и доли населения с денежными доходами ниже региональной величины прожиточного минимума, а также высокий коэффициент миграции по сравнению с данными прочих территорий России.

К 2-му квадранту (левому верхнему *ЛН*, Low-High) отнесены регионы, характеризую-

щиеся отрицательной пространственной автокорреляцией. В этих регионах теневая экономика имеет малый масштаб (по сравнению с прочими), при этом в территориально близких регионах — напротив, существенно больший масштаб теневой экономики.

К этому квадранту отнесено 20 регионов:

— Центральный ФО (1 из 18): Курская область (здесь самая низкая в федеральном округе доля сектора «оптовая и розничная торговля; ремонт автотранспортных средств, мотоциклов, бытовых изделий и предметов личного пользования» в валовой добавленной стоимости);

— Северо-Западный ФО (4 из 11): республики Коми и Карелия, Ненецкий АО, Архангельская область (это наиболее северные территории данного федерального округа);

— Южный ФО (2 из 6): Республика Калмыкия, Астраханская область (граничащие друг с другом и Каспийским морем);

— Северо-Кавказский ФО (3 из 6): республики Ингушетия и Карачаево-Черкессия (среднедушевые денежные доходы населения в этих субъектах — из наиболее низких в России), Северная Осетия-Алания;

— Приволжский ФО (3 из 14): Республика Удмуртия, Саратовская и Оренбургская области (где в ВРП значительна доля сектора добычи полезных ископаемых);

— Уральский ФО (3 из 6): Ямало-Ненецкий АО, Тюменская и Курганская области;

— Сибирский ФО (2 из 12): Республика Алтай, Кемеровская область (граничащие друг с другом);

— Дальневосточный ФО (2 из 9): Республика Саха (Якутия), Чукотский АО (эти регионы являются наиболее северо-восточными регионами России, граничащими с океаном, и относятся к регионам Крайнего Севера).

Все перечисленные регионы благоприятно отличаются от своего территориального окружения по уровню теневой экономики. Однако мы полагаем, что эти регионы имеют риск подвергнуться распространению теневой экономической деятельности в ходе контактов с хозяйствующими субъектами квадранта *НН*.

К 3-му квадранту (левый нижний *ЛЛ*, Low-Low) отнесены регионы, которые характеризуются положительной пространственной автокорреляцией, так же, как в квадранте *НН*. Это регионы Сибири и Дальнего Востока, которые характеризуются низкой плотностью населения и значительно большей удаленностью административных центров, по сравнению с регионами квадранта *НН*.

