

ТЕРРИТОРИАЛЬНАЯ ОРГАНИЗАЦИЯ И УПРАВЛЕНИЕ

DOI: 10.15838/ptd.2025.4.138.2

УДК 332.122 | ББК 65.04.

© Манаева И.В., Журавлев Д.М., Мельников В.В.

МЕТОДИЧЕСКИЙ ПОДХОД К ИДЕНТИФИКАЦИИ АГЛОМЕРАЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ В ПРОСТРАНСТВЕННОЙ ЭКОНОМИКЕ



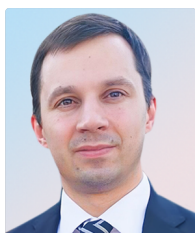
ИННА ВЛАДИМИРОВНА МАНАЕВА

Белгородский государственный национальный исследовательский университет

Белгород, Российская Федерация

e-mail: kafmirec_bsu@mail.ru

ORCID: 0000-0002-4517-7032; ResearcherID: 57191902461



ДЕНИС МАКСИМОВИЧ ЖУРАВЛЕВ

Научно-исследовательский институт социальных систем

при МГУ имени М.В. Ломоносова

Москва, Российская Федерация

e-mail: jdenis@niiss.ru

ORCID: 0000-0001-5447-3119; ResearcherID: AАН-1487-2019



ВАДИМ ВЯЧЕСЛАВОВИЧ МЕЛЬНИКОВ

Научно-исследовательский институт социальных систем

при МГУ имени М.В. Ломоносова

Москва, Российская Федерация

e-mail: melnikov@niiss.ru

ORCID: 0009-0009-2562-944X; ResearcherID: KRP-8186-2024

На современном этапе глобализационного развития вопросы пространственного развития Российской Федерации и ее субъектов актуализируют необходимость разработки в регионах РФ методических подходов, позволяющих идентифицировать агломерационные процессы. Исследование проведено на основе авторского алгоритма их идентификации в пространственной экономике с применением индекса Морана. На первом этапе (анализ миграционного прироста в

Для цитирования: Манаева И.В., Журавлев Д.М., Мельников В.В. (2025). Методический подход к идентификации агломерационных процессов в пространственной экономике // Проблемы развития территории. Т. 29. № 4. С. 9–32. DOI: 10.15838/ptd.2025.4.138.2

For citation: Manaeva I.V., Zhuravlev D.M., Melnikov V.V. (2025). A methodological approach to identifying agglomeration processes in spatial economics. *Problems of Territory's Development*, 29(4), 9–32. DOI: 10.15838/ptd.2025.4.138.2

РФ за десятилетний период) в выборку включены 85 регионов России. На втором этапе (определение территорий, вовлеченных в агломерационный процесс) – Московская область и г. Москва, Ленинградская область и г. Санкт-Петербург, Тюменская область, Краснодарский край и Калининградская область. Период исследования – 2012–2023 гг. Информационной базой послужили сведения Федеральной службы государственной статистики, расчет линейных расстояний проводился по данным автомобильного портала. Научная новизна результатов исследования заключается в том, что через оценку пространственной автокорреляции и использование индекса Морана для выявления степени связанности территорий определены муниципальные образования, с разной степенью интенсивности вовлеченные в агломерационный процесс. Полученные результаты могут послужить научной базой для принятия эффективных управленческих решений руководством российских регионов по развитию агломерационных процессов, а также применяться для оценки степени их интенсивности и разработки стратегии пространственного развития федеральными органами власти.

Агломерация, миграционный прирост, индекс Морана, плотность населения, пространственная автокорреляция, пространственная экономика.

Введение

На сегодняшний день вопросы пространственного развития субъектов и в целом Российской Федерации приобретают особую популярность по ряду причин. Во-первых, остаются нерешенными проблемы высокой социально-экономической дифференциации российских городов и регионов: концентрация населения, финансовых ресурсов, научного потенциала, инноваций и технологий увеличивается в столичном регионе на фоне опустынивания периферийных территорий. Во-вторых, в условиях санкционной трансформации экономики пространство становится важнейшим ресурсом развития РФ, что определяет принципы, приоритеты и задачи пространственного развития для достижения национальных целей с учетом необходимости эффективного использования имеющихся ресурсов. В-третьих, на основе неверного понимания пространственной организации, взаимосвязи территорий, без взаимодействия внутри регионов можно получить искаженную картину исследуемого объекта, что приведет к неправильным результатам. В-четвертых, в Стратегии пространственного развития Российской Федерации на

период до 2030 года¹ агломерации определены как основа полицентричной модели развития России, где экономический рост будет распределен между Москвой, городами-миллионниками и новыми центрами (Республика Крым, Дальний Восток). Главная задача – избежать чрезмерной концентрации в столице и создать условия для роста региональных агломераций. Все это диктует необходимость дальнейшего исследования, идентификации и оценки эффективности агломерационных процессов в пространственной экономике РФ.

Целью данного исследования выступает идентификация агломерационных процессов посредством оценки с помощью индекса Морана. Для достижения поставленной цели необходимо решить следующие задачи:

- провести анализ теоретико-методологических работ российских и зарубежных ученых по заявленной проблематике;
- сформировать алгоритм идентификации агломерационных процессов с обоснованием расчетного аппарата индекса Морана;
- представить расчетные данные, сделать выводы и рекомендации.

¹ Распоряжение Правительства Российской Федерации от 28.12.2024 № 4146-п. URL: <http://government.ru/docs/all/157308> (дата обращения 30.06.2025).

Теоретический и библиографический обзор

В рамках данного исследования целесообразно представить литературный обзор по двум направлениям: агломерационные процессы в пространственной экономике и применение индекса Морана в экономических исследованиях.

Агломерационные процессы в пространственной экономике. Исследованию агломерационных процессов большое внимание уделяется представителями новой экономической географии. По результатам ряда эмпирических исследований утверждалось, что агломерационный процесс продолжается до определенного момента – начала процесса рассеивания (*dispersion*), когда центробежные силы начинают превалировать над центростремительными.

Основополагающими работами новой экономической географии являются труды П. Кругмана. По мнению ученого, «низкие транспортные расходы и экономия от масштаба стимулируют агломерационные процессы» (Krugman, 1991), «низкие транспортные расходы приводят к агломерационным процессам: концентрации видов промышленности в том регионе, где начальные условия лучше, при средних транспортных издержках агломерационные процессы происходят тогда, когда начальные условия значительно разнятся между регионами» (Krugman, Venables, 1996).

Испанский ученый Д. Пуга утверждает, что «при наличии мобильности рабочей силы высокие торговые расходы приводят к конвергенции, низкие торговые расходы стимулируют агломерационные процессы» (Puga, 1999). М. Фуджита и Х. Огава заключают, что агломерационные процессы в регионе характеризуются экономическими отношениями между производителями, и эти связи становятся менее эффективными с ростом расстояния между ними (Fujita, Ogawa, 1982). Ф. Мартен и Г.И.П. Оттавиано по результатам эмпирических исследований пришли к выводу, что «если изначально большее количество компаний создают товары с различными характеристиками

в одном регионе, то процесс агломерации возникает в этом регионе, так как затраты на инновации будут ниже. Именно в этом регионе сосредотачиваются все инновационные разработки» (Martin, Ottaviano, 2001). Наличие квалифицированных трудовых ресурсов в регионе и готовность инвестировать в необходимую инфраструктуру усиливают воздействие агломерации (Bolter, Robey, 2020).

В отдельных работах исследование агломерационных процессов проводится путем определения близости отраслей при партнерском обмене знаниями и идеями (Nooteboom, Towards, 1992). Ученые выделяют связанное разнообразие, которое «возникает между секторами, склонными к взаимодополнению и совместному использованию навыков», и не связанное разнообразие, которое приводит к «формированию «эффекта портфеля» – диверсифицированной экономике, способной противостоять внешним негативным воздействиям и рискам» (Frenken et al., 2007).

Интенсивно протекающие агломерационные процессы приводят к возникновению агломерационных эффектов, что позволяет фирмам получить конкурентное преимущество от их совместного размещения на географической территории (Рыбкин, Бабурин, 2019). Агломерационные эффекты являются одной из основных причин различий производительности в национальном масштабе (Meekes, Hassink, 2023). Эмпирическое исследование агломерационных эффектов осуществляется как зарубежными, так и российскими учеными.

Исследования, проведенные по данным американских штатов, показывают, что агломерационные эффекты, возникающие в результате концентрации людей и бизнеса в городах, оказывают значительно более выраженное влияние на экономическую продуктивность, чем негативные последствия перегруженности (Porter, 1998). Чем больше население города, тем выше производительность труда. Это может быть объяснено тем, что в крупных городах сосредоточено больше возможностей для обучения и про-

фессионального роста, а также разнообразие отраслей способствует инновациям и повышению эффективности (Sveikauskas, 1975). Увеличение численности населения города вдвое может привести к росту производительности на 3–8% (Rosenthal, Strange, 2003), агломерационные эффекты являются источником пространственного потенциала для формирования локальных периферийных центров (Олифир, 2024). Н.Н. Киселева с соавторами заключают, что «агломерационный эффект проявляется в виде концентрации производителей конечных товаров и услуг. Этот эффект влечет увеличение разнообразных услуг, поддерживает значительное число обслуживающих фирм, приводит к размещению большого числа фирм-экспортеров и более высокой эффективности их деятельности» (Киселева и др., 2016). С.Н. Растворцева и С.Д. Блохина по результатам проведенных расчетов утверждают: «...агломерационные эффекты редко появляются вследствие каких-то внезапных причин, а становятся итогом проведения региональной и национальной политики. Велико влияние изначально заданных факторов развития – исторических, культурных, демографических» (Растворцева, Блохина, 2024). Е.А. Коломак подтвердила значимость положительных агломерационных эффектов для юга Сибири. Так, ученый заключает, что «размещение экономической активности юга Сибири имеет специфическую пространственную структуру и полученные результаты, очевидно, являются следствием сочетания факторов, которые способствуют возникновению и развитию агломерационных эффектов» (Коломак, Шерубнёва, 2023). В.В. Акимова и Ф.М. Чернецкий изучают агломерационные эффекты в промышленном развитии Республики Кореи. Наибольшее их положительное влияние ученые выявили в секторе услуг. По результатам проведенных расчетов пришли к выводам, что «для услуг в целом важнее агломерация урбанизации, чем агломерация локализации. Обратная ситуация наблюдается в добывающей про-

мышленности и сельском хозяйстве, где эффекты Джекобс оказывают негативное воздействие» (Акимова, Чернецкий, 2024). Е.Д. Копытова и С.С. Патракова подчеркивают, что «количественная оценка агломерационного эффекта представляет собой наибольшую сложность в общей диагностике пространственной концентрации» (Копытова, Патракова, 2024).

