

М. Б. Петров ^{а)}, Л. А. Серков ^{б)}, К. Б. Кожов ^{в)}^{а, б, в)} Институт экономики УрО РАН, Екатеринбург, Российская Федерация^{а)} <http://orcid.org/0000-0002-3043-6302>^{б)} <http://orcid.org/0000-0002-3832-3978>^{в)} <http://orcid.org/0000-0003-3694-564X>, e-mail: jefytt11@mail.ru

Моделирование гетерогенности взаимовлияния регионов страны в сфере обрабатывающей промышленности¹

Важным аспектом эффективного экономического развития регионов является анализ факторов, влияющих на межрегиональные взаимодействия. В связи с этим приобретает актуальность разработка инструментария оценки этого влияния. В статье предложены методологический подход и оригинальный инструментарий для исследования факторов, влияющих на возможные межрегиональные взаимодействия Свердловской области с остальными субъектами Российской Федерации в сфере обрабатывающей промышленности. Основной гипотезой исследования является предположение, что элементы матрицы межрегиональных взаимовлияний являются прокси-переменными, характеризующими степень этого взаимовлияния. Обоснованность данной гипотезы подтверждена соответствующим экономическим анализом наличия взаимосвязей и производственных цепочек между Свердловской областью и регионами РФ. На первом этапе исследуется пространственное распределение объема выпуска в секторе обрабатывающей промышленности Свердловской области и остальных регионов РФ с целью определения значений показателя силы взаимовлияния отдельных территорий в сфере обрабатывающей промышленности. На втором этапе с помощью квантильной регрессии изучено влияние экономических, инфраструктурных и институциональных факторов на показатель, полученный на первом этапе, характеризующий степень возможного взаимодействия Свердловской области и остальных регионов РФ в сфере обрабатывающей промышленности. В статье доказывается правомерность применения инструментария квантильной регрессии, так как классическая регрессия МНК дает некорректные оценки зависимостей между исследуемыми переменными. Это выражается в том, что коэффициенты регрессии зависят от уровня q -квантиля зависимой переменной. Выявлено, что уровень цен в регионах не оказывает влияния на их возможное взаимодействие со Свердловской областью. Также следует отметить, что распространение знаний является драйвером взаимодействия регионов в сфере обрабатывающей промышленности. Результаты работы могут быть использованы при подготовке стратегий, программ и схем размещения и развития отраслей с учетом потенциала развития Свердловской области с остальными субъектами РФ.

Ключевые слова: Свердловская область, обрабатывающая промышленность, межрегиональные связи, пространственная автокорреляция, индекс Морана, весовая матрица, пространственное распределение, квантильная регрессия

Благодарность

Статья подготовлена в соответствии с утвержденным планом НИР Института экономики УрО РАН.

Для цитирования: Петров М. Б., Серков Л. А., Кожов К. Б. Моделирование гетерогенности взаимовлияния регионов страны в сфере обрабатывающей промышленности // Экономика региона. 2021. Т. 17, вып. 3. С. 944-955. <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2021-3-16>.

¹ © Петров М. Б., Серков Л. А., Кожов К. Б. Текст. 2021.

RESEARCH ARTICLE

Mikhail B. Petrov ^{a)}, Leonid A. Serkov ^{b)}, Konstantin B. Kozhov ^{c)}^{a, b, c)} Institute of Economics of the Ural Branch of RAS, Ekaterinburg, Russia Federation^{a)} <http://orcid.org/0000-0002-3043-6302>^{b)} <http://orcid.org/0000-0002-3832-3978>^{c)} <http://orcid.org/0000-0003-3694-564X>, e-mail: jefytt11@mail.ru**Modelling the Heterogeneity of the Mutual Influence between Russian Regions in the Manufacturing Industry**

As factors affecting interregional interactions play an important role in regional economic development. Thus, developing a methodology for assessing these interactions is becoming urgent. The article proposes a methodological approach to analyse the factors influencing possible interactions between Sverdlovsk oblast and other constituent entities of the Russian Federation in the manufacturing industry. It is hypothesised that the elements of an interregional interaction matrix are proxy variables characterising the degree of this interaction. An economic analysis of relations and production chains between Sverdlovsk oblast and other constituent entities confirmed this hypothesis. First, based on the spatial distribution of manufacturing output in the examined regions, values of an indicator showing the strength of their mutual influence were determined. Second, the impact of economic, infrastructural and institutional factors on the obtained indicator, characterising the interaction between Sverdlovsk oblast and other regions, was assessed using quantile regression. In this case, such a technique was chosen instead of the classical ordinary least squares (OLS) regression that incorrectly estimates the dependencies between the studied variables. This is expressed in the fact that the regression coefficients depend on q -quantile of the dependent variable. We have revealed that price levels of the examined regions do not affect their possible interactions with Sverdlovsk oblast. Simultaneously, the dissemination of knowledge acts a driver of interaction between the considered regional manufacturing industries. The research findings can be used to prepare strategies, programmes and schemes for the placement and development of industries, considering the potential of Sverdlovsk oblast and other Russian regions.

Keywords: Sverdlovsk oblast, manufacturing industry, interregional relations, spatial autocorrelation, Moran's I, weight matrix, spatial distribution, quantile regression

Acknowledgments

The article has been prepared in accordance with the plan of Institute of Economics of the Ural Branch of RAS for 2021–2023.

For citation: Petrov, M. B., Serkov, L. A. & Kozhov, K. B. (2021). Modelling the Heterogeneity of the Mutual Influence between Russian Regions in the Manufacturing Industry. *Ekonomika regiona [Economy of region]*, 17(3), 944-955, <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2021-3-16>.

Введение

Развитие экономики страны территориально неоднородно. В связи с этим требуется разработка методологического подхода к оценке влияния специфических региональных факторов на неравномерность развития территорий. Из всей совокупности субъектов важно выделить промышленно развитые регионы, так как их роль в увеличении темпов роста экономики страны значительна. К таким регионам, несомненно, можно отнести и Свердловскую область.

Производственные цепочки, в которых участвуют предприятия Свердловской области, и рост объема выпуска в секторе обрабатывающей промышленности на ее территории во многом обусловлены наличием или отсутствием научно-технологического и производственного потенциала на прилегающих к ней территориях. Так как на уровень взаимодей-

ствия субъектов большое влияние оказывает наличие пространственных эффектов, их правильный учет позволит более корректно оценивать территориальный потенциал регионов. Пространственный фактор тесно переплетается с инфраструктурной и ресурсной обусловленностью территорий. Свердловская область в этом смысле имеет большие преимущества так как находится на границе европейских и азиатских территориальных макрорегионов (федеральных округов) страны и включена в деятельность транспортного коридора, соединяющего Европу и Западный Китай. Наличие в Свердловской области рудных месторождений стимулировало развитие горно-металлургической промышленности и затем обрабатывающего сектора, а имеющийся в настоящее время научный и производственно-технологический потенциал позволил закрепить достигнутые рубежи и нарастить выпуск наукоемкой,

высокоэффективной и экспортоориентированной промышленной продукции в области.