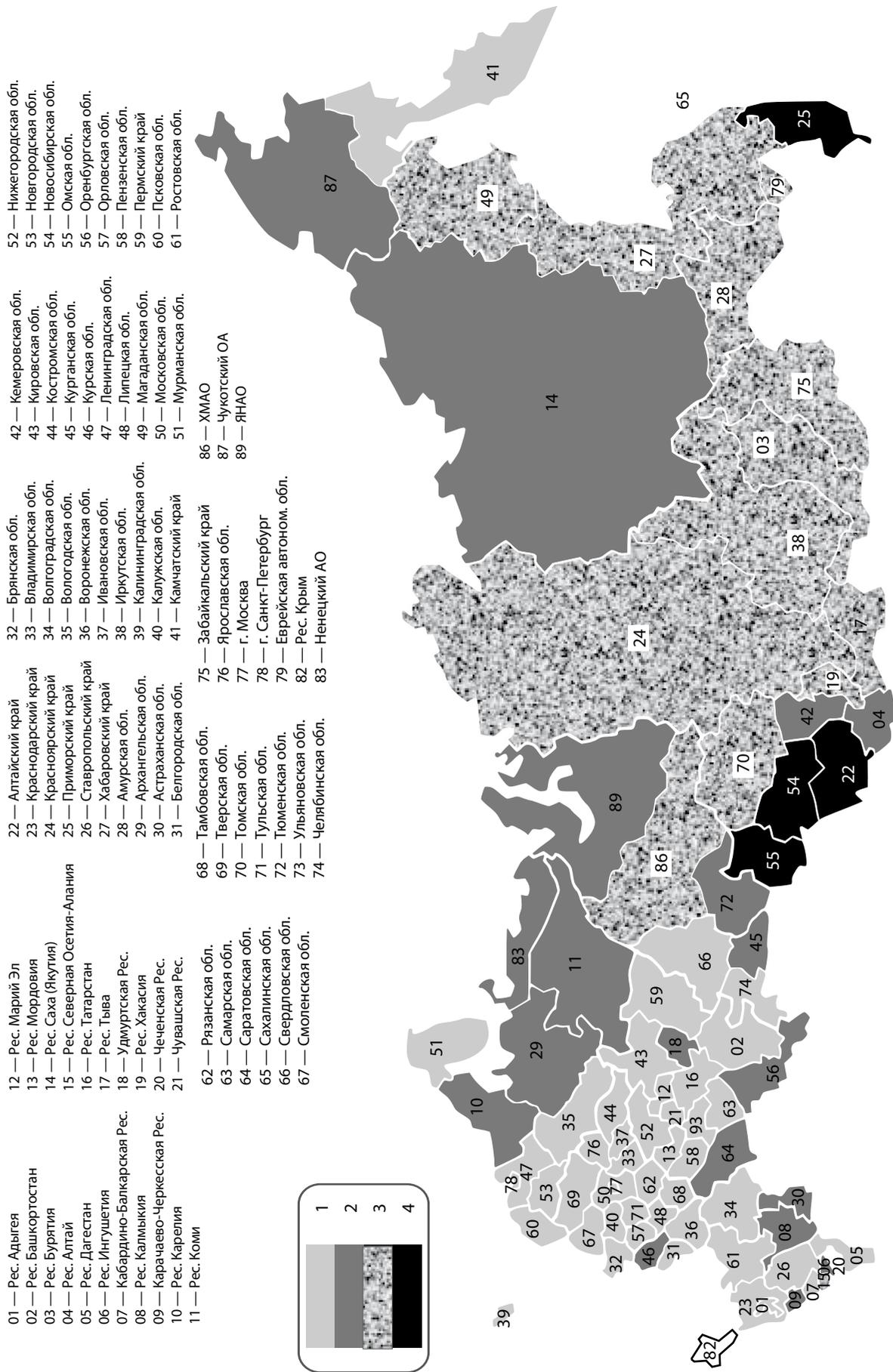


Рис. 5. Распределение регионов РФ по квадрантам на диаграмме Морана по масштабам теневой экономики, 2016 г.