На сегодняшний день унифицированная методика идентификации агломерационных процессов в экономической науке отсутствует. Исследователи активно применяют различного рода коэффициенты и индексы: индекс Тейла (Коломак, 2013; Малкина, 2016), индекс Джини (Krugman, 1991; Paluzie et al., 2001), индекс Херфиндала – Хиршмана (Суворова, Котлярова, 2023; Han, Song, 2021), индекс специализации и др., которые характеризуют процессы концентрации социально-экономической активности в пространственной экономике и позволяют оценить влияние агломерационных процессов на динамику межрегиональной дифференциации (Pütz, 2016), что определяет актуальность и значимость данной работы.

Индекс Морана в экономических исследованиях. Ю. Чен показал четыре подхода к вычислению индекса Морана, что способствовало развитию аналитического процесса пространственной автокорреляции (Chen, 2013). Ученые предлагают различные варианты по улучшению расчетов и области применения индекса Морана. Ю. Ван с соавторами представили методы по совершенствованию оценки глобального и локального индекса Морана отдельно для больших и малых выборок (Wang et al., 2023). Ц. Чжан с соавторами расширили теорию пространственного индекса Морана, представив матрицу индекса Морана, подходящую для анализа пространственной автокорреляции нескольких переменных. На основе алгебраического значения матрицы индекса Морана предложено несколько комплексных оценочных показателей, подходящих для теории многомерной пространственной автокорреляции (Zhang et al., 2023).

Подчеркнем, что индекс Морана используется в геологии (Nosek, Netrdová, 2017; Yeh, Liaw, 2021); биологии (Mielke et al., 2020; Ficetola et al., 2020); социальной экономике (Builes-Jaramillo, Lotero, 2020) и других научных сферах.

Индекс Морана нашел широкое применение в работах российских ученых: Ю.В. Павлов, Е.Н. Королева с помощью данного индекса идентифицируют кластеры и подкластеры (Павлов, Королева, 2014); В.А. Русановский, В.А. Марков измеряют пространственную локализацию безработицы (Русановский, Марков, 2016); В.М. Тимирьянова изучает пространственную зависимость объема отгруженной продукции (Тимирьянова, 2020). А.В. Суворова представила подход идентификации прямых и обратных эффектов развития полюсов роста по средствам расчета глобального и локального индекса Морана (Суворова, 2019). Ю.В. Дубровская использует индекс Морана для анализа цифровой неоднородности регионального развития РФ (Дубровская, 2020), оценки влияния цифровизации на рынок труда в разрезе специальностей (Dubrovskaya, Kozonogova, 2021).

Представители Уральской школы пространственного моделирования И.В. Наумов, Н.Л. Никулина, С.С. Красных активно применяют индекс Морана в своих исследованиях при оценке межрегиональных взаимосвязей в процессах формирования инвестиционного потенциала территорий (Наумов, 2019) и пространственной неоднородности размещения кадрового потенциала научно-исследовательской деятельности (Наумов, Никулина, 2023), в изучении межрегиональных взаимосвязей в процессах развития минерально-сырьевого комплекса РФ (Наумов, Красных, 2019) и анализе трансформации бюджетной самостоятельности региональных систем (Наумов, Никулина, 2021).

По мнению А.В. Рыбкина и В.Л. Бабурина, «глобальный индекс Морана выражает общую степень сходства операционных территориальных систем и позволяет выявить территориальные кластеры; с его помощью

также можно выявить ядра концентрации, зоны тяготения (в данном случае – спутники ядра городской агломерации), периферийную зону» (Рыбкин, Бабурин, 2019). Ученые заключают, что «территории, расположенные к квадрату *HL* (отрицательная автокорреляция), являются ядром либо субцентром, в квадрате *HH* (положительная автокорреляция) – субъекты имеют относительно высокие собственные значения и окружены субъектами с относительно высокими значениями анализируемого параметра, относятся к категории спутников, в квадрате *LH* (автокорреляция отрицательная) субъекты попадают под влияние ядра и субцентров, в квадрате *LL* (положительная автокорреляция) территории характеризуются относительно низкими собственными значениями и окружены субъектами также с относительно низкими значениями анализируемого показателя, не попадают в зону влияния ядра и субцентров, то есть являются периферией» (Рыбкин, Бабурин, 2019). Пространственная автокорреляция предоставляет возможность оценить наличие пространственных эффектов, которые возникают вследствие установления взаимосвязей между исследуемыми объектами по анализируемому параметру.

Методы и данные

Цель исследования может быть достигнута на основе методического аппарата оценки пространственной автокорреляции с использованием индекса Морана.

Выбор индекса Морана обусловлен рядом его преимуществ: данный метод позволяет охватить всю территорию региона, а не только ядро и спутниковую зону, демонстрирует общую картину пространственной зависимости, позволяет анализировать экономические показатели и провести сравнительную оценку разных субъектов и периодов, также не требуются данные потоков миграции.

На рисунке 1 представлен авторский алгоритм идентификации агломерационных процессов в пространственной экономике с применением индекса Морана.



Рис. 1. Алгоритм идентификации агломерационных процессов в пространственной экономике

Источник: составлено авторами.

На первом этапе исследования (анализ миграционного прироста в РФ за десятилетний период) в выборку включены 85 регионов России. Данные по Архангельской и Тюменской областям принимались отдельно, без включения автономных округов. Автономные округа учитывались как отдельные субъекты Федерации. ДНР, ЛНР, Запорожская и Херсонская области не вошли в выборку по причине отсутствия статистических данных. Поясним, что показатель «миграционный прирост» выбран для этого этапа исследования по ряду причин: показатель отражает привлекательность территории для населения, экономическую активность и потенциал роста. Агломерации растут за счет центростремительной миграции (переезд из малых, средних городов, сельской местности в крупные центры). Миграционный прирост – ключевой фактор развития агломерационных процессов, обеспечивающий агломерации трудовыми ресурсами и экономической динамикой.

На втором этапе (определение территорий, вовлеченных в агломерационный процесс) исследуются Московская область

с включением Москвы, Ленинградская область с включением Санкт-Петербурга, Тюменская область, Краснодарский край и Калининградская область. Период исследования – 2012–2023 гг. В анализ включены города и муниципальные районы вышеуказанных субъектов.

Полученный расчетным путем глобальный индекс Морана в сочетании с локальными индексами Морана позволит выявить:

- ядро агломерации, т. е. территорию с максимальной концентрацией плотности экономически активного населения / объема промышленного производства; это высокие положительные значения локального индекса Морана;

- субцентр – это территория с высокой значимостью, но меньшей интенсивностью, чем ядро агломерации, имеющая относительно высокие собственные значения и окруженная субъектами с относительно высокими значениями анализируемого параметра.

Детальный анализ и разложение локального индекса Морана (LISA) ядра агломерации относительно обследуемых территорий

(квадрат *LH*) позволяет определить муниципалитеты с максимальным значением *LISA* (по модулю) и идентифицировать их как зону влияния ядра. Подчеркнем, что при наличии нескольких ядер в регионе дифференциация их муниципалитетов-спутников (квадрат *HH*) проводится путем разложения локального индекса Морана (*LISA*) каждого ядра агломерации относительно территорий, расположенных в квадрате *HH*, населенные пункты, имеющие максимальные значения *LISA* (по модулю), идентифицируются как спутники ядра агломерации.

Информационной базой послужили данные Федеральной службы государственной статистики, расчет линейных расстояний проводился по данным автомобильного портала².

Результаты исследования и обсуждение

На первом этапе исследования был проведен анализ миграции населения как одного из главных индикаторов агломерационного процесса в пространственной экономике. Проведенный анализ позволил получить следующие выводы³. В 2012 году миграционный прирост наблюдался в 31 субъекте РФ, в остальных регионах имела место миграционная убыль населения. Миграционный прирост в целом по РФ в 2012 году равен 29. Таким образом, можем заключить, что в 21 субъекте миграционный прирост выше общероссийского. Максимальный уровень миграционного прироста зафиксирован в Московской области, Ленинградской области и городе Санкт-Петербурге.

В 2013 году лидером по уровню миграционного прироста является г. Санкт-Петербург. В целом в России миграционный прирост населения зафиксирован в 32 субъектах, выше общероссийского – в 19 субъектах.

В 2014 году первое место по анализируемому показателю занимала Московская область, также к числу лидеров относились Ленинградская и Калужская области. Город

Санкт-Петербург находился на четвертом месте. Подчеркнем, что в 2014 году миграционный приток населения в Калужскую область был обусловлен активным развитием автомобильных и фармацевтических кластеров, относительно высоким уровнем среднемесячных заработных плат (выше, чем в соседних регионах), а также переселенцами из Украины.

В 2015 году в городе Севастополе наблюдалось высокое значение миграционного прироста, что увеличивало дифференциацию регионов по данному показателю. В целом в 2015 году миграционный прирост зафиксирован в 34 субъектах, выше общероссийского – в 21 регионе.

В 2016 году миграционный прирост в Севастополе снизился, но город остался лидером по данному критерию, также максимальные значения анализируемого показателя зафиксированы в Московской и Ленинградской областях. В целом миграционный прирост зафиксирован в 36 субъектах, из которых в 21 – выше общероссийского уровня.

В 2017 году миграционный прирост наблюдался в 30 субъектах, выше общероссийского уровня – в 16. Лидерские позиции снова занимали Севастополь, Московская и Ленинградская области. В Севастополе наметилась тенденция на снижение показателя.

В 2018 году наблюдалось значимое снижение количества регионов с миграционным приростом – до 25 субъектов (в 18 уровней выше общероссийского), вызванное экономической стагнацией отдельных субъектов, снижением доли молодого мобильного населения.

В 2019 году число субъектов с миграционным приростом населения увеличилось до 40, при этом выше общероссийского уровня – до 25. Подчеркнем, что в 2019 году приток инвестиций в основной капитал в регионах РФ вырос на 4,5%⁴; стали учитывать временную регистрацию мигрантов, что формально увеличило прирост.

² Расстояние между городами. URL: <https://ru.maptons.com> (дата обращения 15.01.2025).

³ Статистические данные анализа не включены в текст статьи по причине ограниченного объема.

⁴ Данные Федеральной службы государственной статистики.

В 2020 году наблюдалось заметное снижение миграционного прироста в Севастополе и как результат – снижение дифференциации. Всего насчитывалось 35 субъектов с миграционным приростом населения в 2020 году, выше общероссийского уровня – 26. Лидерские позиции сохраняли Ленинградская и Калужская области. Важно отметить, что пандемия COVID-19 сформировала ряд тенденций в миграции населения: главным драйвером прироста стала внутренняя миграция при падении показателя трудовой миграции.