Исследование межрегиональных взаимосвязей в вопросах формирования и воспроизводства инвестиционного потенциала потребует выявления закономерностей пространственной концентрации инвестиционных ресурсов в региональных системах с учетом территориально-отраслевой специфики. Методы, применяемые для исследования корреляционных взаимосвязей регионов, ранее описывались в работах [1–6]. При этом кооперация Свердловской области с территориями РФ не только стимулирует рост объема товаров собственного производства, произведенных на предприятиях области, но и позволяет наладить выпуск продукции производственно распределенной по разным регионам. Поэтому возрастает актуальность проведения исследования экономических, инфраструктурных и институциональных факторов, влияющих на изменение уровня экономического взаимодействия Свердловской области с остальными субъектами РФ.

Таким образом, взаимодействие Свердловской области с другими регионами является необходимым аспектом эффективного развития последней и конвергенции субъектов РФ. Целью и задачей предлагаемой публикации является пространственное моделирование возможного взаимодействия регионов РФ и Свердловской области в сфере обрабатывающей промышленности и исследование факторов, влияющих на это взаимодействие. Формами межрегиональных взаимодействий в сфере обрабатывающей промышленности являются инвестиционная деятельность, научно-техническое сотрудничество, производственные связи и кооперация, информационный обмен.

Степень проработанности проблемы

Анализируя проблемы стратегического планирования, П. А. Минакир в своей работе [7] обращает внимание на конфликт национальной стратегии пространственного развития России с ее региональными стратегиями. Исходя из этого актуальным является моделирование взаимовлияния разноуровневых территориальных единиц, таких как отдельные регионы России и территории, объединенные в различные федеральные округа страны.

В работе [8] исследованы процессы синхронизации экономической динамики и их связь с оценкой реального уровня межтерриториальной интеграции на территориях регионов

Уральского федерального округа Российской Федерации. Подтвержден вывод о целесообразности формирования крупных макрорегионов и их территориально-промышленных узлов как объектов комплексного управления развитием производительных сил. Макрорегиональные и субрегиональные (надгломерационные) структуры могут становиться уровнями проявления синергических эффектов в соответствии с реализацией Концепции стратегии пространственного развития.

В статьях [9, 10] показано, что успешность этих интеграционных проектов может существенно зависеть от степени реализации в них национальных приоритетов. С учетом этого появляется возможность более эффективного отбора к реализации на надрегиональном уровне комплексных инвестиционных проектов межрегионального значения, имеющих значительный экономический потенциал. В свою очередь, реализация этих проектов позволит расширить возможности научно-технологического развития регионов с учетом приоритетов пространственного развития.

Разработке методологического подхода по пространственному развитию регионов Российской Федерации и входящих в них территориальных систем и моделированию пространственных процессов посвящена работа [11]. Исследования интенсификации межрегионального взаимодействия различных систем описаны Ю. В. Дубровской [12]. По мнению автора этой работы, перспективной моделью пространственного развития экономики на данном этапе является межрегиональное взаимодействие в форме, когда доминирующий кластер оказывает влияние на «кластеры-спутники».

В работе [13] подчеркиваются важность и эффективность использования методов пространственной эконометрики для отображения и оценки межрегиональных взаимодействий. Подчеркивается, что пространственные методы определяют когорты ближайших соседей и позволяют находить автокорреляцию между ними. Здесь же подчеркивается важность методов пространственной регрессии, позволяющих учитывать зависимость между наблюдениями, часто возникающей, когда наблюдения собираются из точек или регионов, расположенных в пространстве. Наблюдения могут отражать уровень доходов, занятости или населения, налоговые ставки и т. д.

В работе [14] изучаются характер взаимосвязей различных социально-экономических показателей и схожесть регионов РФ при по-

мощи индексов сравнительных преимуществ. Проводится анализ факторов, определяющих схожесть регионов России. Для ее достижения используется эконометрический инструментарий. Показано, что увеличение географического расстояния между субъектами России приводит к уменьшению схожести их сравнительных преимуществ, а наличие общей границы — к увеличению. Рост разницы в социально-экономических показателях приводит к снижению схожести субъектов по этим показателям.

Необходимо отметить, что в указанных работах в региональном аспекте проведены исследования по территориям, входящим в состав Российской Федерации. Поэтому представляет интерес расширение этих исследований в направлении более подробного изучения взаимовлияния одного промышленно развитого региона страны (на примере Свердловской области) с остальными регионами страны, а также усовершенствование методического подхода путем дополнения его анализом детерминант пространственного взаимовлияния регионов страны.

Методика исследования

На первом этапе авторами были проведены исследования пространственного распределения объема выпуска в секторе обрабатывающей промышленности Свердловской области и остальных регионов РФ с целью оценки возможностей взаимодействия этих регионов в данном секторе экономики. Наличие возможной пространственной автокорреляции межрегионального взаимодействия территорий тестируется с применением индексов Морана [15, 16]. Этот этап проводится с целью формирования показателя, характеризующего степень возможного взаимовлияния рассматриваемых регионов.

Пространственная автокорреляция выявлялась посредством индексов Морана [17, 18]. При этом, если глобальный индекс I_m значим и положителен, то это свидетельствует о положительной пространственной автокорреляции, то есть кооперации всех исследуемых регионов. В случае отрицательных значений индекса все территории являются обособленными. Локальный индекс I_{mi} характеризует степень взаимовлияния объемов произведенной продукции исследуемого региона на показатели остальных территорий, связанных с данным субъектом.

Важным показателем, характеризующим степень взаимовлияния объемов производства

в секторе обрабатывающей промышленности между двумя отдельными территориями, является показатель силы взаимовлияния отдельных территорий:

$$LISA_{ij} = z_i z_j w_{ij}, \quad (1)$$

где z_i, z_j — стандартизованные отклонения объемов производства каждого отдельного региона от среднего значения; w_{ij} — матричный элемент пространственной весовой матрицы для субъектов i и j . В данном исследовании в качестве весовой матрицы использовалась стандартная матрица линейных расстояний. Именно этот показатель является прокси-переменной для степени межрегионального взаимодействия и в дальнейшем (на втором этапе) будет анализироваться при описании взаимовлияния Свердловской области с остальными регионами Российской Федерации. Именно этот факт и является основной гипотезой исследования в данной статье.