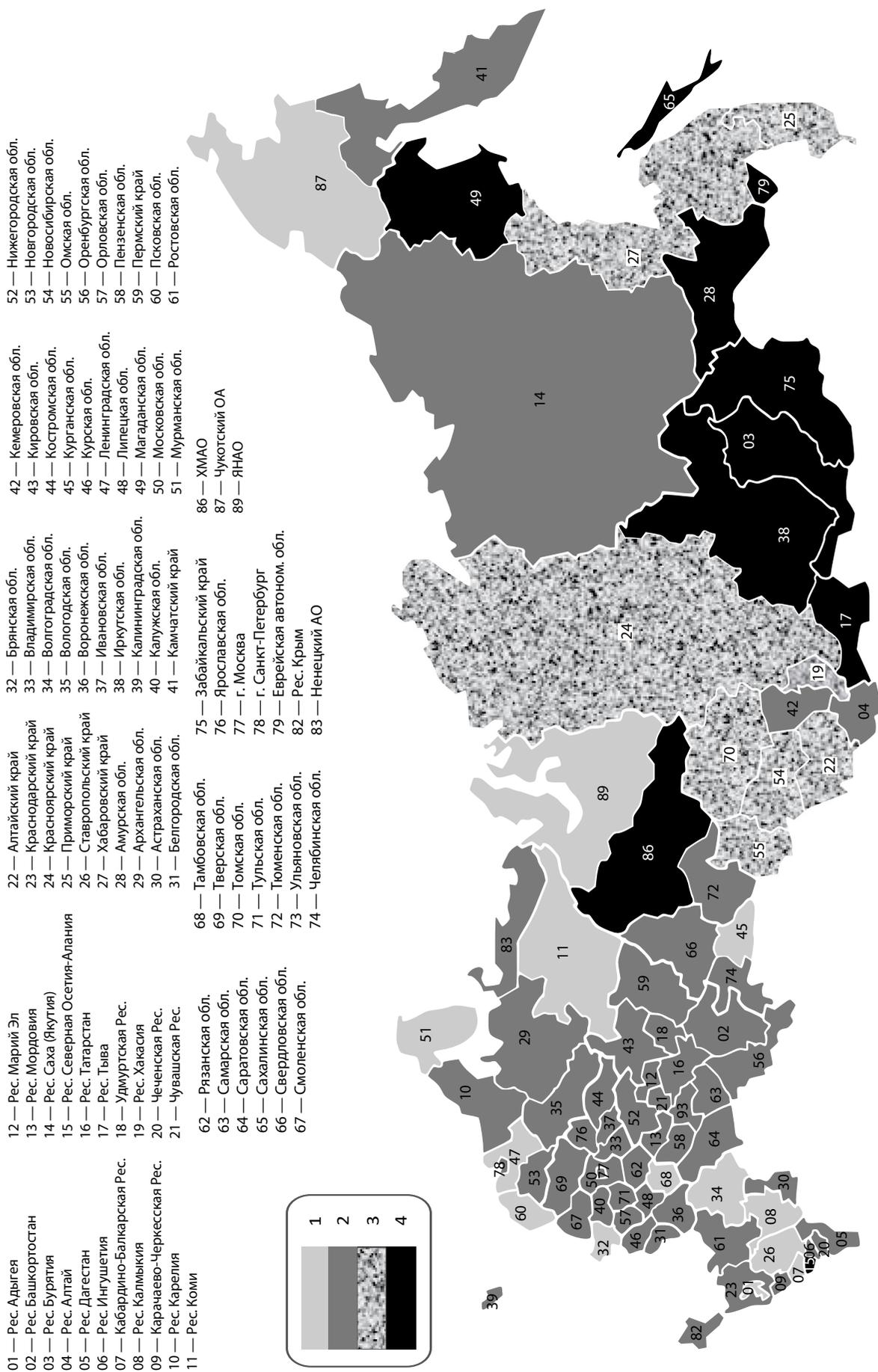


Рис. 6. Распределение регионов РФ по квадрантам на диаграмме Морана по показателю «Количество налоговых преступлений в расчете на количество коммерческих организаций», 2017 г.

В этот квадрант попали небольшое число регионов (13 из 82):

— Уральский ФО (1 из 6): Ханты-Мансийский АО;

— Сибирский ФО (7 из 12): республики Бурятия, Тыва и Хакасия, Забайкальский и Красноярский края, Иркутская и Томская области;

— Дальневосточный ФО (5 из 9): Хабаровский край, Еврейская АО, Амурская, Магаданская и Сахалинская области (большинство регионов данного федерального округа).

К 4-му квадранту (правый нижний HL, High-Low) отнесены регионы, характеризующиеся значительным масштабом теневой экономики, при этом в территориально близких регионах — напротив, низкий масштаб теневой экономики. Эти регионы характеризуются отрицательной пространственной автокорреляцией. К данному квадранту отнесено наименьшее число регионов (4 из 82), это регионы Сибири (Алтайский край, Омская и Новосибирская области) и Дальнего Востока (Приморский край). Все эти регионы — приграничные.

Эти регионы менее благополучны по теневой экономике по сравнению со своим территориальным окружением (то есть в них возможно предположить наличие факторов, особо благоприятствующих развитию теневой экономики).

Визуализация данных на карте позволит более ясно представить процесс пространственного взаимодействия теневой деятельности в регионах (рис. 5).

Можно заметить ареал наибольшего распространения теневой экономики в западной части страны, опоясывающую его «переходную» зону, далее — значительную часть Сибири и Дальнего Востока, более благополучную по теневой экономике (исходя из оценки по структуре валовой добавленной стоимости и оценкам теневой экономики Росстата), и два очага относительно более высокого уровня теневой экономике по сравнению с территориальным окружением (портовую зону в Владивосток и торговый и деловой центр в Сибири — Новосибирская область и граничащие с ней субъекты РФ).

Наибольшую гомогенность в 2016 г. показывает теневая экономика Центрального федерального округа, затем следует Приволжский федеральный округ. Наибольшей гетерогенностью отличаются регионы Дальневосточного федерального округа. Полагаем, что это связано как с территориальной обширностью последнего, так и отраслевой дифференциацией его экономики.

Для визуального представления выявленных взаимосвязей мы сопоставляем распределение по квадрантам на диаграмме Морана оценки масштабов теневой экономики (результаты выше представленных расчетов, данные 2016 г.) с результатами аналогичных расчетов, проведенных по данным уголовной статистики — показателя «количество налоговых преступлений в расчете на количество коммерческих организаций» за 2017 г. (рис. 6).