В 2021 году общее количество субъектов с миграционным приростом выросло до 44, при этом в 25 из них уровень миграционного прироста был выше общероссийского. Стабильными лидерами являлись Севастополь, Ленинградская и Московская области. В целом наблюдалась тенденция на частичное восстановление миграционных потоков. Введение льготной ипотеки стимулировало миграцию населения в Белгородскую, Липецкую и Калужскую области.

По данным Федеральной службы государственной статистики, в 2022 году в целом по Российской Федерации зафиксирован максимальный миграционный прирост за последние 30 лет. Основная причина – приток населения из регионов Украины, ДНР, ЛНР в связи с проведением специальной военной операции, при этом наблюдал-

ся отток населения из приграничных, ранее привлекательных субъектов – Белгородской и Курской областей.

В 2023 году количество регионов с миграционным приростом увеличилось до 38, при этом в 25 из них уровень миграционного прироста был выше общероссийского. Сохранялась тенденция оттока населения из приграничных с Украиной регионов (Белгородская, Брянская, Курская области). Увеличивался приток переселенцев в южные регионы (Ростовская область, Ставропольский край).

На следующем этапе определим уровень миграционного прироста:

$$Dif = \frac{Migr_{max} - Migr_{min}}{4}, \quad (1)$$

где:

$Migr_{max}$ – максимальное значение коэффициента миграционного прироста в выборке регионов РФ в анализируемый год;

$Migr_{min}$ – минимальное значение коэффициента миграционного прироста в выборке регионов РФ в анализируемый год;

Dif – расчетный индекс для определения уровня миграционного прироста в регионах РФ в анализируемый год.

Полученные расчетным путем условия для определения уровня миграционного прироста в регионах РФ представлены в *таблице 1*.

Таблица 1. Диапазон коэффициента миграционного прироста для определения уровня миграционного прироста в регионах РФ в 2012–2023 гг., число прибывших на 10 000 чел.

Год	Высокий уровень миграционного прироста	Уровень миграционного прироста выше среднего	Уровень миграционного прироста ниже среднего	Низкий уровень миграционного прироста
2012	216–163	163–109	109–55	55–1
2013	234–176	176–118	118–60	60–2
2014	205–154	154–103	103–52	52–1
2015	933–700	700–468	468–235	235–1
2016	484–364	364–243	243–121	121–1
2017	464–349	349–233	233–117	117–1
2018	435–327	327–218	218–110	110–1
2019	474–356	356–237	237–120	120–1
2020	220–166	166–112	112–58	58–1
2021	352–265	265–177	177–90	9–2
2022	237–178	178–119	119–60	60–1
2023	184–139	139–93	93–47	47–1

Для оценки вовлеченности территорий в агломерационный процесс в данной работе применялся авторский методический подход, согласно которому в регионах с высоким, выше среднего и ниже среднего уровнем миграционного прироста протекают агломерационные процессы различной степени интенсивности. Таким образом, в выборку исследования включены субъекты, которые за весь период 2012–2023 гг. (ежегодно в течение двенадцати лет) имели выше обозначенный уровень миграционного прироста: Москва, Московская область, Санкт-Петербург, Ленинградская область, Тюменская область, Краснодарский край, Калининградская область. Высокий уровень миграционного прироста в городе Севастополе в отдельные годы сместил ряд регионов в группу с миграционным приростом «низкий». Считаем, что данный факт не является показателем отсутствия либо снижения интенсивности агломерационного процесса в данных субъектах. Город Севастополь не включен в выборку по причине отсутствия статических данных за часть анализируемого периода.

По результатам проведенных расчетов получено ограниченное число субъектов РФ, для которых фиксируют агломерационные процессы, их количество меньше числа уже сложившихся городских агломераций различного уровня, указанных в Стратегии пространственного развития Российской Федерации⁵. Поясним ряд причин данного

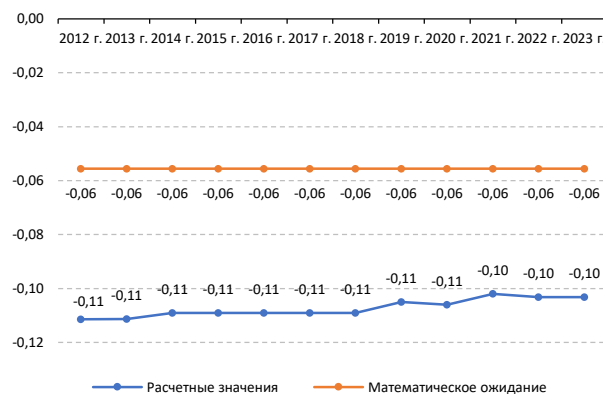
несоответствия. Во-первых, существуют разные критерии выделения агломераций: формальные (административно-статические) агломерации могут включать города-спутники и прилегающие территории, даже если между ними нет интенсивных социально-экономических связей; реальные (функциональные) формируются при наличии значительной маятниковой миграции, общего рынка труда. Во-вторых, миграционный прирост фиксирует долгосрочное перемещение населения, а не маятниковую миграцию. В крупных формальных агломерациях уровень миграционного прироста может быть низким при отсутствии высокооплачиваемых рабочих мест и низкого качества жизни. В-третьих, в отдельных агломерациях наблюдается значительная маятниковая миграция, но не долгосрочный прирост населения.

На следующем этапе исследования определим территории, вовлеченные в агломерационный процесс в каждом регионе путем оценки их связанности по показателю «плотность населения».

На рисунке 2 представлены результаты оценки динамики индекса Морана по показателю «плотность населения» в обследуемых субъектах; на рисунках 3–7 даны диаграммы пространственного распределения (плотность населения) в обследуемых субъектах в 2023 году; в таблицах 2–6 – группировка муниципальных образований обследуемых регионов по индексу Морана (плотность населения) в 2023 году.



А) Московская область с включением Москвы



Б) Ленинградская область с включением Санкт-Петербурга

⁵ Распоряжение Правительства Российской Федерации от 28.12.2024 № 4146-р. URL: <http://government.ru/docs/all/157308> (дата обращения 30.06.2025).

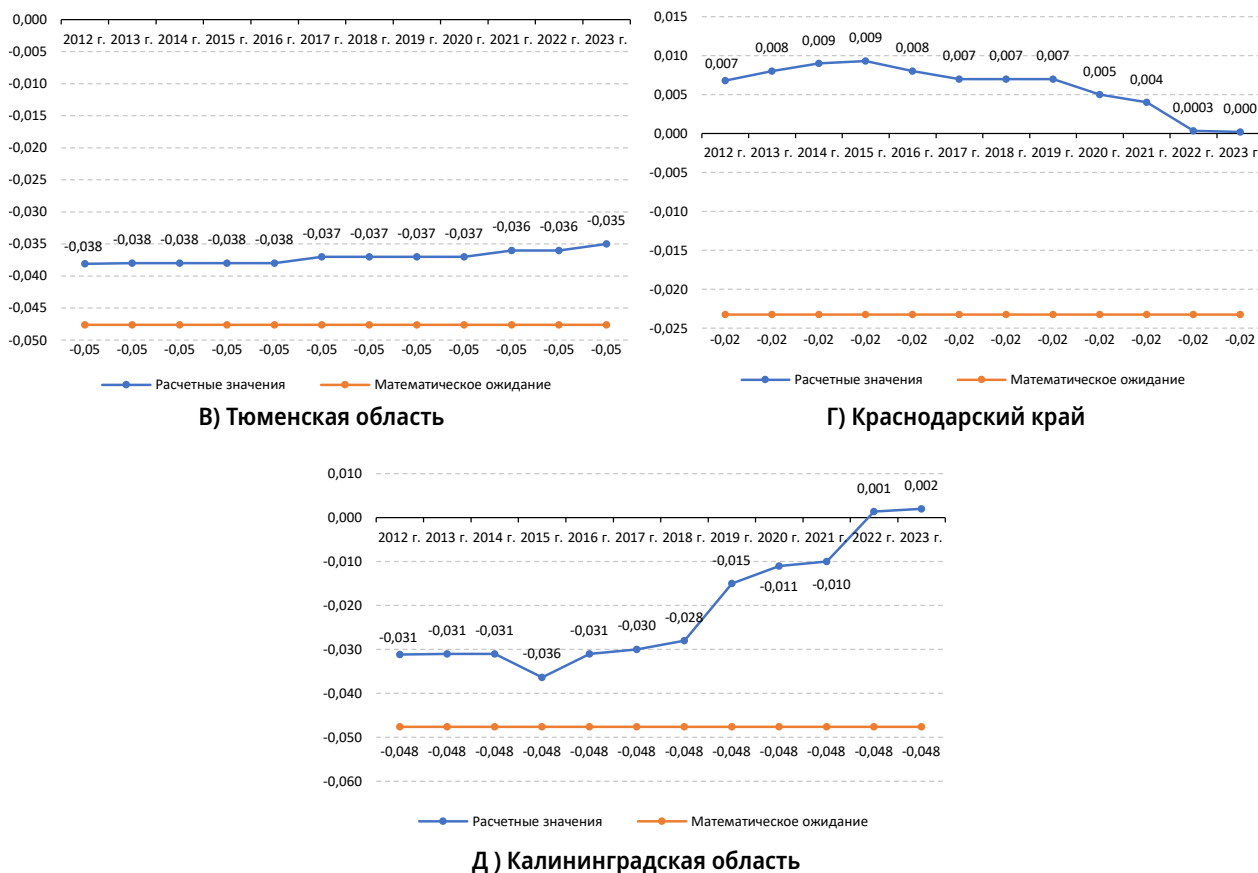


Рис. 2. Динамика индекса Морана по показателю «плотность населения» в регионах РФ в 2012–2023 гг.

Рассчитано по: Федеральная служба государственной статистики. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения 25.12.2024).