На втором этапе исследуется влияние экономических, инфраструктурных и институциональных факторов на показатель $LISA_{ij}$, характеризующий степень возможного взаимодействия двух территорий в сфере обрабатывающей промышленности. При этом показатель $LISA_{ij}$ нормировался для изменения его в интервале от 0 до 1 и являлся зависимой переменной. Объясняющими переменными являлись вышеназванные детерминанты. Влияние последних на показатель $LISA_{ij}$ анализировалось с помощью квантильной регрессии.

Квантильная регрессия [19–21] позволяет посредством условных квантилей анализировать влияние регрессоров на независимую переменную в определенном интервале ее изменения. Квантильная регрессия используется как способ обнаружить более полезные предсказательные взаимосвязи между переменными в случаях, когда взаимосвязь между средними значениями таких переменных не является информативной. Необходимость и успех квантильной регрессии в данном случае объясняются сложностью взаимодействий между различными факторами, приводящими к данным с неравномерным изменением одной переменной для разных диапазонов другой переменной. В контексте предлагаемой публикации эта регрессия оценивает квантили условного распределения показателя $LISA_{ij}$ при заданных значениях регрессоров. Квантильная регрессия имеет неоспоримое преимущество перед классической линейной регрессией (регрессия МНК) в случае неоднородности выборочных распределений оцениваемого показателя.

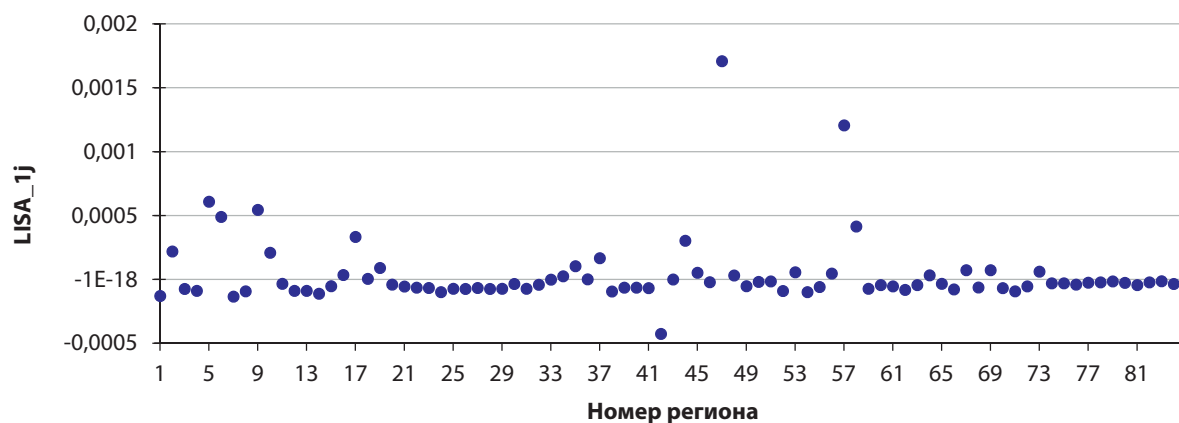


Рис. 1. Распределение значений показателя степени взаимовлияния Свердловской области с субъектами РФ $LISA_{1j}$ (индекс 1 относится к Свердловской области, индекс j относится к остальным субъектам РФ) в области обрабатывающей промышленности за 2018 г. (обозначения — в тексте)

Fig. 1. Distribution of values of the indicator showing the strength of the mutual influence between Sverdlovsk oblast and other constituent entities of the Russian Federation $LISA_{1j}$ (index 1 refers to Sverdlovsk oblast, index j refers to the rest of the regions) in the manufacturing industry, 2018 (legend is explained in the text)

Квантилем уровня q называется такое значение μ_q случайной величины y , при котором функция ее распределения принимает значение, равное q , то есть:

$$q = Pr[y \leq \mu_q] = F_y(\mu_q), \quad (2)$$

где F_y — функция распределения y .

В частности, популярным примером q — квантиля является медиана ($q = 0.5$).

В отличие от классической линейной регрессии для квантильной регрессии отсутствуют явные соотношения для оценки параметров. Поэтому оценка параметров β_q q -го выборочного квантиля регрессии осуществляется численным методом как решение проблемы минимизации по β_q целевой асимметричной по модулю функции потерь [22–24]:

$$Q(\beta_q) = \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta_q} q |y_i - x_i' \beta_q| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta_q} (1-q) |y_i - x_i' \beta_q|, \quad (3)$$

где N — число наблюдений, $0 \leq q \leq 1$.

Результаты исследования

Информационной основой исследования является официальная статистика Росстата. В статье для тестирования пространственной автокорреляции использовались следующие данные за 2018 г. в разрезе 84 регионов РФ: объем производства в секторе обрабатывающей промышленности (млн руб.) и валовой региональный продукт (млн руб.). Статистические данные по Тюменской области рассматривались отдельно от данных по Ханты-Мансийскому и Ямало-Ненецкому автономным округам.

В результате проведенных исследований получено положительное значение глобаль-

ного индекса Морана, что подтверждает наличие положительной автокорреляции распределения объема производства в сфере обрабатывающей промышленности между всеми регионами РФ, включая и Свердловскую область. Это свидетельствует о потенциальной возможности взаимовлияния Свердловской области с остальными регионами РФ в сфере обрабатывающей промышленности и позволяет использовать элементы матрицы силы взаимовлияния отдельных территорий ($LISA_{ij} = z_i z_j w_{ij}$) в качестве меры возможной степени взаимодействия Свердловской области с другими российскими регионами в сфере обрабатывающей промышленности (рис. 1). Как видно на рисунке¹, наибольшее возможное положительное влияние на сектор обрабатывающей промышленности Свердловской области могут оказывать следующие субъекты РФ: Челябинская область, г. Москва, Пермский край, Республика Татарстан, Республика Башкортостан.

Установленные в процессе проведенных авторами исследований межрегиональные взаимосвязи Свердловской области с субъектами РФ по изучаемому показателю $LISA_{ij}$ во многом подтверждаются на практике. В частности, нами рассматривалась кооперация связей предприятий регионов со смежными по технологическим цепочкам предприятиями из других регионов. Уральский промышленный кластер, объединяющий Свердловскую, Челябинскую области и Республику Башкортостан, становится инструментом повышения инвестиционной активности и реализации промышлен-

¹ Соответствие номера региона его названию приведено в таблице 3.

ной политики на территории трех регионов, его создание позволяет комплексно подойти к решению вопросов в сфере производства композитных материалов и продукции с использованием высокочистых кварцевых концентратов, объединение сил помогает более эффективно выстраивать межрегиональные производственные цепочки, создавать высокопроизводительные рабочие места и новые виды импортозамещающей и экспортоориентированной продукции. Возрастающие потоки руды Качканара (Свердловская область) направляются не только на Нижнетагильский комбинат, но и на Чусовской завод (Пермская область).