В результате корреляционного анализа оценок масштабов теневой экономики за 2016 г. и данных криминальной статистики в разрезе регионов за 2017 г. (временной лаг обусловлен отложенным эффектом криминальной статистики) мы получили следующие результаты. Было выявлено, что в значительном числе случаев наблюдаются несовпадения в оценке уровня показателя. Так, для регионов, где уровень теневой экономики в 2016 г. оценивался как превышающий среднее значение, уровень налоговых преступлений на 1 фирму — меньше среднего значения в 80,1 % случаях. Для регионов, где уровень теневой экономики оценивался ниже среднего значения, противоположная тенденция (уровень налоговых преступлений на количество коммерческих организаций) была не столь выражена — соответствующий показатель несовпадения в уровне оценок составлял 45,5 %.

Таким образом, фактические значения коэффициента корреляции знаков Фехнера для указанных показателей экономики для всех регионов составляют -0,341, для регионов, где уровень теневой экономики в 2016 г. оценивался как превышающий среднее значение -0,633 для регионов, где уровень теневой экономики в 2016 г. оценивался ниже среднего значения (0,091).

Заключение

По результатам проведенного анализа можно сделать следующие выводы.

Региональные «теневые экономики» взаимосвязаны между собой и в исследуемом периоде роль пространственного взаимовлияния регионов усиливается.

Пространственное взаимодействие регионов и масштабы теневой экономики имеют обратную связь: при уменьшении теневой экономики пространственное взаимодействие, как правило, возрастает, а при его росте — снижается.

Больше половины российских регионов (45 из 82) — регионы со значительным масштабом теневой экономики, каждый из которых нахо-

дится в окружении объектов с аналогичными высокими значениями теневой экономики. Это большинство регионов Центрального, Северо-Западного, Южного и Приволжского округов. В этих регионах также отмечается относительно низкий уровень безработицы и доли населения с денежными доходами ниже региональной величины прожиточного минимума, а также высокий коэффициент миграции по сравнению с данными прочих территорий России.

Четверть российских регионов (20 из 82) относительно устойчивы к влиянию теневой экономики из соседних регионов. В этих регионах теневая экономика имеет малый масштаб (по сравнению с прочими), при этом в территориально близких регионах — напротив, существенно больший масштаб теневой экономики. Однако мы полагаем, что эти регионы имеют риск подвергнуться распространению теневой экономической деятельности в ходе контактов с хозяйствующими субъектами из регионов со значительными масштабами теневой экономики.

Небольшое число регионов (13 из 82) характеризуются относительно малым масштабом теневой экономики и окружены регионами также с низкими значениями показателя. Большинство — это регионы Сибири и Дальнего Востока, которые характеризуются низкой плотностью населения и значительно

большей удаленностью друг от друга административных центров.

Несколько регионов (4 из 82) менее благополучны по теневой экономике по сравнению со своим территориальным окружением. Это приграничные регионы Сибири и Дальнего Востока.

Проведенное исследование выявило наличие пространственной взаимозависимости и взаимосвязанности регионов России по масштабу теневой экономики. Это означает, что регионы, характеризующиеся относительно высоким значением масштаба теневой экономики, как правило, соседствуют с регионами со сходными показателями. Это явление встречается чаще, чем было бы в случае, если бы данные были распределены случайным образом. Поскольку это так, то каждый регион должен рассматриваться не как независимое наблюдение, а только в привязке к другим регионам. По нашему мнению, это осложняет оценку масштабов теневой экономики с помощью методов косвенного и модельного подходов, так как исследователь не может исключить влияние регионов друг на друга. Но в то же время, это обуславливает необходимость разработки адресного подхода в процессе формирования политики, направленной на сокращение масштабов теневой экономики в регионах.

Благодарность

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научно-исследовательского проекта № 19-010-00365А «Теневая экономика и ее отраслевые особенности как фактор, сдерживающий технологическое развитие».