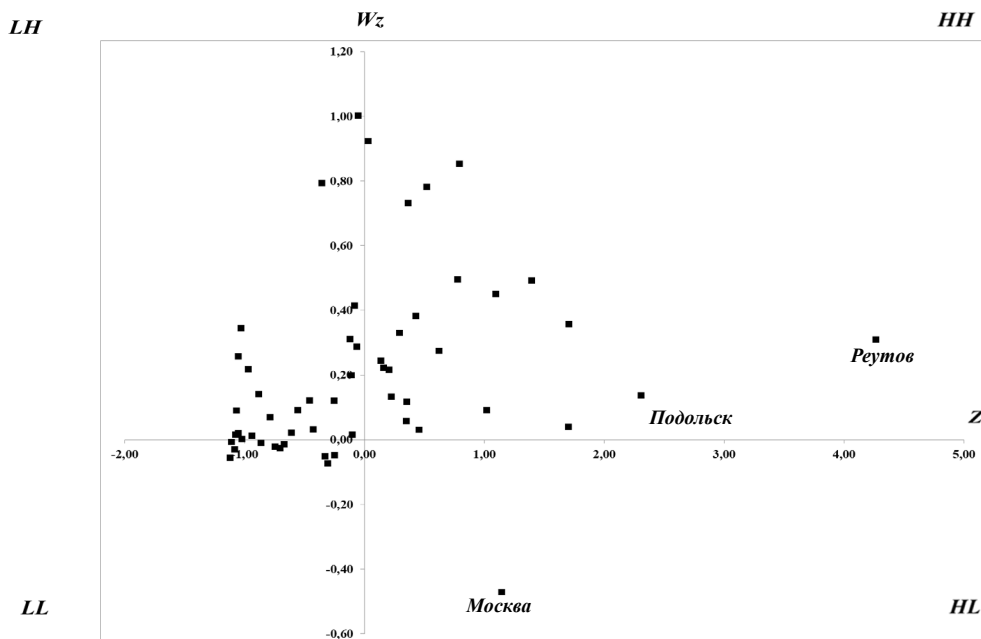


Рис. 3. Диаграмма пространственного распределения (плотность населения) в городах Московской области с включением Москвы в 2023 году

Рассчитано по: Федеральная служба государственной статистики. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения 25.12.2024).

Таблица 2. Группировка городов Московской области по индексу Морана (плотность населения) в 2023 году

<i>ЛН (зона влияния ядра/субцентра)</i>				<i>НН (спутники ядра/субцентра)</i>			
Субъект	Z	W_z	LISA	Субъект	Z	W_z	LISA
Балашиха	-0,05	1,00	-0,001	Орехово-Зуево	1,70	0,04	0,0012
Химки	-0,09	0,41	-0,001	Подольск	2,31	0,14	0,01
Мытищи	-0,36	0,79	-0,005	Королев	0,78	0,50	0,01
Домодедово	-1,03	0,35	-0,01	Люберцы	0,79	0,85	0,01
Раменское	-0,11	0,20	-0,0004	Красногорск	0,13	0,25	0,001
Сергиев Посад	-0,26	0,12	-0,001	Электросталь	0,22	0,13	0,001
Ногинск	-0,06	0,29	-0,0003	Одинцово	0,16	0,22	0,001
Волоколамск	-1,02	0,00	-0,0001	Серпухов	0,45	0,03	0,0003
Воскресенск	-1,08	0,02	-0,0003	Щелково	0,03	0,92	0,001
Дмитров	-1,07	0,09	-0,002	Долгопрудный	0,62	0,28	0,003
Дубна	-0,61	0,02	-0,0003	Пушкино	1,09	0,45	0,01
Истра	-0,43	0,03	-0,0003	Реутов	4,26	0,31	0,02
Клин	-1,05	0,02	-0,0004	Дзержинск	0,36	0,73	0,01
Красноармейск	-1,06	0,26	-0,005	Ивантеевка	1,39	0,49	0,01
Можайск	-0,94	0,01	-0,0002	Котельники	0,52	0,78	0,01
Павловский Посад	-0,46	0,12	-0,001	Краснознаменск	0,35	0,12	0,001
Протвино	-0,56	0,09	-0,001	Лобня	0,20	0,22	0,001
Солнечногорск	-0,10	0,02	-0,00003	Лосино-Петровский	0,29	0,33	0,002
Черноголовка	-0,97	0,22	-0,004	Лыткарино	0,43	0,38	0,003
Электрогорск	-0,88	0,14	-0,002	Наро-Фоминск	0,35	0,06	0,0004
Жуковский	-0,12	0,31	-0,001	Фрязино	1,70	0,36	0,01
Звенигород	-0,79	0,07	-0,0010	Чехов	1,02	0,09	0,002
<i>ЛЛ (зона периферии)</i>				<i>НЛ (ядро/субцентр)</i>			
Субъект	Z	W_z	LISA	Субъект	Z	W_z	LISA
Коломна	-0,25	-0,05	0,0002	Москва	1,14	-0,47	-0,01
Егорьевск	-1,11	-0,01	0,0001				
Зарайск	-1,12	-0,06	0,001				
Кашира	-0,75	-0,02	0,0003				
Луховицы	-0,31	-0,07	0,0004				
Рошаль	-0,86	-0,01	0,0001				
Руза	-0,71	-0,03	0,0003				
Серебряные Пруды	-1,08	-0,03	0,001				
Ступино	-0,33	-0,05	0,0003				
Шатура	-0,67	-0,01	0,0002				

Рассчитано по: Федеральная служба государственной статистики. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения 25.12.2024).

Таким образом, полученные расчетным путем значения индекса Морана и их сравнение с математическим ожиданием позволяют сделать выводы о наличии положительной пространственной автокорреляции, т. е. значения наблюдений для соседних территорий близки друг к другу, что в свою очередь свидетельствует о наличии агломерационных процессов в Московской области (рис. 2А). Значимая положительная динамика индекса Морана подчеркивает активное развитие агломерационных процессов в городах Московской области с включением Москвы. По данным, представленным на рисунке 3, можем заключить, что ядром выступает Москва. К категории «спутники» относятся 22 города. Это территории с максимальной концентрацией населения, куда направлены потоки миграции со всей территории страны. При этом плотность населения в городах Московской области выше, чем в Москве, т. е. работают классические законы новой экономической географии: «дорогая» жизнь (стоимость недвижимости) в Москве спровоцировала более высокую концентрацию населения в Московском регионе по причине приобретения и аренды жилья. Население трудоустраивается в столице, а также пользуется культурными, медицинскими, спортивными услугами и т. д. Отдельно необходимо выделить 10 городов Московской области (квадрат LL), которые не входят в зону влияния «субцентра» и «спутника», следовательно, являются непривлекательными для миграции населения.

Итак, при оценке Ленинградской области с включением города Санкт-Петербурга получили расчетный индекс Морана ниже математического ожидания (рис. 2Б), т. е. значения показателя «плотность населения» соседних территорий отличаются, что свидетельствует об отсутствии интенсивных агломерационных процессов в границах данного субъекта. По данным, представленным на рисунке 4 и в таблице 3, видим, что ядром агломерации выступает Санкт-Петербург, у которого есть один город-спутник Сосновый Бор ($LISA\ 0,01$). В зону влия-

ния «ядра» и «спутника» попадает одиннадцать городов Ленинградской области (квадрат LH).

По данным, представленным на рис. 2Б, можем сделать вывод о наличии положительной пространственной автокорреляции в муниципалитетах Тюменской области по показателю «плотность населения» и, следовательно, об активно протекающих агломерационных процессах на территории данного субъекта РФ. Важно отметить намеченную незначительную, но положительную динамику индекса Морана, также свидетельствующую об усилении агломерационных процессов. Анализ *LISA* позволяет выделить спутники ядра и зоны их влияния. Спутниками Тюмени по полученным расчетам являются Заводоуковск ($LISA\ 0,02$) и Ялуторовск ($LISA\ 0,01$), в зону влияния попадают Нижнетагильский ($LISA\ -0,01$) и Исетский ($LISA\ -0,002$) муниципальные районы.

Тобольск – один из ключевых городов Тюменской области, промышленное и культурное ядро северной части региона, его роль в развитии агломерационных процессов субъекта растет, что подтверждено расчетными данными. В наибольшую зону влияния Тобольска попадает Уватский ($LISA\ -0,0005$) и Вагайский ($LISA\ -0,001$) муниципальные районы. Можем предположить, что при развитии транспортной инфраструктуры и нефтехимического кластера Тобольск сформирует собственную агломерационную зону.

По результатам расчетных данных статус «ядра» получен для важного экономического и транспортного узла на юге Тюменской области – города Ишим (рис. 5; табл. 4). Разложение локального индекса Морана (*LISA*) Ишима относительно территорий, расположенных в квадрате LH , позволило идентифицировать зону его влияния – Абатский ($LISA\ -0,01$), Бердюжский ($LISA\ -0,01$), Казанский ($LISA\ -0,01$) муниципальные районы. При развитии связей с малыми городами региона Ишим в перспективе может сформировать локальную агломерацию.

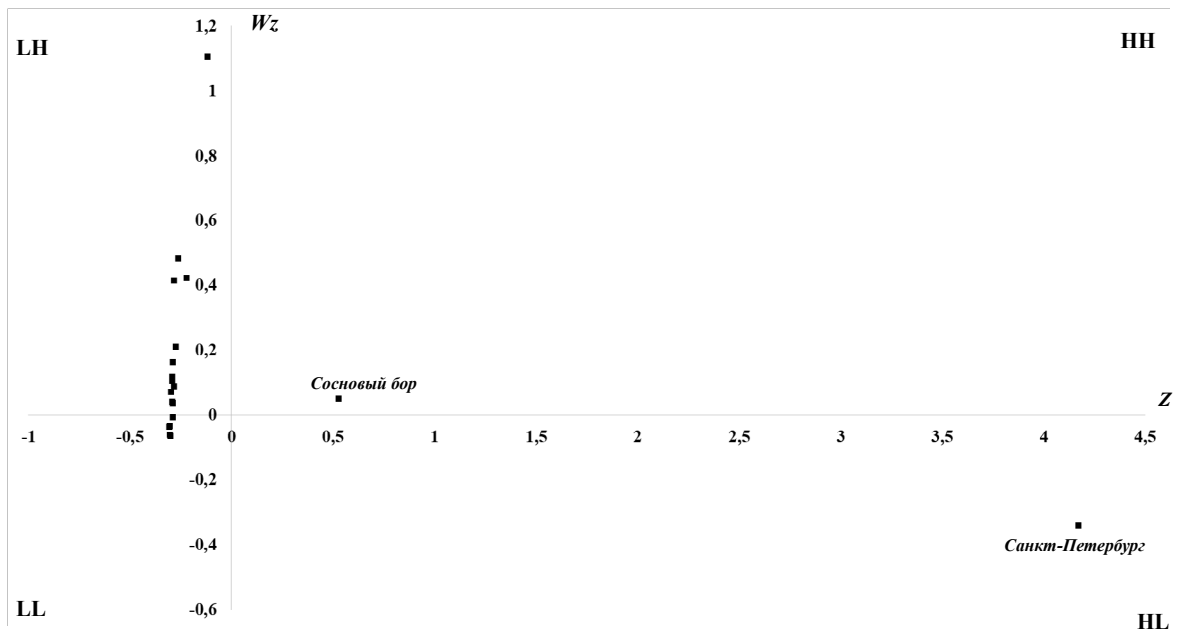


Рис. 4. Диаграмма пространственного распределения (плотность населения) в муниципалитетах Ленинградской области с включением Санкт-Петербурга в 2023 году

Рассчитано по: Федеральная служба государственной статистики.

URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения 25.12.2024).

Таблица 3. Группировка городов Ленинградской области по индексу Морана (плотность населения) в 2023 году

ЛН (зона влияния ядра/субцентра)				НН (спутники ядра/субцентра)			
Субъект	Z	W_z	LISA	Субъект	Z	W_z	LISA
Волосово	-0,289	0,160712	-0,002	Сосновый бор	0,527172	0,049306	0,002
Волхов	-0,291	0,038476	-0,001				
Всеволожск	-0,118	1,103306	-0,007				
Гатчина	-0,222	0,421481	-0,01				
Кингисепп	-0,283	0,088298	-0,001				
Кировск	-0,283	0,413421	-0,01				
Ломоносов	-0,263	0,481679	-0,01				
Луга	-0,298	0,069663	-0,0011				
Приозерск	-0,292	0,105132	-0,002				
Сланцы	-0,289	0,035301	-0,001				
Тосно	-0,273	0,209848	-0,003				
ЛЛ (зона периферии)				НЛ (ядро/субцентр)			
Субъект	Z	W_z	LISA	Субъект	Z	W_z	LISA
Бокситогорск	-0,303	-0,06152	0,001	Санкт-Петербург	4,170246	-0,34089	-0,07
Кириши	-0,288	-0,00748	0,0001				
Лодейное Поле	-0,305	-0,03391	0,001				
Подпорожье	-0,307	-0,036	0,001				
Тихвин	-0,2999	-0,06478	0,001				

Рассчитано по: Федеральная служба государственной статистики. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения 25.12.2024).

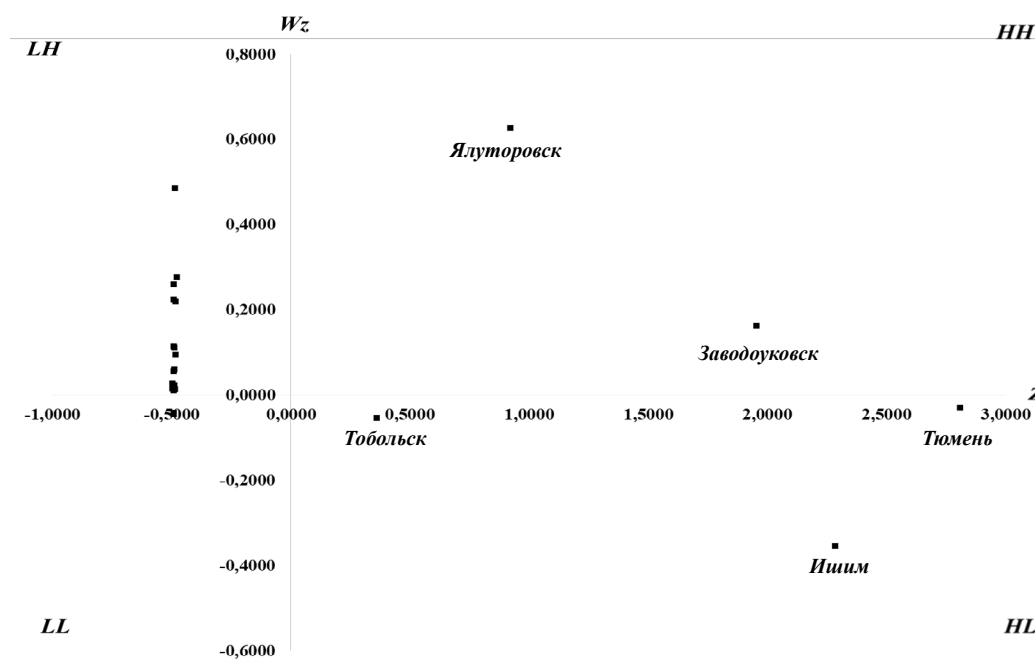


Рис. 5. Диаграмма пространственного распределения (плотность населения) в муниципалитетах Тюменской области в 2023 году

Рассчитано по: Федеральная служба государственной статистики.

URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения 25.12.2024).

Таблица 4. Группировка муниципальных образований Тюменской области по индексу Морана (плотность населения) в 2023 году

<i>LH (зона влияния ядра/субцентра)</i>				<i>HH (спутники ядра/субцентра)</i>			
Субъект	<i>Z</i>	<i>W_z</i>	<i>LISA</i>	Субъект	<i>Z</i>	<i>W_z</i>	<i>LISA</i>
Абатский район	-0,489	0,1121	-0,002	Заводоуковск	1,9544	0,1624	0,01
Армизонский район	-0,492	0,0108	-0,0002	Ялуторовск	0,9219	0,6254	0,03
Бердюжский район	-0,49	0,0226	-0,001				
Вагайский район	-0,496	0,0155	-0,0004				
Голымановский район	-0,486	0,0140	-0,001				
Исетский район	-0,479	0,2766	-0,01				
Казанский район	-0,486	0,2194	-0,01				
Нижнетавидский район	-0,49	0,2595	-0,01				
Омутинский район	-0,485	0,0944	-0,002				
Сладковский район	-0,493	0,0553	-0,001				
Сорокинский район	-0,4906	0,0606	-0,001				
Уватский район	-0,497	0,0263	-0,001				
Упоровский район	-0,486	0,4846	-0,01				
Юргинский район	-0,493	0,1148	-0,003				
Ярковский район	-0,491	0,2246	-0,01				
<i>LL (зона периферии)</i>				<i>HL (ядро/субцентр)</i>			
Субъект	<i>Z</i>	<i>W_z</i>	<i>LISA</i>	Субъект	<i>Z</i>	<i>W_z</i>	<i>LISA</i>
Аромашевский район	-0,492	-0,044	0,001	Тюмень	2,8104	-0,0255	-0,003
				Ишим	2,2846	-0,355	-0,04
Викуловский район	-0,492	-0,042	0,001	Тобольск	0,3601	-0,053	-0,01

Рассчитано по: Федеральная служба государственной статистики. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения 25.12.2024).

На территории Краснодарского края наличие положительной пространственной автокорреляции подтверждено расчетным путем (рис. 2Г), при этом отмечена отрицательная динамика индекса Морана, что свидетельствует о снижении интенсивности агломерационных процессов в данном субъекте РФ. Ядрами агломерации являются два города – Краснодар и Армавир. Путем детального анализа *LISA* определили, что все города квадрата *НН* являются спутниками Краснодара: Анапа (*LISA* 0,002), Геленджик (*LISA* 0,004), Горячий Ключ (*LISA* 0,01), Новороссийск (*LISA* 0,01) (рис. 6; табл. 5). В максимальную зону влияния Краснодара входят Куцёвский (*LISA* -0,01), Приморск-Ахтарский (*LISA* -0,01), Северский (*LISA* -0,01), Куцёвский (*LISA* -0,004) муниципальные районы. Армавир – крупный самостоятельный центр на востоке Краснодарского края, в перспективе может стать ядром отдельной Армавирско-Лабинской агломерации. На сегодняшний день в наибольшую зону его влияния входят Усть-Лабинский (*LISA* -0,0006), Апшеронский (*LISA* -0,0006), Белореченский (*LISA* -0,0006) муниципальные районы.

Для муниципалитетов Калининградской области получены значения индекса

Морана (рис. 2Д), свидетельствующие о наличии положительной пространственной автокорреляции. Значимая положительная динамика данного индекса позволяет сделать заключение о росте интенсивности агломерационных процессов и активном формировании ядра и спутников агломерации. По результатам расчетов к категории ядра можем отнести Калининград и Советск (рис. 7; табл. 6). Анализ локального индекса Морана города Калининграда относительно субъектов квадрата *НН* позволил идентифицировать его спутники: Пионерский (*LISA* 0,02), Светлый (*LISA* 0,01), Светлогорск (*LISA* 0,01), Балтийск (*LISA* 0,003), Мамоново (*LISA* 0,0004). В зону наибольшего влияния Калининграда входят Гурьевский (*LISA* -0,01), Зеленоградский (*LISA* -0,01), Багратионовский (*LISA* -0,01), Гвардейский (*LISA* -0,01), Полесский (*LISA* -0,01) муниципальные районы. С учетом полученных расчетных данных сделаем вывод о том, что Советск можно считать второстепенным центром – «локальным ядром» на востоке Калининградской области, в зону влияния которого попадают Неманский (*LISA* -0,01) и Славский (*LISA* 0,01) муниципальные районы.

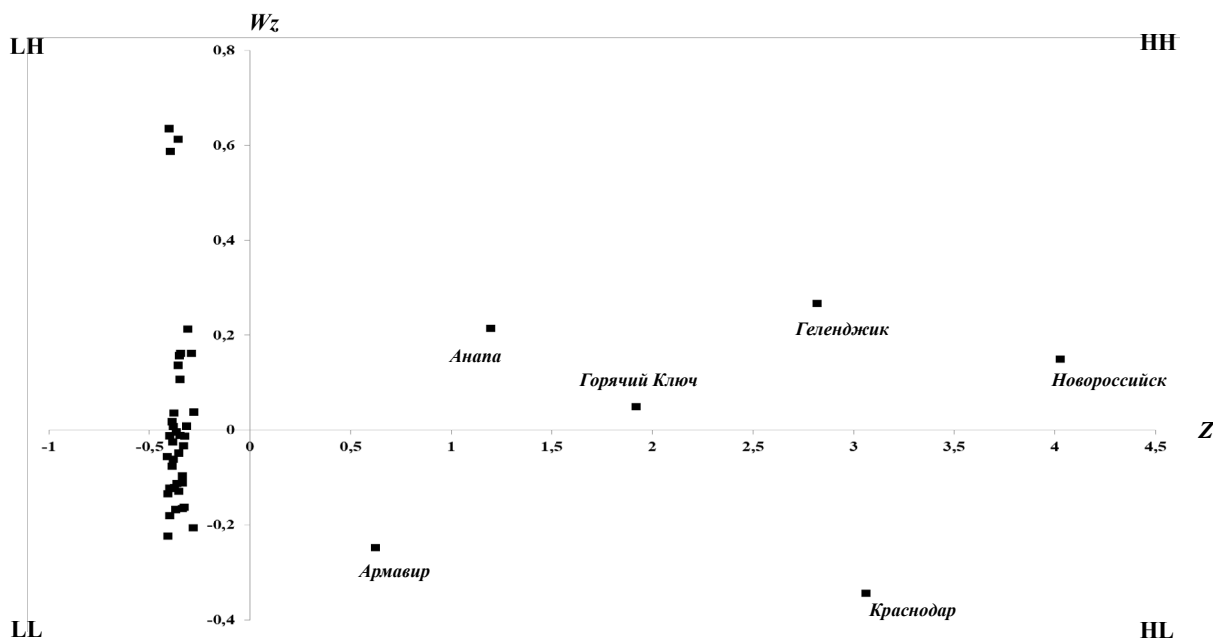


Рис. 6. Диаграмма пространственного распределения (плотность населения) в муниципалитетах Краснодарского края в 2023 году

Рассчитано по: Федеральная служба государственной статистики.

URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения 25.12.2024).

Таблица 5. Группировка муниципальных образований Краснодарского края по индексу Морана (плотность населения) в 2023 году

<i>ЛН (зона влияния ядра/субцентра)</i>				<i>НН (спутники ядра/субцентра)</i>			
Субъект	<i>Z</i>	<i>W_z</i>	<i>LISA</i>	Субъект	<i>Z</i>	<i>W_z</i>	<i>LISA</i>
Сочи	-0,2659	0,038274	-0,001	Анапа	1,292674	0,188148	0,01
Абинский район	-0,3482	0,149006	-0,001	Геленджик	3,095053	0,221497	0,02
Апшеронский район	-0,3729	0,044325	-0,001	Горячий Ключ	2,0187	0,065966	0,003
Белореченский район	-0,3241	0,016969	-0,001	Новороссийск	3,273614	0,187043	0,01
Динской район	-0,2883	0,215769	-0,001				
Калининский район	-0,3808	0,027224	-0,001				
Кореновский район	-0,3501	0,011378	-0,001				
Крымский район	-0,3217	0,195673	-0,001				
Куцёвский район	-0,3888	0,718087	-0,01				
Приморск-Ахтарский район	-0,3942	0,767212	-0,01				
Северский район	-0,3510	0,717091	-0,01				
Славянский район	-0,3513	0,109729	-0,001				
Темрюкский район	-0,343	0,158311	-0,001				
Туапсинский район	-0,358	0,128871	-0,001				
Усть-Лабинский район	-0,3401	0,002588	-0,001				
<i>ЛЛ (зона периферии)</i>				<i>НЛ (ядро/субцентр)</i>			
Субъект	<i>Z</i>	<i>W_z</i>	<i>LISA</i>	Субъект	<i>Z</i>	<i>W_z</i>	<i>LISA</i>
Белоглинский район	-0,3973	-0,13447	0,001	Краснодар	3,587898	-0,34778	-0,03
Брюховецкий район	-0,3804	-0,06303	0,001	Армавир	0,382313	-0,24292	-0,01
Выселковский район	-0,3829	-0,06518	0,001				
Гулькевичский район	-0,3362	-0,17095	0,001				
Ейский район	-0,3441	-0,10893	0,001				
Кавказский район	-0,3052	-0,20863	0,001				
Каневской район	-0,3737	-0,11582	0,001				
Красноармейский район	-0,3566	-0,05427	0,0004				
Крыловский район	-0,3915	-0,11725	0,001				
Курганинский район	-0,3428	-0,10315	0,001				
Лабинский район	-0,3630	-0,13502	0,001				
Ленинградский район	-0,3707	-0,1642	0,001				
Мостовский район	-0,3988	-0,05917	0,001				
Новокубанский район	-0,3659	-0,05015	0,0004				
Новопокровский район	-0,3982	-0,22167	0,002				
Отраднегнский район	-0,3899	-0,01786	0,0002				
Павловский район	-0,3866	-0,01216	0,0001				
Староминский район	-0,3761	-0,07074	0,001				
Тбилисский район	-0,3623	-0,11191	0,001				
Тимашевский район	-0,3356	-0,01324	0,0001				
Тихорецкий район	-0,3416	-0,16357	0,001				
Успенский район	-0,3795	-0,06224	0,001				
Щербиновский район	-0,39175	-0,17958	0,002				
Рассчитано по: Федеральная служба государственной статистики. URL: https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204 (дата обращения 25.12.2024).							

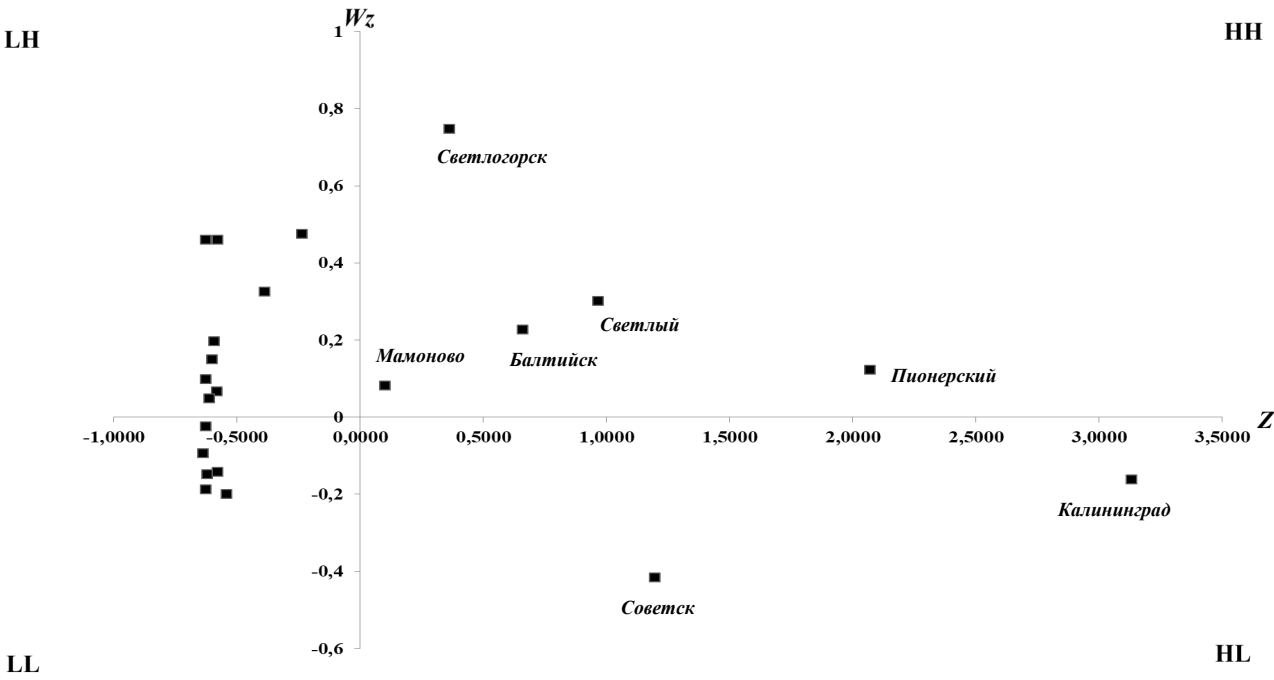


Рис. 7. Диаграмма пространственного распределения (плотность населения) в муниципалитетах Калининградской области в 2023 году

Таблица 6. Группировка муниципальных образований Калининградской области по индексу Морана (плотность населения) в 2023 году

ЛН (зона влияния ядра/субцентра)				НН (спутники ядра/субцентра)			
Субъект	Z	W_z	LISA	Субъект	Z	W_z	LISA
Ладушкин	-0,4	0,33087	-0,01	Балтийск	0,33927	0,255	0,004
Янтарный	-0,18	0,5074	-0,004	Мамоново	0,04759	0,084	0,0002
Багратионовский район	-0,58	0,20528	-0,005	Пионерский	2,15564	0,2538	0,02
Гвардейский район	-0,57	0,07368	-0,002	Светлый	0,79970	0,322	0,01
Гурьевский район	-0,49	0,47504	-0,01	Светлогорск	0,77389	0,7596	0,03
Зеленоградский район	-0,60	0,511315	-0,01				
Неманский район	-0,6	0,07557	-0,002				
Полесский район	-0,6	0,05618	-0,002				
Славский район	-0,62	0,04555	-0,001				
ЛЛ (зона периферии)				НЛ (ядро/субцентр)			
Субъект	Z	W_z	LISA	Субъект	Z	W_z	LISA
Гусевский район	-0,53	-0,20274	0,005	Калининград	3,232615	-0,160	-0,02
Краснознаменский район	-0,62	-0,107	0,003	Советск	0,905563	-0,404	-0,02
Нестеровский район	-0,61	-0,18876	0,01				
Озёрский район	-0,61	-0,1494	0,004				
Правдинский район	-0,61	-0,01734	0,0005				
Черняховский район	-0,58	-0,14639	0,004				
Рассчитано по: Федеральная служба государственной статистики. URL: https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204 (дата обращения 25.12.2024).							

Таким образом, можем заключить, что в пределах указанных зон «ядра» и «спутников» наблюдается наибольший потенциал для агломерационных процессов. Прежде всего эффекты локализации будут проявляться на уровне взаимодействия между

«ядром» и «спутником». Сосредоточение экономических агентов, таких как экономически активное население, промышленные предприятия, инновации, инвестиции и т. д., создает условия для возникновения этих эффектов. В зонах влияния ядра и спутника с высокой степенью автокорреляции формируются урбанизированные районы, которые активно обмениваются экономическими ресурсами с другими территориями. Анализ, проведенный с использованием метода *LISA*, показывает, что, несмотря на значительное сосредоточение населения в ядре и спутниках агломерации, эффекты локализации охватывают всю территорию урбанизированной зоны, за исключением периферийной области (квадрат *LL*).

Заключение

В работе была поставлена и успешно достигнута цель идентификации агломерационных процессов в пространственной экономике. Проведенное исследование вносит значимый вклад в изучение агломерационных процессов в Российской Федерации, предлагая количественную оценку пространственной связанности территорий на основе современных методов статистики. Применение индекса Морана позволило системно оценить агломерационные процессы в РФ, выявив не только очевидные центры роста, но и скрытые взаимосвязи. Это открывает новые возможности для регионального планирования.

Эмпирическим путем доказано, что агломерационные процессы в пространственной экономике РФ протекают с разной степенью интенсивности и высоко диффе-

ренцированы. Для Московской области с включением Москвы получена положительная динамика индекса Морана, что подчеркивает активное развитие агломерационных процессов в данном субъекте. При этом плотность населения в городах Московской области выше, чем в Москве, т. е. работают классические законы новой экономической географии: «дорогая» жизнь (стоимость недвижимости) в Москве спровоцировала более высокую концентрацию населения (приобретение и аренду жилья) в Московском регионе. В Ленинградской области с включением города Санкт-Петербурга отсутствует интенсивный агломерационный процесс. Намеченная положительная динамика индекса Морана в Тюменской области свидетельствует об усилении агломерационных процессов в регионе. В Краснодарском крае зафиксирована обратная ситуация – снижение интенсивности агломерационных процессов. В Калининградской области наблюдается значимая положительная динамика индекса Морана, т. е. можем сделать вывод о росте интенсивности агломерационных процессов и активном формировании ядра и спутников агломерации.