Наличие внутрикластерных межтерриториальных взаимосвязей Свердловской области с другими областями РФ, выявленные авторами по показателю $LISA_{ij}$, подтверждается и исследованиями, проведенными в работе [25], где отмечено, что в состав инновационного территориального кластера Свердловской области «Титановый кластер Свердловской области» наряду с другими входят предприятия г. Москвы (ЗАО Межгосударственная ассоциация «Титан») и Республики Татарстан (Ассоциация НП «Камский инновационный территориально-производственный кластер»). В промышленном кластере транспортного машиностроения Свердловской области свердловские предприятия производственными цепочками связаны с такими челябинскими организациями, как ООО «Снежинский завод специальных электрических машин» и ООО «Энергия-Источник». Созданные в Свердловской области и на Урале в целом такие территориально-производственные кластеры как металлургический кластер, машиностроительные кластеры (в том числе «кластер грузоподъемного оборудования»), кластеры нефтехимической промышленности («Нефтехимический территориальный кластер Республики Башкортостан», «Западно-Сибирский нефтетехнологический кластер», «Тюменский нефтегазосервисный кластер») способствуют развитию взаимосвязей между Свердловской областью и регионами с развитым металлургическим, машиностроительным и нефтехимическим комплексами.

Следует отметить, что индексы Морана дают возможность сделать лишь начальные предположения о наличии пространственных эффектов. Например, положительное значение индекса Морана для распределения объема выпуска в секторе обрабатывающей промышленности лишь означает положительное

влияние на этот показатель в Свердловской области объема выпуска в соседних регионах. При этом остается неясным, за счет каких факторов обеспечивается это положительное влияние. Для ответа на этот вопрос необходимо установление функциональной связи между зависимой и независимыми переменными в виде регрессионной модели. Поэтому следующая часть статьи посвящена выбору и оценке факторов, влияющих на степень взаимодействия Свердловской области с остальными 83 российскими регионами в секторе обрабатывающей промышленности на основе показателя $LISA_{ij} = z_1 z_j w_{ij}$ (индекс 1 относится к Свердловской области, индекс j относится к регионам РФ).

Детерминанты пространственного взаимодействия Свердловской области с регионами РФ

Регрессионный анализ влияния различных факторов на нормированный показатель $LISA_{ij}$, характеризующий степень возможного взаимодействия Свердловской области с остальными регионами РФ, проводился с помощью квантильной регрессии, описанной в разделе 3. Применение данного метода обусловлено необходимостью анализировать не только математическое ожидание, но и все условное распределение моделируемой переменной. Это связано с неоднородностью выборочных данных показателя $LISA_{ij}$. Данная неоднородность выборочных данных показана на рисунке 2. По горизонтальной оси на этом рисунке отложены квантили нормального распределения показателя $LISA_{ij}$. По вертикальной оси отложены выборочные квантили этого показателя соответствующего порядка. Наблюдаемое отклонение выборочного распределения от отмеченной тонкой линии означает гетерогенность этого распределения. При этом для разных квантилей данное отклонение различается.

Таким образом, между различными группами регионов РФ по их степени взаимодействия в сфере обрабатывающей промышленности на Свердловскую область данное влияние неоднородно. Поэтому представляет интерес анализ влияния различных факторов на данный показатель. В качестве возможных объясняющих переменных, используемых в регрессионном анализе и влияющих на нормированный показатель $LISA_{ij}$, оценивались экономические, инфраструктурные и институциональные факторы (табл. 1). Отметим, что подобные факторы оценивались в работе [14] при анализе индекса схожести регионов.

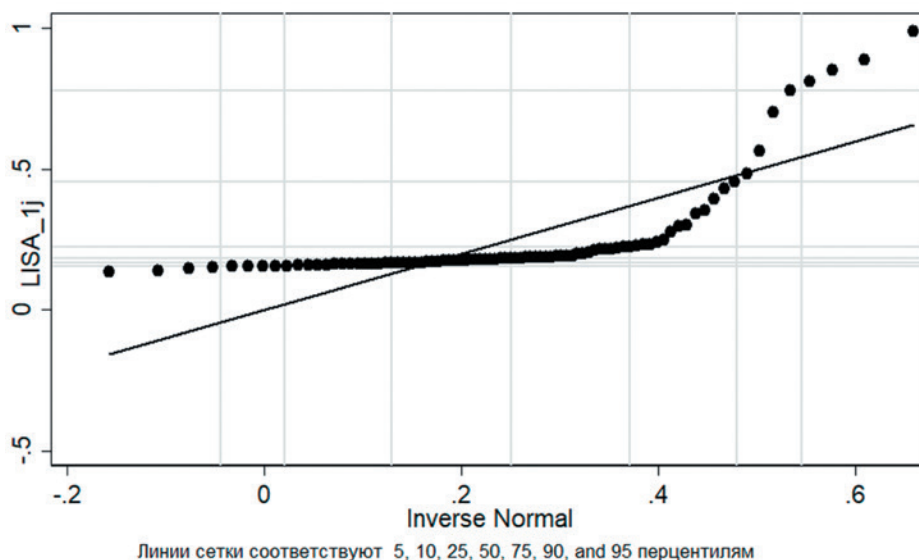


Рис. 2. Зависимость квантиля выборочного распределения показателя $LISA_{ij}$ от квантиля нормального распределения этого показателя

Fig. 2. Dependence of the quantile of the sample distribution of $LISA_{ij}$ indicator on the quantile of the normal distribution of this indicator

Таблица 1

Обозначение и описание объясняющих переменных, используемых в регрессионном анализе

Table 1

Description of explanatory variables used in the regression analysis

Переменная	Описание
$LSNZ$	Логарифм модуля разницы между реальной заработной платы на душу населения, руб.
$LIOP$	Логарифм модуля разницы инвестиций в обрабатывающее производство на душу населения, руб.
$LZIN$	Логарифм модуля разницы затрат на научные исследования и разработки, млн руб/1000 чел.
$LURB$	Логарифм модуля разницы уровня урбанизации (%)
$LPOP$	Логарифм модуля разницы численности населения (тыс. чел)
$LCHEP$	Логарифм модуля разницы количества зарегистрированных преступлений на 10 000 чел.
$LVOBR$	Логарифм модуля разницы процента занятых с высшим образованием в общей структуре занятых
$LPLGD$	Логарифм модуля разницы между плотностями железнодорожных путей общего пользования на 10 000 км ² в среднем за год
$LPLAD$	Логарифм модуля разницы между плотностями автодорожной сети на 10 000 км ²

Примечание: все переменные (кроме расстояния от центров регионов) определены в разностях между соответствующими переменными Свердловской области и остальных регионов РФ.