Список источников

1. *Tanzi V.* Uses and abuses of estimates of the underground economy // *The Economic Journal*. — 1999. — Vol. 109, № 456. — P. 338–347. — DOI: 10.1111/1468-0297.00437.
2. Теневая экономика в регионах России. Оценка на основе MIMIC модели / Киреенко А. П., Орлова Е. Н., Невзорова Е. Н., Полякова О. Ю. // *Регион. Экономика и социология*. — 2017. — № 1. — С. 164–189.
3. *Иванова В. И.* Региональная конвергенция доходов населения: пространственный анализ // *Пространственная экономика*. — 2014. — № 4. — С. 100–119. — DOI: 10.14530/se.2014.4.100-119.
4. *Иванова В. И.* О динамике пространственного взаимодействия российских регионов // *Экономика и география* / науч. ред. А.П. Заостровцев, Л. Э. Лимонов. — СПб.: Леонтьевский центр, 2013. — С. 96–102.
5. *Балаш О. С.* Пространственный анализ конвергенции регионов России // *Известия Саратовского университета*. — 2012. — Т. 12. — № 4. — С. 45–52. — (Новая серия. Экономика. Управление. Право).
6. *Балаш О. С.* Статистическое исследование пространственной кластеризации регионов России // *Известия Тульского государственного университета*. — 2012. — № 2-1. — С. 56–65. — (Экономические и юридические науки).
7. *Семерикова Е. В., Демидова О. А.* Взаимодействие региональных рынков труда в России. Анализ с помощью пространственных эконометрических моделей // *Пространственная экономика*. — 2016. — № 3. — С. 57–80. — DOI: 10.14530/se.2016.3.057-080.
8. *Русановский В. А., Марков В. А.* Влияние пространственного фактора на региональную дифференциацию безработицы в Российской экономике // *Проблемы прогнозирования*. — 2016. — № 5 (158). — С. 144–157.
9. *Жукова А. К., Силаев А. М., Силаева М. В.* Анализ ожидаемой продолжительности жизни с учетом пространственной зависимости по регионам России // *Пространственная экономика*. — 2016. — № 4-5. — С. 112–128. — DOI: 10.14530/se.2016.4.112-128.

10. Kireenko A., Nevzorova E. Impact of shadow economy on quality of life: Indicators and model selection // *Procedia Economics and Finance*. — 2015. — Vol. 25. — P. 559–568. — DOI: 10.1016/s2212–5671(15)00770–4.
11. Отражение теневой экономики в показателях качества жизни населения регионов / Киреенко А. П., Невзорова Е. Н., Орлова Е. Н., Федотов Д. Ю. // *Регион. Экономика и социология*. — 2015. — №. 3 (87). — С. 213–238. — DOI: 10.15372/REG20150909.
12. Земцов С. П., Царева Ю. В. Предпринимательская активность в регионах России. Насколько пространственные и временные эффекты детерминируют развитие малого бизнеса // *Журнал Новой Экономической Ассоциации*. — 2018. — № 1 (37). — С. 145–165. — DOI: 10.31737/2221–2264–2018–37–1–6.
13. Демидова О. А. Выявление пространственных эффектов для основных макроэкономических показателей российских регионов. — М.: НИУ ВШЭ, 2013. — 26 с.
14. Goel R. K., Saunoris J. W. Global corruption and the shadow economy: spatial aspects // *Public Choice*. — 2014. — Vol. 161, №. 1–2. — P. 119–139. — DOI: 10.1007/s11127–013–0135–1.
15. Goel R. K., Saunoris J. W. Casting a long shadow? Cross-border spillovers of shadow economy across American states // *Public Finance Review*. — 2016. — Vol. 44. — №. 5. — P. 610–634. — DOI: 10.1177/1091142115584815.
16. Carfora A., Pansini R. V., Pisani S. Regional tax evasion and audit enforcement // *Regional Studies*. — 2018. — Vol. 52, №. 3. — P. 362–373. — DOI: 10.1080/00343404.2017.1299934.
17. Carfora A., Pansini R. V., Pisani S. Spatial dynamic modelling of tax gap: the case of Italy // *European Spatial Research and Policy*. — 2018. — Vol. 25, №. 1. — P. 7–28. — DOI: 10.18778/1231–1952.25.1.02.
18. Alm J., Yunus M. Spatiality and persistence in US individual income tax compliance // *National Tax Journal*. — 2009. — Vol. 62, №. 1 — P. 101–124. — DOI: 10.17310/ntj.2009.1.05.
19. Garcia G. A., Azorin J. D. B., de la Vega M. M. S. Tax evasion in Europe: An analysis based on spatial dependence // *Social Science Quarterly*. — 2018. — Vol. 99, №. 1. — P. 7–23. — DOI: 10.1111/ssqu.12382.
20. Moran P. A. P. Notes on continuous stochastic phenomena // *Biometrika*. — 1950. — Vol. 37, № 1/2. — P. 17–23. — DOI: 10.2307/2332142.
21. Вакуленко Е. С. Анализ связи между региональными рынками труда в России с использованием модели Оукена // *Прикладная эконометрика*. — 2015. — №. 40 (4). — С. 28–48.
22. Tobler W. R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region // *Economic geography*. — 1970. — Vol. 46. — Supplement: Proceedings. International Geographical Union. Commission on Quantitative Methods. — P. 234–240. — DOI: 10.2307/143141.
23. Anselin L. Local indicators of spatial association — LISA // *Geographical analysis*. — 1995. — Vol. 27, №. 2. — P. 93–115. — DOI: 10.1111/j.1538–4632.1995.tb00338.x.
24. Kireenko A. P., Nevzorova E. N., Fedotov D. Y. Sector-specific characteristics of tax crime in Russia // *Journal of Tax Reform*. — 2019. — Vol. 5, №. 3. — P. 249–264. — DOI: 10.15826/jtr.2019.5.3.071.