Таким образом, результаты, полученные в рамках исследования, могут являться научной базой для принятия эффективных управленческих решений руководством российских регионов по развитию агломерационных процессов, использования федеральными органами власти для оценивания степени интенсивности агломерационных процессов в пространственной экономике РФ и разработки стратегии пространственного развития.

ЛИТЕРАТУРА

- Акимов В.В., Чернецкий Ф.М. (2024). Агломерационные эффекты в промышленном развитии Республики Кореи // Вестник Санкт-Петербургского университета. Серия: Экономика. Т. 40. Вып. 4. С. 570–586. DOI: <https://doi.org/10.21638/spbu05.2024.403>
- Дубровская Ю.В. (2020). Анализ неоднородности экономического развития территорий в условиях цифровизации // Вестник Омского университета. Серия: Экономика. Т. 18. № 2. С. 102–113. DOI: 10.24147/1812-3988.2020.18(2).102-113
- Киселева Н.Н., Бавина К.В., Каратунов А.В. (2016). Методические подходы к исследованию природы агломерационных процессов // Фундаментальные исследования. № 2. С. 422–426.

- Коломак Е.А. (2013). Неравномерное пространственное развитие в России: объяснение новой экономической географии // Вопросы экономики. № 2. С. 132–150.
- Коломак Е.А., Шерубнёва А.И. (2023). Оценка значимости агломерационных эффектов на юге Сибири // Пространственная экономика. Т. 19. № 1. С. 52–75. DOI: 10.14530/se.2023.1.052-069
- Копытова Е.Д., Патракова С.С. (2024). Агломерационные эффекты крупных городов: оценка на микроданных // Проблемы развития территории. Т. 28. № 2. С. 10–23. DOI: 10.15838/ptd.2024.2.130
- Малкина М.Ю. (2016). Оценка факторов конвергенции/дивергенции российских регионов по уровню бюджетной обеспеченности на основе декомпозиции индексов Тейла – Бернулли // Пространственная экономика. № 3. С. 16–37.
- Наумов И.В. (2019). Исследование межрегиональных взаимосвязей в процессах формирования инвестиционного потенциала территорий методами пространственного моделирования // Экономика региона. Т. 15. № 3. С. 720–735. DOI: 10.17059/2019-3-8
- Наумов И.В., Красных С.С. (2019). Исследование межрегиональных взаимосвязей в процессах развития минерально-сырьевого комплекса Российской Федерации // Известия вузов. Горный журнал. № 8. С. 108–124. DOI: 10.21440/0536-1028-2019-8-108-124
- Наумов И.В., Никулина Н.Л. (2021). Пространственный анализ трансформации бюджетной самостоятельности и безопасности региональных систем // Экономика региона. Т. 17. № 3. С. 1042–1056. URL: <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2021-3-23>
- Наумов И.В., Никулина Н.Л. (2023). Оценка и моделирование пространственных взаимовлияний в развитии кадрового потенциала научно-исследовательской деятельности регионов России // Экономика региона. Т. 19. № 3. С. 782–800. URL: <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2023-3-13>
- Олифир Д.И. (2024). Пространственный потенциал агломерационных эффектов: методика определения на материалах Санкт-Петербургской агломерации // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. Т. 17. № 2. С. 113–128. DOI: 10.15838/esc.2024.2.92.6
- Павлов Ю.В., Королева Е.Н. (2014). Пространственные взаимодействия: оценка на основе локального и глобального индексов Морана // Пространственная экономика. Т. 20. № 3. С. 95–110.
- Растворцева С.Н., Блохина С.Д. (2024). Региональные агломерационные эффекты в экономике России // Проблемы развития территории. Т. 28. № 3. С. 10–28. DOI: 10.15838/ptd.2024.3.131.2
- Русановский В.А., Марков В.А. (2016). Влияние пространственного фактора на региональную дифференциацию безработицы в российской экономике // Проблемы прогнозирования. № 5. С. 144–157.
- Рыбкин А.В., Бабурин В.Л. (2019). Оценка потенциала агломерационных процессов в территориальных социально-экономических системах (на примере Иркутской городской агломерации) // Региональные исследования. № 4. С. 4–19. DOI: 10.5922/1994-5280-2019-4-1
- Суворова А.В. (2019). Развитие полюсов роста в Российской Федерации: прямые и обратные эффекты // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. Т. 12. № 6. С. 110–128. DOI: 10.15838/esc.2019.6.66.6
- Суворова А.В., Котлярова С.Н. (2023). Особенности концентрации населения и жилья в регионах Уральского федерального округа // Муниципалитет: экономика и управление. № 4. С. 33–41. DOI: 10.22394/2304-3385-2023-4-33-41
- Тимирьянова В.М. (2020). Оценка пространственной зависимости объема отгруженной продукции в динамике // Статистика и экономика. Т. 17. № 5. С. 49–58. DOI: 10.21686/2500-3925-2020-5-49-58
- Bolter K., Robey J. (2020). *Agglomeration Economies: A Literature Review*.
- Builes-Jaramillo A., Lotero L. (2020). Closeness matters. Spatial autocorrelation and relationship between socioeconomic indices and distance to departmental Colombian capitals. *Socio-Economic Planning Sciences*, 70, 100662. DOI: 10.1016/j.seps.2018.10.013

- Chen Y. (2013). *New Approaches for Calculating Moran's Index of Spatial Autocorrelation*. Available at: <https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0068336>. (accessed: 15.01.2025).
- Dubrovskaya J.V., Kozonogova E.V. (2021). The impact of digitalization on the demand for labor in the context of working specialties: Spatial analysis. *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta. Ekonomika*, 37(3), 395–412. DOI: 10.21638/spbu05.2021.302
- Ficetola G.F., Lunghi E., Manenti R. (2020). Microhabitat analyses support relationships between niche breadth and range size when spatial autocorrelation is strong. *Ecography*, 43(5), 724–734. DOI:10.1111/ecog.04798
- Frenken K., Van Oort F., Verburg T. (2007). Related variety, unrelated variety and regional economic growth. *Regional Studies*, 41(5), 685–697.
- Fujita M., Ogawa H. (1982). Multiple equilibria and structural transition of nonmonocentric urban configuration. *Regional Science and Urban Economics*, 12, 161–196.
- Han L., Song Y. (2021). The method of measuring the agglomeration degree of high-tech industries and its influence mechanism: taking Guangdong Province as an example. *Mathematical Problems in Engineering*, 1, 5585398.
- Krugman P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99, 483–499.
- Krugman P., Venables A.J. (1996). Integration, specialization, and adjustment. *European Economic Review*, 40, 959–467.
- Martin P., Ottaviano G.I.P. (2001). Growth and agglomeration. *International Economic Review*, 42(4), 947–968.
- Meekes J., Hassink W.H. (2023). Endogenous local labour markets, regional aggregation and agglomeration economies. *Regional Studies*, 57(1), 13–25. DOI: 10.1080/00343404.2022.2050893
- Mielke K.P., Claassen T., Busana M. et al. (2020). Disentangling drivers of spatial autocorrelation in species distribution models. *Ecography*, 43(12), 1741–1751. DOI: 10.1111/ecog.05134
- Nooteboom B. (1992). Towards a dynamic theory of transactions. *Journal of Evolutionary Economics*, 2(4), 281–299.
- Nosek V., Netrdová P. (2017). What values of Moran's I and Theil index decomposition really mean under different conditions: On the issue of interpretation. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 10(2), 149–159.
- Paluzie E., Pons J., Tirado D. (2001). Regional integration and specialization patterns in Spain. *Regional Studies*, 35, 285–296.
- Porter M.E. (1998). Clusters and the new economics of competition. *Harvard Business Review*, 76(6), 77–90.
- Puga D. (1999). The rise and fall of regional inequalities. *European Economic Review*, 43, 303–334.
- Pütz T. (2016). Empirische Zusammenschau der europäischen Metropolregionen in Deutschland. *Informationen zur Raumentwicklung*, 5, 543–553.
- Rosenthal S.S., Strange W.C. (2003). Geography, industrial organization, and agglomeration. *Review of Economics and Statistics*, 85(2), 377–393.
- Sveikauskas L. (1975). The productivity of cities. *The Quarterly Journal of Economics*, 89(3), 393–413.
- Wang Y., Lv W., Wang M., Chen X., Li Y. (2023). Application of improved Moran's I in the evaluation of urban spatial development. *Spatial Statistics*, 54, 100736. DOI: 10.1016/j.spasta.2023.100736
- Yeh C.K., Liaw S.C. (2021). Applying spatial autocorrelation and logistic regression to analyze land cover change trajectory in a forested watershed. *TAO: Terrestrial, Atmospheric and Oceanic Sciences*, 32(1), 3. DOI:10.3319/TAO.2020.12.03.01
- Zhang C., Lv W., Zhang P. (2023). Multidimensional spatial autocorrelation analysis and its application based on improved Moran's I. *Earth Science Informatics*, 16(4), 1–14. DOI: 10.1007/s12145-023-01090-9

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ

Инна Владимировна Манаева – доктор экономических наук, доцент, профессор кафедры, Белгородский государственный национальный исследовательский университет (Российская Федерация, 308015, г. Белгород, ул. Победы, д. 85; e-mail: kafmirec_bsu@mail.ru)

Денис Максимович Журавлев – доктор экономических наук, директор, Научно-исследовательский институт социальных систем при МГУ имени М.В. Ломоносова (Российская Федерация, 119607, г. Москва, вн.тер.г. муниципальный округ Раменки, б-р Раменский, д. 1 стр. 1; e-mail: jdenis@niiss.ru)

Вадим Вячеславович Мельников – научный сотрудник, Научно-исследовательский институт социальных систем при МГУ имени М.В. Ломоносова (Российская Федерация, 119607, г. Москва, вн.тер.г. муниципальный округ Раменки, б-р Раменский, д. 1 стр. 1; e-mail: melnikov@niiss.ru)

Manaeva I.V., Zhuravlev D.M., Melnikov V.V.