Линейная функциональная связь между зависимой и объясняющими переменными для q -квантиля условного распределения показателя $LISA_{ij}$ при заданных значениях вектора регрессоров \mathbf{X} выражается в виде

$$\mu_q(LISA_{ij} | \mathbf{X}) = f_q(LSNZ, LIOP, LZIN, LURB, LPOP, LVOBR, LCHEP, LPLGD, LPLAD). \quad (4)$$

Оценка параметров регрессионного уравнения, аппроксимирующего функциональную связь (4), осуществлялась минимизацией целевой функции (уравнение (3)) методами линейного программирования. Результаты оценки параметров регрессионного уравнения для нескольких q -квантилей условного рас-

пределения¹ показателя $LISA_{ij}$, полученного на основе весовой матрицы экономической активности регионов, приведены в таблице 2. Распределение регионов РФ по квантилям зависимой переменной (степени возможного взаимовлияния субъектов со Свердловской областью) представлено в таблице 3.

Следует отметить, что ввиду неоднородности выборки наблюдений показателя $LISA_{ij}$ в регрессионном анализе использовалась устойчивая к гетероскедастичности оценка ко-

¹ В дальнейшем фразу «условное распределение» для краткости будем опускать.

Таблица 2
Результаты оценки квантильной регрессии
Table 2

Quantile regression estimation results

Объясняющая переменная	$q = 0.2$	$q = 0.5$	$q = 0.8$
<i>LSNZ</i>	-0.2510** (0.0975)	-0.2574 (0.1592)	-0.4716 (0.3208)
<i>LIOP</i>	-1.3089** (0.1121)	-1.1360*** (0.1838)	-0.4710 (0.3468)
<i>LZIN</i>	0.6109*** (0.1640)	0.4332** (0.1696)	0.1140 (0.3206)
<i>LURB</i>	-0.05861*** (0.1363)	-1.0207*** (0.2231)	-1.5111*** (0.4201)
<i>LPOP</i>	-2.1765*** (0.2027)	-4.3301*** (0.3317)	-9.1871*** (0.6253)
<i>LCHEP</i>	0.00385 (0.1055)	-0.2035 (0.1989)	0.1658 (0.3151)
<i>LVOBR</i>	-0.2465*** (0.0809)	0.1621 (0.1303)	0.6041** (0.2503)
<i>LPLGD</i>	0.2922* (0.1462)	0.7135*** (0.1589)	0.927** (0.2969)
<i>LPLAD</i>	0.4484*** (0.1054)	0.8253*** (0.1869)	0.3541 (0.3167)
<i>_const</i>	50.445*** (1.943)	64.9089*** (3.9011)	101.021*** (5.9801)

Примечание: уровень значимости * соответствует 10 %, уровень значимости ** соответствует 5 %, уровень значимости *** соответствует 1 %. В скобках указаны робастные стандартные отклонения. Зависимая переменная $LISA_{ij}$.

вариационной матрицы стандартных ошибок коэффициентов [20].

Так как форма исходной регрессионной модели является линейно-логарифмической, то интерпретация коэффициентов происходит следующим образом: изменение регрессионного фактора на 1 % приводит к изменению q -квантиля распределения показателя $LISA_{ij}$ на 1/100 единицы. Например, рост разности модуля уровня урбанизации между Свердловской областью и остальными регионами РФ приводит к уменьшению их степени взаимовлияния на 0.5861/100 для q -квантиля уровня 0.2. Отталкиваясь от определения q -квантиля уровня 0.2, это означает, что вышеприведенный результат относится к группе регионов РФ, степень взаимовлияния которых со Свердловской областью $LISA_{ij}$ находится в интервале от 0 до 20 % (табл. 3). Более существенное влияние на q -квантиль переменной $LISA_{ij}$ оказывают переменные, связанные с разницей численности населения (-2.1765/100) и инвестициями в обрабатывающее производство (-1.3089/100) для квантиля распределения показателя $LISA_{ij}$ уровня $q = 0.2$.

Данные из таблицы 2 демонстрируют, что коэффициенты регрессии зависят от уровня q -квантиля зависимой переменной. Например, разница между реальной заработной пла-

Таблица 3
Распределение регионов РФ по квантилям условного распределения показателя $LISA_{ij}$

Table 3

Distribution of Russian regions by quantiles of the conditional distribution of $LISA_{ij}$ indicator

Квантиль	Регионы
$q = 0.1$	Респ. Саха (Якутия) (80), Сахалинская обл. (82), Ямало-Ненецкий автономный округ (46), Респ. Дагестан (27), Забайкальский край (76), Астраханская обл. (66), Магаданская обл. (78), Чеченская Респ. (31), Амурская обл. (74), Чукотский автономный округ (84), Респ. Калмыкия (71), Респ. Тыва (39), Респ. Ингушетия (28), Респ. Алтай (38), Еврейская автономная обл. (75), г. Севастополь (68), Респ. Северная Осетия — Алания (29), Кабардино-Балкарская Респ. (25), Карачаево-Черкесская Респ. (26), Респ. Бурятия (81), Респ. Адыгея (70) Респ. Крым (72), Респ. Хакасия (40), Курганская обл. (42), Псковская обл. (22), Респ. Карелия (23), Орловская обл. (59)
$q = 0.1, \dots, 0.2$	Камчатский край (77), Костромская обл. (54), Респ. Коми (24), Томская обл. (41), Тамбовская обл. (62), Мурманская обл. (20), Ивановская обл. (52), Респ. Марий Эл (7), Приморский край (79), Курская обл. (55), Пензенская обл. (4), Архангельская обл. (15), Респ. Мордовия (8), Чувашская Респ. (14), Новгородская обл. (21), Смоленская обл. (61), Брянская обл. (49)
$q = 0.2, \dots, 0.5$	Кировская обл. (1), Хабаровский край (83), Ульяновская обл. (13), Ставропольский край (30), Оренбургская обл. (3), Рязанская обл. (60), Тверская обл. (63), Алтайский край (32), Удмуртская Респ. (12), Ярославская обл. (65), Саратовская обл. (11), Воронежская обл. (51), Владимирская обл. (50), Иркутская обл. (33), Новосибирская обл. (36), Калининградская обл. (18), Кемеровская обл. (34), Вологодская обл. (16), Тульская обл. (64), Белгородская обл. (48), Липецкая обл. (56), Калужская обл. (53), Тюменская обл. (44), Волгоградская обл. (67), Омская обл. (37), Ростовская обл. (73), Ханты-Мансийский автономный округ — Югра (45), Ленинградская обл. (19), Пермский край (5), Самарская обл. (10), Респ. Башкортостан (6), Краснодарский край (69), Нижегородская обл. (2), Челябинская обл. (47)
$q = 0.5, \dots, 0.95$	г. Москва (57), Красноярский край (35), Свердловская обл. (43), Респ. Татарстан (9), Московская обл. (58), г. Санкт-Петербург (17)