Информация об авторах

Невзорова Екатерина Николаевна — кандидат экономических наук, доцент кафедры стратегического и финансового менеджмента, Иркутский государственный университет; Scopus Author ID: 56880298900 ORCID: 0000–0002–4802–5448 (Российская Федерация, 664003, г. Иркутск, ул. Карла Маркса, д. 1; e-mail: nevorova_kat@mail.ru).

Киреенко Анна Павловна — доктор экономических наук, профессор, первый проректор, Байкальский государственный университет (Российская Федерация, 664003, Россия, г. Иркутск, ул. Ленина, 11); Scopus Author ID: 56880247300 ORCID: 0000–0002–7860–5929; e-mail: sw.tpk.rt@mail.ru.

Майбуров Игорь Анатольевич — доктор экономических наук, профессор, заведующий кафедрой финансового и налогового менеджмента, Уральский федеральный университет им. первого Президента России Б. Н. Ельцина Scopus Author ID: 56584757200 ORCID: 0000–0001–8791–665X (Российская Федерация, 620002, г. Екатеринбург, ул. Мира, 19; e-mail: mayburov.home@gmail.com).

For citation: Nevzorova, E. N., Kireenko, A. P. & Mayburov, I. A. (2020). Spatial Correlation and Patterns of Distribution of the Shadow Economy in Russia. *Ekonomika regiona [Economy of region]*, 16(2), 464–478

E. N. Nevzorova ^{a)}, A. P. Kireenko ^{b)}, I. A. Mayburov ^{c)}

^{a)} Irkutsk State University (Irkutsk, Russian Federation)

^{b)} Baikal State University (Irkutsk, Russian Federation)

^{c)} Ural Federal University (Ekaterinburg, Russian Federation; e-mail: mayburov.home@gmail.com)

Spatial Correlation and Distribution of the Shadow Economy in Russia

The paper aims to examine the spatial patterns of the distribution of the shadow economy in Russia, as well as to assess the correlation between the scale of the shadow economy and crime statistics. The methodology of spatial data analysis includes three steps. Firstly, we calculated the global Moran's index and established its criteria of relevance. Secondly, we identified clusters of regions using Moran scatterplot. Thirdly, we conducted a correlation analysis of data on the shadow economy (for the period until 2016) and crime statistics (for the period until 2017, considering a time lag between a crime and its detection). The research results confirmed the correlation between the regional shadow economies. The correlated of the spatial cooperation of

regions and the scale of the shadow economy is negative: a decrease in shadow economy leads to an increase in cooperation, and vice versa. In the considered period, spatial interaction gains more importance. The shadow economy is present in more than half of the Russian regions, located amid similar entities. Only a quarter of the regions are relatively unaffected by the shadow economies of their neighbours. Thus, we have established the configuration of spatial distribution of the shadow economy in Russia, demonstrating that such economic activity prevails in the western part of the country. This area is surrounded by the “transitional” zone where there is a risk of the spread of the shadow economy. Additionally, we identified isolated centres of shadow activity in Siberia and the Far East, as well as the zones of relative well-being. The findings demonstrate the difficulty in assessing the scale of the regional shadow economy using indirect and model methods due to the regions’ interaction. Moreover, the obtained results argue for the necessity of a targeted approach for creating policies aimed at preventing the regional shadow economy.