A METHODOLOGICAL APPROACH TO IDENTIFYING AGGLOMERATION PROCESSES IN SPATIAL ECONOMICS

At the present stage of globalization development, the issues of spatial development of the Russian Federation and its constituent entities bring to the fore the need to develop methodological approaches to identify agglomeration processes in the regions of the Russian Federation. The study is based on our own algorithm for identifying agglomeration processes in spatial economics using Moran's I. At the first stage of the study (analysis of migration growth in the Russian Federation over a ten-year period), 85 regions of Russia were included in the sample. The second stage (identification of territories involved in the agglomeration process) considered the Moscow Region with the inclusion of Moscow, the Leningrad Region with the inclusion of Saint Petersburg, the Tyumen Region, the Krasnodar Territory and the Kaliningrad Region. The study period covered years from 2012 to 2023. The information base used the data from the Federal State Statistics Service, and linear distances were calculated based on data from the automotive portal. The scientific novelty of the research results lies in the fact that through the assessment of spatial autocorrelation and the use of Moran's I to identify the degree of connectivity of territories, municipalities involved in the agglomeration process with varying degrees of intensity have been identified. The results obtained can serve as a scientific basis for making effective management decisions by the leadership of Russian regions on the development of agglomeration processes, as well as be used by federal authorities to assess the degree of intensity of agglomeration processes in the spatial economy of the Russian Federation and work out a spatial development strategy.

Agglomeration, migration growth, Moran's I, population density, spatial autocorrelation, spatial economy.

REFERENCES

- Akimova V.V., Chernetsky F.M. (2024). Agglomeration effects in the industrial development of the Republic of Korea. *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta. Seriya: Ekonomika*, 40(4), 570–586. DOI: <https://doi.org/10.21638/spbu05.2024.403> (in Russian).
- Bolter K., Robey J. (2020). *Agglomeration Economies: A Literature Review*.
- Builes-Jaramillo A., Lotero L. (2020). Closeness matters. Spatial autocorrelation and relationship between socioeconomic indices and distance to departmental Colombian capitals. *Socio-Economic Planning Sciences*, 70, 100662. DOI: 10.1016/j.seps.2018.10.013

- Chen Y. (2013). *New Approaches for Calculating Moran's Index of Spatial Autocorrelation*. Available at: <https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0068336>. (accessed: 15.01.2025).
- Dubrovskaya J.V., Kozonogova E.V. (2021). The impact of digitalization on the demand for labor in the context of working specialties: Spatial analysis. *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta. Ekonomika*, 37(3), 395–412. DOI: 10.21638/spbu05.2021.302 (in Russian).
- Dubrovskaya Yu.V. (2020). Analysis of the heterogeneity of economic development of territories in the context of digitalization. *Vestnik Omskogo universiteta. Seriya: Ekonomika*, 18(2), 102–113. DOI: 10.24147/1812-3988.2020.18(2).102-113 (in Russian).
- Ficetola G.F., Lunghi E., Manenti R. (2020). Microhabitat analyses support relationships between niche breadth and range size when spatial autocorrelation is strong. *Ecography*, 43(5), 724–734. DOI:10.1111/ecog.04798
- Frenken K., Van Oort F., Verburg T. (2007). Related variety, unrelated variety and regional economic growth. *Regional Studies*, 41(5), 685–697.
- Fujita M., Ogawa H. (1982). Multiple equilibria and structural transition of nonmonocentric urban configuration. *Regional Science and Urban Economics*, 12, 161–196.
- Han L., Song Y. (2021). The method of measuring the agglomeration degree of high-tech industries and its influence mechanism: taking Guangdong Province as an example. *Mathematical Problems in Engineering*, 1, 5585398.
- Kiseleva N.N., Bavina K.V., Karatunov A.V. (2016). Methodological approaches to the study of the nature of agglomeration processes. *Fundamental'nye issledovaniya*, 2, 422–426 (in Russian).
- Kolomak E.A. (2013). Uneven spatial development in Russia: Explaining the new economic geography. *Voprosy ekonomiki*, 2, 132–150 (in Russian).
- Kolomak E.A., Sherubneva A.I. (2023). Assessment of the significance of agglomeration effects in the South of Siberia. *Spatial Economics*, 19(1), 52–75. DOI: 10.14530/se.2023.1.052-069 (in Russian).
- Kopytova E.D., Patrakova S.S. (2024). Agglomeration effects of large cities: Assessment based on microdata. *Problems of Territory's Development*, 28 (2), 10–23. DOI: 10.15838/ptd.2024.2.130.2 (in Russian).
- Krugman P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99, 483–499.
- Krugman P., Venables A.J. (1996). Integration, specialization, and adjustment. *European Economic Review*, 40, 959–467.
- Malkina M.Yu. (2016). Evaluation of the factors of Russian regions' convergence / divergence in the level of budget provision based on the decomposition of the Theil – Bernoulli index. *Spatial Economics*, 3, 16–37 (in Russian).
- Martin P., Ottaviano G.I.P. (2001). Growth and agglomeration. *International Economic Review*, 42(4), 947–968.
- Meekes J., Hassink W.H. (2023). Endogenous local labour markets, regional aggregation and agglomeration economies. *Regional Studies*, 57(1), 13–25. DOI: 10.1080/00343404.2022.2050893
- Mielke K.P., Claassen T., Busana M. et al. (2020). Disentangling drivers of spatial autocorrelation in species distribution models. *Ecography*, 43(12), 1741–1751. DOI: 10.1111/ecog.05134
- Naumov I.V. (2019). Research of interregional interrelations in the processes of formation of the investment potential of territories by spatial modeling methods. *Ekonomika regiona*, 15(3), 720–735. DOI: 10.17059/2019-3-8 (in Russian).
- Naumov I.V., Krasnykh S.S. (2019). The research of interregional relationships in the development of the mineral resource complex of the Russian Federation. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedenii. Gornyi zhurnal=News of the Higher Institutions. Mining Journal*, 8, 108–124. DOI: 10.21440/0536-1028-2019-8-108-124 (in Russian).

- Naumov I.V., Nikulina N.L. (2021). Spatial analysis of the transformation of budgetary independence and security of regional systems. *Ekonomika regiona*, 17(3), 1042–1056. DOI: <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2021-3-23> (in Russian).
- Naumov I.V., Nikulina N.L. (2023). Assessment and modeling of spatial interactions in the development of human resources in the research activities of Russian regions. *Ekonomika regiona*, 19(3), 782–800. DOI: <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2023-3-13> (in Russian).
- Nooteboom B. (1992). Towards a dynamic theory of transactions. *Journal of Evolutionary Economics*, 2(4), 281–299.
- Nosek V., Netrdová P. (2017). What values of Moran's I and Theil index decomposition really mean under different conditions: On the issue of interpretation. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 10(2), 149–159.
- Olifir D.I. (2024). A methodology for determining the spatial potential of agglomeration effects: The case of the Saint Petersburg agglomeration. *Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast*, 17(2), 113–128. DOI: 10.15838/esc.2024.2.92.6 (in Russian).
- Paluzie E., Pons J., Tirado D. (2001). Regional integration and specialization patterns in Spain. *Regional Studies*, 35, 285–296.
- Pavlov Yu.V., Koroleva E.N. (2014). Spatial interactions: Estimation based on global and local Moran indices. *Spatial Economics*, 20(3), 95–110 (in Russian).
- Porter M.E. (1998). Clusters and the new economics of competition. *Harvard Business Review*, 76(6), 77–90.
- Puga D. (1999). The rise and fall of regional inequalities. *European Economic Review*, 43, 303–334.
- Pütz T. (2016). Empirische Zusammenschau der europäischen Metropolregionen in Deutschland. *Informationen zur Raumentwicklung*, 5, 543–553.
- Rastvortseva S.N., Blokhina S.D. (2024). Regional agglomeration effects in Russia's economy. *Problems of Territory's Development*, 28(3), 10–28. DOI: 10.15838/ptd.2024.3.131.2 (in Russian).
- Rosenthal S.S., Strange W.C. (2003). Geography, industrial organization, and agglomeration. *Review of Economics and Statistics*, 85(2), 377–393.
- Rusanovsky V.A., Markov V.A. (2016). The influence of the spatial factor on the regional differentiation of unemployment in the Russian economy *Studies on Russian Economic Development*, 5, 144–157 (in Russian).
- Rybkin A.V., Baburin V.L. (2019). Assessment of the potential of agglomeration processes in territorial socio-economic systems (on the example of the Irkutsk urban agglomeration). *Regional'nye issledovaniya*, 4, 4–19. DOI: 10.5922/1994-5280-2019-4-1 (in Russian).
- Suvorova A.V. (2019). Development of growth poles in the Russian Federation: Direct and reverse effects. *Economic and Social Change: Facts, Trends, Forecast*, 12, 6, 110–128. DOI: 10.15838/esc.2019.6.66.6 (in Russian).
- Suvorova A.V., Kotlyarova S.N. (2023). Features of population and housing concentration in the regions of the Ural Federal District. *Munitsipalitet: ekonomika i upravlenie*, 4, 33–41. DOI: 10.22394/2304-3385-2023-4-33-41 (in Russian).
- Sveikauskas L. (1975). The productivity of cities. *The Quarterly Journal of Economics*, 89(3), 393–413.
- Timiryanova V.M. (2020). Assessing the spatial dependence of the shipped products volume in dynamics. *Statistika i ekonomika*, 17(5), 49–58. DOI: 10.21686/2500-3925-2020-5-49-58 (in Russian).
- Wang Y., Lv W., Wang M., Chen X., Li Y. (2023). Application of improved Moran's I in the evaluation of urban spatial development. *Spatial Statistics*, 54, 100736. DOI: 10.1016/j.spasta.2023.100736
- Yeh C.K., Liaw S.C. (2021). Applying spatial autocorrelation and logistic regression to analyze land cover change trajectory in a forested watershed. *TAO: Terrestrial, Atmospheric and Oceanic Sciences*, 32(1), 3. DOI:10.3319/TAO.2020.12.03.01

Zhang C., Lv W., Zhang P. (2023). Multidimensional spatial autocorrelation analysis and its application based on improved Moran's I. *Earth Science Informatics*, 16(4), 1–14. DOI: 10.1007/s12145-023-01090-9

INFORMATION ABOUT THE AUTHORS

Inna V. Manaeva – Doctor of Sciences (Economics), Associate Professor, professor at the department of world economics, Belgorod State National Research University (85, building 10, Pobedy Street, Belgorod, 308015, Russian Federation; e-mail: kafmirec_bsu@mail.ru)

Denis M. Zhuravlev – Doctor of Sciences (Economics), director, Social Systems Research Institute, Lomonosov Moscow State University (1, building 1, Ramensky Boulevard, intra-urban territory Ramenki, Moscow 119607, Russian Federation; e-mail: jdenis@niiss.ru)

Vadim V. Melnikov – Researcher, Social Systems Research Institute, Lomonosov Moscow State University (1, building 1, Ramensky Boulevard, intra-urban territory Ramenki, Moscow 119607, Russian Federation; e-mail: melnikov@niiss.ru)