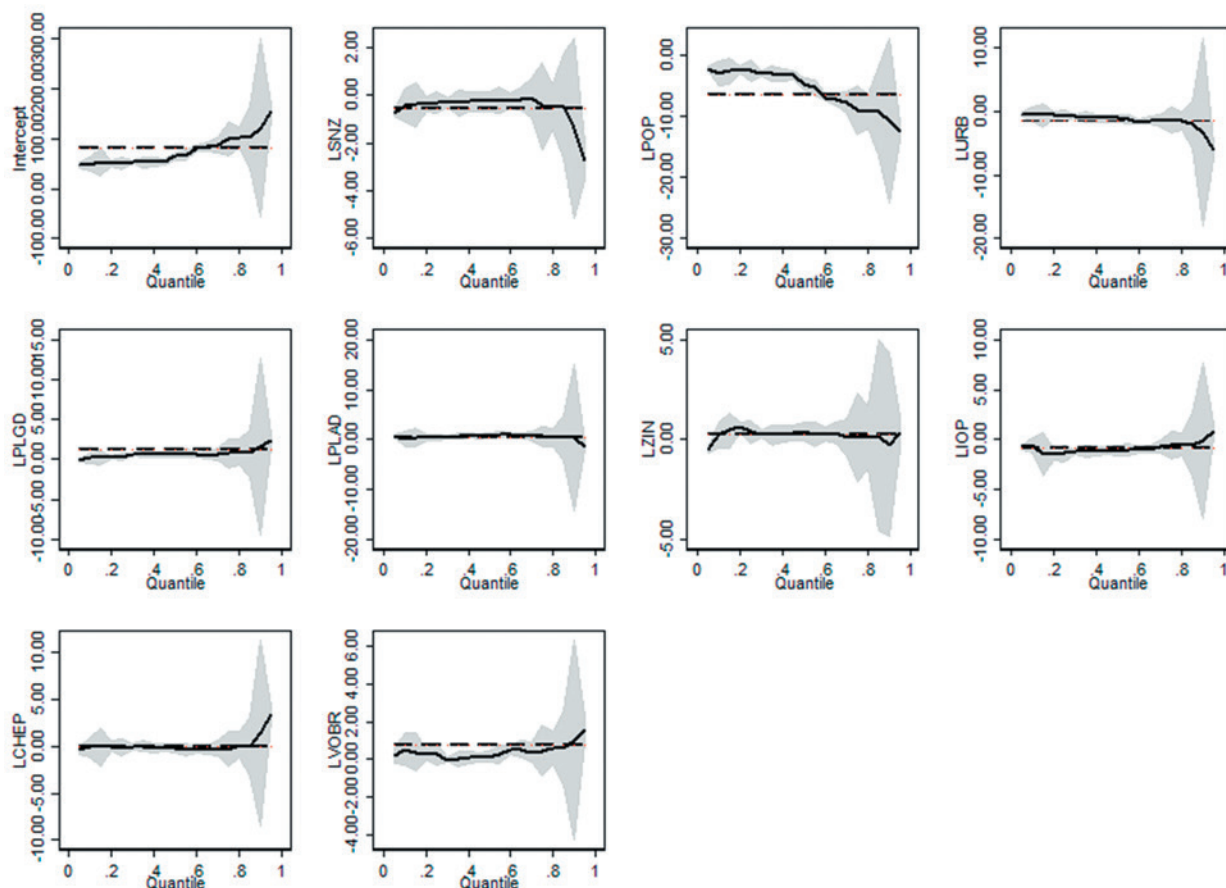


Рис. 3. Оценки квантильной регрессии для коэффициентов при факторных признаках для различных значений q . Пунктиром показана оценка МНК этих коэффициентов. Затемненная серым цветом область обозначает доверительный интервал оцениваемых коэффициентов

Fig. 3. Quantile regression estimates for the factor coefficients for different values of q . The dotted line indicates the OLS estimates of these coefficients. The gray shaded area denotes the confidence interval of the estimated coefficients

той на душу населения является существенной переменной для регионов, относящихся к q -квантилю уровня 0.2 (при уровне значимости 5 %) и несущественной для регионов с q -квантилем уровня 0.5 (табл. 3). То же самое относится к переменным *LIOP*, *LZIN*, *LVOBR*, *LPLAD*. Переменная, связанная с разницей количества зарегистрированных преступлений на 10000 чел., является несущественной для регионов, принадлежащих q -квантилям всех уровней.

В качестве примера на рисунке 3 приведены оценки квантильной регрессии для коэффициентов при исследуемых факторных признаках для различных значений q . График показывает изменение этих коэффициентов в зависимости от q . Для сравнения пунктиром показаны МНК-оценки этих коэффициентов, не зависящие от значений q . Данные результаты свидетельствуют о гетероскедастичности выборочных наблюдений показателя $LISA_j$ и оправдывают применение инструментария в виде квантильной регрессии, так как классическая

регрессия МНК дает некорректные оценки зависимостей между переменными.

Особенно волатильными являются коэффициенты при переменных логарифма модуля разности численности населения между двумя территориями, логарифма модуля разницы между реальной заработной платой на душу населения и логарифма модуля разности числа лиц с высшим образованием. Менее волатильными являются коэффициенты при переменных логарифма модуля разности плотности железных и автомобильных дорог, и логарифма модуля разности числа преступлений.

Интересным полученным результатом является то, что разница величин реальной заработной платы на душу населения в Свердловской области и остальных регионах РФ не влияет на степень их возможного взаимовлияния для q -квантилей распределения уровней 0,5 и 0,8. Так как реальная заработная плата связана с уровнем цен в субъектах, последний не оказывает влияния на возможное взаимодействие регионов РФ, степень

взаимовлияния которых со Свердловской областью находится в интервале от 20 % до 80 %. Положительное влияние на взаимодействие регионов РФ и Свердловской областью оказывает разница между затратами на научные исследования и разработки для регионов с q -квантилем уровней 0.2 и 0.5 (табл. 3), что свидетельствует о том, что распространение знаний является драйвером взаимодействия регионов в сфере обрабатывающей промышленности.

Как следует из данных, представленных в таблице 2, контрольные переменные, связанные с инфраструктурой регионов РФ и Свердловской области, такие как разница значений плотности железнодорожных путей общего пользования и разница значений плотности автомобильных дорог, являются практически существенными для q -квантилей распределения всех уровней, но имеют положительное влияние на показатель $LISA_{1j}$. Авторы пока затрудняются объяснить положительный пространственный эффект, оказываемый этими контрольными переменными на взаимодействие регионов в секторе обрабатывающей промышленности. Возможно, показатель плотности дорожной сети является некорректным детерминантом ввиду неравномерности плотности заселения регионов РФ.

Таким образом, инструментарий квантильной регрессии позволяет оценивать влияние различных факторов на степень возможного взаимовлияния регионов ($LISA_{1j}$), ранжированных по группам в определенном интервале этого показателя.