Keywords: shadow economy, spatial econometrics, spatial autocorrelation, tax evasion, tax crimes, economic crimes, economic activities, spatial correlation, spatial patterns, Russian regions

Acknowledgements

The article has been prepared with the support of the Russian Foundation for Basic Research, the project No. 19-010-00365A «The shadow economy and its industry features as an obstacle to technological development».

References

1. Tanzi, V. (1999). Uses and abuses of estimates of the underground economy. *The Economic Journal*, 109(456), 338–347. DOI: 10.1111/1468-0297.00437.
2. Kireenka, A. P., Nevzorova, E. N., Orlova, E. N. & Polyakova, O. Yu. (2017). Tenevaya ekonomika v regionakh Rossii: otsenka na osnove MIMIC modeli [Shadow economy in Russian regions: an estimation with the MIMIC model]. *Region: Ekonomika i Sotsiologiya [Region: Economics and Sociology]*, 1, 164–189. DOI: 10.15372/REG20170108 (In Russ.)
3. Ivanova, V. I. (2014). Regionalnaya konvergentsiya dokhodov naseleniya: prostranstvennyy analiz [Regional Convergence of Income: Spatial Analysis]. *Prostranstvennaya Ekonomika [Spatial Economics]*, 4, 100–119. DOI: 10.14530/se.2014.4.100–119. (In Russ.)
4. Ivanova, V. I. (2013). O dinamike prostranstvennogo vzaimodeystviya rossiyskikh regionov [On Dynamics of Spatial Interaction of Russian Regions]. In: A. P. Zaoztrovstev, L. E. Limonov. (Eds.), *Ekonomika i geografiya [Economy and Geography]* (pp. 96–102). St. Petersburg. (In Russ.)
5. Balash, O. S. (2012). Prostranstvennyy analiz konvergentsii regionov Rossii [Convergence spatial analysis of Russia’s regions]. *Izvestiya Saratovskogo universiteta. Novaya seriya. Seriya Ekonomika. Upravleniye. Pravo [Izvestiya of Saratov university. New series. Series: economics. Management. Law]*, 12(4), 45–52. (In Russ.)
6. Balash, O. S. (2012). Statisticheskoe issledovanie prostranstvennoy klasterizatsii regionov Rossii [Statistical research of the spatial clustering of regions of Russia]. *Izvestiya Tulskogo gosudarstvennogo universiteta. Ekonomicheskiye i yuridicheskiye nauki [News of the Tula state university. Economic and legal sciences]*, 2–1, 56–65. (In Russ.)
7. Semerikova, E. V. & Demidova, O. A. (2016). Vzaimodeystviye regionalnykh rynkov truda v Rossii: analiz s pomoshchyu prostranstvennykh ekonometricheskikh modeley [Interaction of Regional Labour Markets in Russia: Spatial Econometric Analysis]. *Prostranstvennaya Ekonomika [Spatial Economics]*, 3, 57–80. DOI: 10.14530/se.2016.3.057–080. (In Russ.)
8. Rusanovskiy, V. A. & Markov, V. A. (2016). Vliyanie prostranstvennogo faktora na regionalnuyu differentsiatsiyu bez-rabotitsy v Rossiyskoy ekonomike [Influence of the spatial factor on the regional differentiation of unemployment in the Russian economy]. *Problemy prognozirovaniya [Studies on Russian Economic Development]*, 27, 593–604. DOI: 10.1134/S1075700716050129. (In Russ.)
9. Zhukova, A. K., Silaev, A. M. & Silaeva, M. V. (2016). Analiz ozhidayemoy prodolzhitelnosti zhizni s uchetom prostranstvennoy zavisimosti po regionam Rossii [Spatial Analysis of Life Expectancy in Russian Regions]. *Prostranstvennaya Ekonomika [Spatial Economics]*, 4, 112–128. DOI: 10.14530/se.2016.4.112–128. (In Russ.)
10. Kireenka, A. & Nevzorova, E. (2015). Impact of shadow economy on quality of life: Indicators and model selection. *Procedia Economics and Finance*, 25, 559–568. DOI: 10.1016/s2212-5671(15)00770-4.
11. Kireyenko, A. P., Nevzorova, Ye. N., Orlova, Ye. N. & Fedotov, D. Yu. (2015). Otrazhenie tenevoy ekonomiki v pokazatelyakh kachestva zhizni naseleniya regionov [How the shadow economy impacts the quality of life in regions]. *Region: ekonomika i sotsiologiya [Region: Economics and Sociology]*, 3(87), 213–238. DOI: 10.15372/REG20150909. (In Russ.)
12. Zemtsov, S. P. & Tsareva, Y. V. (2018). Predprinimatelskaya aktivnost v regionakh Rossii: naskolko prostranstvennye i vremennyye efekty determiniruyut razvitiye malogo biznesa [Entrepreneurial activity in the Russian regions: how spatial and temporal effects determine the development of small business]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 1(37), 145–165. DOI: 10.31737/2221-2264-2018-37-1-6. (In Russ.)
13. Demidova, O. A. (2013). Vyyavlenie prostranstvennykh efektov dlya osnovnykh makroekonomicheskikh pokazateley rossiyskikh regionov [Identification of Spatial Effects for the Main Macroeconomic Indicators of the Russian Regions]. Moscow: Higher School of Economics, 26. (In Russ.)
14. Goel, R. K. & Saunoris, J. W. (2014). Global corruption and the shadow economy: spatial aspects. *Public Choice*, 161(1–2), 119–139. DOI: 10.1007/s11127-013-0135-1.

15. Goel, R. K. & Saunoris, J. W. (2016). Casting a long shadow? Cross-border spillovers of shadow economy across American states. *Public Finance Review*, 44(5), 610–634. DOI: 10.1177/1091142115584815.
16. Carfora, A., Pansini, R. V. & Pisani, S. (2018). Regional tax evasion and audit enforcement. *Regional Studies*, 52(3), 362–373. DOI: 10.1080/00343404.2017.1299934.
17. Carfora, A., Pansini, R. V. & Pisani, S. (2018). Spatial dynamic modelling of tax gap: the case of Italy. *European Spatial Research and Policy*, 25(1), 7–28. DOI: 10.18778/1231–1952.25.1.02.
18. Alm, J. & Yunus, M. (2009). Spatiality and persistence in US individual income tax compliance. *National Tax Journal*, 62(1), 101–124. DOI: 10.17310/ntj.2009.1.05.
19. Garcia, G. A., Azorin, J. D. B. & de la Vega, M. M. S. (2018). Tax evasion in Europe: An analysis based on spatial dependence. *Social Science Quarterly*, 99(1), 7–23. DOI: 10.1111/ssqu.12382.
20. Moran, P. A. P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17–23. DOI: 10.2307/2332142.
21. Vakulenko, E. (2015). Analiz svyazi mezhdru regionalnymi rynkami truda v Rossii s ispolzovaniyem modeli Okuna [Analysis of the relationship between regional labour markets in Russia using Okun's model]. *Prikladnaya ekonometrika [Applied Econometrics]*, 40(4), 28–48. (In Russ.)
22. Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic geography. Supplement: Proceedings. International Geographical Union. Commission on Quantitative Methods*, 46, 234–240. DOI: 10.2307/143141.
23. Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association — LISA. *Geographical analysis*, 27(2), 93–115. DOI: 10.1111/j.1538–4632.1995.tb00338.x.
24. Kireenko, A. P., Nevzorova, E. N. & Fedotov, D. Y. (2019). Sector-specific characteristics of tax crime in Russia. *Journal of Tax Reform*, 5(3), 249–264. DOI: 10.15826/jtr.2019.5.3.071.

Authors

Ekaterina Nikolaevna Nevzorova — PhD in Economics, Associate Professor, Department of Strategic and Financial Management, Irkutsk State University; Scopus Author ID: 56880298900; ORCID: 0000–0002–4802–5448 (1, Karla Marksa st., Irkutsk, 664003, Russian Federation; e-mail: nevzorova_kat@mail.ru).

Anna Pavlovna Kireenko — Doctor of Economics, Professor, First Vice-Rector, Baikal State University; Scopus Author ID: 56880247300 ORCID: 0000–0002–7860–5929 (11 Lenin St., Irkutsk, 664003, Russian Federation); e-mail: sw.tpk.rt@mail.ru.

Igor Anatolevich Mayburov — Doctor of Economics, Professor, Head of the Academic Department of Financial and Tax Management, Ural Federal University; Scopus Author ID: 56584757200; ORCID: 0000–0001–8791–665X (19, Mira St., 620002, Ekaterinburg, Russian Federation; e-mail: mayburov.home@gmail.com).