Заключение

В итоге проведенных исследований оценены пространственные особенности распределения объема выпуска в секторе обрабатывающей промышленности между Свердловской

областью и остальными регионами РФ методом пространственной автокорреляции (с помощью индексов Морана). Новизна авторского подхода заключается в предположении о том, что элементы матрицы межрегиональных взаимовлияний являются прокси-переменными, характеризующими степень взаимовлияния регионов в этой отрасли промышленности. Обоснованность данной гипотезы подтверждена соответствующим экономическим анализом наличия взаимосвязей и производственных цепочек между Свердловской областью и регионами РФ. Полученные оценки глобального и локального индексов для территорий различных типов свидетельствуют о применимости подхода с использованием индексов Морана для решения поставленной задачи по определению распределения изучаемого показателя между территориями России и Свердловской области. С помощью инструментария квантильной регрессии изучено влияние экономических, инфраструктурных и институциональных факторов на уровень возможного взаимодействия регионов РФ и Свердловской области в сфере обрабатывающей промышленности.

Полученным результатам моделирования дана содержательная интерпретация. Результаты работы предоставляют возможность с помощью моделей пространственной автокорреляции и эконометрического моделирования проводить мониторинг экономических связей и находить перспективные направления для их активизации. Направлением дальнейших исследований может быть моделирование процессов рационального размещения производительных сил внутри регионов РФ. Результаты работы могут быть использованы органами государственной власти при формировании планов развития экономического взаимодействия территорий страны.

Список источников

1. Балаш В. А., Файзлиев А. Р. Пространственная корреляция в статистических исследованиях // Вестник Саратовского государственного социально-экономического университета. 2008. № 4 (23). С. 122–125.
2. Бурцева С. А. Глобализация. Геоэкономический подход. Москва : Финансы и статистика, 2005. 448 с.
3. Демьянов В. В., Савельева Е. А. Геоэкономическая теория и практика / под ред. Р. В. Арутюняна; Институт проблем безопасного развития атомной энергетики РАН. Москва : Наука, 2010. 327 с.
4. Митрофанов А. Ю. Концентрация в экономике и экономической географии: учеб. пособие. Саратов : Издательство Саратовского университета, 2002. 76 с.
5. Alonso W. Location and Land Use. Cambridge. M A : Harvard University Press, 1964. 206 p.
6. Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models. Dordrecht : Kluwer Academic Publishers, 1988. 304 p.
7. Minakir P. A. Spatial Interdisciplinary Synthesis: Experience of Policy Studies // Regional Research of Russia. 2015. Vol. 5. P. 299–309. DOI: 10.1134/S2079970515040115.
8. Петров М. Б., Курушина Е. В. Методология управления пространственным развитием на основе межрегиональной интеграции // Журнал экономической теории. 2018. Т. 15, № 4. С. 592–606. doi: 10.31063/2073–6517/2018.15–4.5.

9. Татаркин А. И. Развитие экономического пространства регионов России на основе кластерных принципов // Экономические и социальные перемены. Факты, тенденции, прогноз. 2012. № 3(21). С. 28–36.
10. Лаврикова Ю. Г., Андреева Е. Л., Ратнер А. В. Влияние внешнеэкономической деятельности на региональное развитие: компаративный анализ российского и зарубежного опыта // Экономические и социальные перемены. Факты, тенденции, прогноз. 2020. Т. 13, № 6. С. 54–67. doi: 10.15838/esc.2020.6.72.3.
11. Демидова О. А., Иванов Д. С. Модели экономического роста с неоднородными пространственными эффектами. На примере российских регионов // Экономический журнал высшей школы экономики. 2016. Т. 20, № 1. С. 52–75.
12. Дубровская Ю. В. Инструменты и институты активизации межрегионального взаимодействия в отечественной экономике // Вестник Омского университета. 2017. № 4 (60). С. 34–44. doi: 10.25513/1812–3988.2017.4.34–44.
13. Lesage J. P. An Introduction to spatial econometrics // Revue d' économie industrielle. 2008. Vol. 123. P. 19–44.
14. Марицев О. С., Тепляков Н. С. Эконометрическое моделирование влияния распространения знаний на сравнительные преимущества регионов // Журнал экономической теории. 2020. Т. 17, № 4. С. 811–819. doi: 10.31063/2073–6517/2020.17–4.6.
15. Moran P. Notes on Continuous Stochastic Phenomena // Biometrika. 1950. Vol. 37. P. 17–23.
16. Anselin L., Gallo J. L., Jayet H. Spatial panel econometrics // The Econometrics of Panel Data. 2008. P. 625–660. DOI: 10.1007/978–3–540–75892–1_19.
17. Серков Л. А., Кожов К. Б. Межрегиональное распределение энергетического потенциала на основе пространственной автокорреляции // Журнал экономической теории. 2020. Т. 17, № 4. С. 799–810. doi: 10.31063/2073–6517/2020.17–4.5.
18. Moran P. The interpretation of statistical maps // Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological). 1948. Vol. 10, No. 2. P. 243–251. doi: 10.2307/2983777.
19. Koenker R., Hallock K. Quantile regression // Journal of Economic Perspectives. 2001. Vol. 15. P. 143–156.
20. Cameron A. C., Trivedi P. K. Microeconometrics: Methods and Applications. 2005. New York : Cambridge University Press. 1152 p.
21. Koenker R. Quantile Regression. 2005. New York : Cambridge University Press. 281 p.
22. Hunter D. R., Lange K. Quantile regression via an MM algorithm // Journal of Computational and Graphical Statistics. 2000. Vol. 9. P. 60–77.
23. Frölich M., Melly B. Estimation of quantile treatment effects with Stata // Stata Journal. 2010. Vol. 10(3). P. 423–457.
24. Orsini N., Bottai M. Logistic quantile regression in Stata // Stata Journal. 2011. Vol. 11(3). P. 327–344.
25. Наумов И. В. Исследование межрегиональных взаимосвязей в процессах формирования инвестиционного потенциала территорий методами пространственного моделирования // Экономика региона. 2019. Т. 15, № 3. С. 720–735. doi 10.17059/2019–3-8.

References

1. Balash, V. A. & Phaizliev, A. R. (2008). The spatial correlation in statistical researches. *Vestnik Saratovskogo gosudarstvennogo sotsialno-ekonomicheskogo universiteta [Vestnik of Saratov State Socio-Economic University]*, 4(23), 122–125. (In Russ).
2. Burtseva, S. A. (2005). *Globalizatsiya: geostatisticheskiy podkhod [Globalization: a geostatistical approach]*. Moscow: Finance and Statistics, 448. (In Russ).
3. Demyanov, V. V. & Savelyeva, E. A. (2010). *Geostatistika: teoriya i praktika [Geostatistics: theory and practice]*. Moscow: Science, 327. (In Russ).
4. Mitrofanov, A. Yu. (2002). *Kontsentratsiya v ekonomike i ekonomicheskoy geografii: uchebnoe posobie [Concentration in economics and economic geography: a textbook]*. Saratov: Saratov University Press, 76. (In Russ).
5. Alonso, W. (1964). *Location and Land Use*. Harvard University Press: Cambridge, MA, 206.
6. Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 304.
7. Minakir, P. A. (2015). Spatial Interdisciplinary Synthesis: Experience of Policy Studies. *Regional Research of Russia*, 5, 299–309.
8. Petrov, M. B. & Kurushina, E. V. (2018). Methodology of managing the spatial development based on the interregional. *Zhurnal ekonomicheskoy teorii [Russian journal of Economic Theory]*, 15(4), 592–606. DOI: 10.31063/2073–6517/2018.15–4.5. (In Russ).
9. Tatarin, A. I. (2012). Development of the economic space of Russia's regions on the basis of cluster principles. *Ekonomicheskie i sotsialnye peremeny. Fakty, tendentsii, prognoz [Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast]*, 3(21), 28–36. (In Russ).
10. Lavrikova, Yu. G., Andreeva, E. L. & Ratner, A. V. (2020). The Impact of Foreign Economic Activity on Regional Development: Comparative Analysis of Russian and Foreign Experience. *Ekonomicheskie i sotsialnye peremeny. Fakty, tendentsii, prognoz [Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast]*, 13(6), 54–67. DOI: 10.15838/esc.2020.6.72.3. (In Russ).
11. Demidova, O. A. & Ivanov, D. S. (2016). Models of Economic Growth with Heterogenous Spatial Effects: The Case of Russian Regions. *Ekonomicheskiy zhurnal Vysshey Shkoly Ekonomiki [The HSE Economic Journal]*, 20(1), 52–75. (In Russ).

12. Dubrovskaya, Yu. V. (2017). Instruments and institutions of inter-regional interaction activation in the Russian economy. *Vestnik Omskogo universiteta [Herald of Omsk University]*, 4(60), 34–44. DOI: 10.25513/1812–3988.2017.4.34–44. (In Russ).
13. Lesage, J. P. (2008). An Introduction to spatial econometrics. *Revue d'économie industrielle*, 123, 19–44.
14. Mariev, O. S. & Teplyakov, N. S. (2020). Econometric Modelling of the Impact of Knowledge Diffusion and Other Factors on Exports of Russian Regions. *Zhurnal ekonomicheskoy teorii [Russian Journal of Economic Theory]*, 17(4), 811–819. DOI: 10.31063/2073–6517/2020.17–4.6. (In Russ).
15. Moran, P. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37, 17–23.
16. Anselin, L., Gallo, J. L. & Jayet, H. (2008). Spatial panel econometrics. In: *The Econometrics of Panel Data* (pp. 625–660). DOI: 10.1007/978–3–540–75892–1-19.
17. Serkov, L. A. & Kozhov, K. B. (2020) Interregional Distribution of Energy Potential Based on Spatial Autoregression. *Zhurnal ekonomicheskoy teorii [Russian journal of Economic Theory]*, 17(4), 799–810. DOI: 10.31063/2073–6517/2020.17–4.5. (In Russ).
18. Moran, P. (1948). The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 10(2), 243–251. DOI: 10.2307/2983777.
19. Koenker, R. & Hallock, K. (2001). Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15, 143–156.
20. Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press, 1152.
21. Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. New York: Cambridge University Press, 281.
22. Hunter, D. R. & Lange, K. (2000). Quantile regression via an MM algorithm. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 9, 60–77.
23. Frölich, M. & Melly, B. (2010). Estimation of quantile treatment effects with Stata. *Stata Journal*, 10(3), 423–457.
24. Orsini, N. & Bottai, M. (2011). Logistic quantile regression in Stata. *Stata Journal*, 11(3), 327–344.
25. Naumov, I. V. (2019). Investigation of the Interregional Relationships in the Processes of Shaping the Territories' Investment Potential Using the Methods of Spatial Modelling. *Ekonomika regiona [Economy of region]*, 15(3), 720–735. DOI: 10.17059/2019–3-8. (In Russ).

Информация об авторах

Петров Михаил Борисович — доктор технических наук, кандидат экономических наук, доцент, руководитель Центра развития и размещения производительных сил, Институт экономики УрО РАН; Scopus Author ID: 55970815800; <https://orcid.org/0000-0002-3043-6302> (Российская Федерация, 620014, г. Екатеринбург, ул. Московская, 29; e-mail: michpetrov@mail.ru).

Серков Леонид Александрович — кандидат физико-математических наук, доцент, старший научный сотрудник Центра развития и размещения производительных сил, Институт экономики УрО РАН; Scopus Author ID: 57216791028; <http://orcid.org/0000-0002-3832-3978> (Российская Федерация, 620014, г. Екатеринбург, ул. Московская, 29; e-mail: dsge2012@mail.ru).

Кожов Константин Борисович — кандидат технических наук, старший научный сотрудник Центра развития и размещения производительных сил, Институт экономики УрО РАН; <https://orcid.org/0000-0003-3694-564X> (Российская Федерация, 620014, г. Екатеринбург, ул. Московская, 29; e-mail: jefytt11@mail.ru).

About the authors

Mikhail B. Petrov — Dr. Sci. (Engin.), Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor, Head of the Center for Development and Location of Productive Forces, Institute of Economics of the Ural Branch of RAS; Scopus Author ID: 55970815800; <https://orcid.org/0000-0002-3043-6302> (29, Moskovskaya St., Ekaterinburg, 620014, Russian Federation; e-mail: michpetrov@mail.ru).

Leonid A. Serkov — Cand. Sci. (Phys.-Math.), Associate Professor, Senior Research Associate of the Center for Development and Location of Productive Forces, Institute of Economics of the Ural Branch of RAS; Scopus Author ID: 57216791028; <http://orcid.org/0000-0002-3832-3978> (29, Moskovskaya St., Ekaterinburg, 620014, Russian Federation; e-mail: dsge2012@mail.ru).

Konstantin B. Kozhov — Cand. Sci. (Engin.), Senior Research Associate of the Center for Development and Location of Productive Forces, Institute of Economics of the Ural Branch of the RAS; <https://orcid.org/0000-0003-3694-564X> (29, Moskovskaya St., Ekaterinburg, 620014, Russian Federation; e-mail: jefytt11@mail.ru).

Дата поступления рукописи: 02.04.2021.

Прошла рецензирование: 25.05.2021.

Принято решение о публикации: 18.06.2021.

Received: 2 Apr 2021.

Reviewed: 25 May 2021.

Accepted: 18 Jun 2021.