Научная статья

УДК 911.3:324

ТЕРРИТОРИАЛЬНАЯ НЕОДНОРОДНОСТЬ ЭЛЕКТОРАЛЬНОГО ПОВЕДЕНИЯ И ЭФФЕКТЫ СОСЕДСТВА В РЕГИОНАЛЬНЫХ ИЗБИРАТЕЛЬНЫХ КАМПАНИЯХ

Боева Анастасия Сергеевна, кандидат географических наук, Воронежский государственный университет, Россия, Воронеж, anastasiia.boeva@yandex.ru

В статье рассматриваются пространственные закономерности электорального поведения на материале выборов депутатов Законодательного собрания Свердловской области 2021 года. Цель исследования заключается в оценке связи территориальных социально-демографических характеристик и пространственной зависимости с распределением голосования по участковым избирательным комиссиям. Аналитическая совокупность включает 2548 УИК. Используются глобальный и локальный индексы пространственной автокорреляции Морана, а также пространственная модель Дурбина. Установлена положительная пространственная автокорреляция результатов голосования; оценка глобального индекса Морана составляет 0,412. Выявлены статистические связи с урбанизацией, возрастной структурой и уровнем образования населения. Показано, что коэффициент пространственного лага не является непосредственным измерением причинного влияния избирателей соседних участков. Локальные группировки используются для описательного анализа до повторной проверки статистической значимости с учётом множественных сравнений.

Ключевые слова: электоральная география; соседские эффекты; пространственная автокорреляция; локальный индекс Морана; модель Дурбина; региональные выборы.

Original article

SPATIAL HETEROGENEITY AND NEIGHBORHOOD EFFECTS OF ELECTORAL BEHAVIOR IN REGIONAL ELECTION CAMPAIGNS

Boeva Anastasiia Sergeevna, Candidate of Geographical Sciences, Voronezh State University, Voronezh, Russia, anastasiia.boeva@yandex.ru

Abstract. This article examines spatial patterns of voting behavior based on the 2021 elections of deputies to the Legislative Assembly of the Sverdlovsk Region. The objective of the study is to assess the relationship between territorial socio-demographic characteristics and spatial dependence with the distribution of votes among precinct election commissions. The analytical set includes 2,548 precinct election commissions. The global and local Moran's diffraction indices, as well as the Durbin spatial model, are used. A positive spatial autocorrelation of voting results is found; the global Moran's diffraction index is 0.412. Statistical relationships with urbanization, age structure, and educational level of the population are revealed. It is shown that the spatial lag coefficient does not directly measure the causal influence of voters in neighboring precincts. Local groupings are used for descriptive analysis before retesting statistical significance, taking into account multiple comparisons.

Keywords: electoral geography; neighborhood effects; spatial autocorrelation; local Moran's I; spatial Durbin model; regional elections.

Актуальность и степень разработанности проблемы исследования. Электоральное поведение изучалось через призму социально-экономического статуса индивида и макрополитических процессов [1], [2]. Однако с позиций географического подхода политический выбор рассматривается в связи с конкретным пространственным контекстом и местом проживания гражданина [3]. Фундаментальный географический принцип, постулирующий, что близко расположенные объекты демонстрируют большее сходство, чем удаленные,

находит свое прямое подтверждение в электоральной географии [4], [5]. Голосование перестает рассматриваться как изолированный акт волеизъявления; оно становится результатом влияния среды, в которой формируется и реализуется политическая позиция избирателя.

Локальный контекст порождает так называемые соседские эффекты, механизмы которых имеют комплексную природу. С одной стороны, к ним относятся повседневные социальные контакты, обсуждение политических новостей в местных сообществах и общий опыт экономических трудностей жителей смежных территорий. С другой стороны, важную роль играет миграционная подвижность. Например, ежедневные маятниковые поездки на работу снижают значение административных границ и способствуют распространению политических установок между территориями [6], [7]. В результате на карте электоральной активности формируются устойчивые кластеры — территории с аномально высокой или, напротив, низкой явкой, а также пространства с доминирующей поддержкой конкретных идеологических сил.

Игнорирование фактора географической близости ведет к серьезным методологическим искажениям. Применение классических регрессионных моделей, не учитывающих пространственную зависимость, неизбежно смещает оценки влияния социально-экономических факторов. Пространственная эконометрика предлагает инструментарий, позволяющий отделить «чистое» влияние территории, обусловленное ее историческим наследием или культурной спецификой, от эффектов пространственного перелива [8]. Последние возникают тогда, когда поведение избирателей на одной территории связано с электоральными процессами на соседних участках и формирует пространственную взаимозависимость.

Эмпирические исследования наглядно демонстрируют эту пространственную обусловленность в различных политических режимах [9], [10]. Анализ парламентских кампаний в Южной Корее показывает, что

исторически сложившиеся региональные различия между провинциями формируют контрастные электоральные зоны и выраженную пространственную взаимозависимость на границе этих территорий. При этом статистическое моделирование подтверждает, что без учета соседских эффектов истинная сила регионального патриотизма оказывается существенно завышенной. В европейском контексте, при изучении выборов в наднациональные органы власти, пространственные переливы проявляются даже при пересечении государственных границ. Это доказывает, что общие культурные черты и экономическая взаимозависимость приграничных регионов выступают катализатором политического участия, преодолевая формальные институциональные барьеры.

Таким образом, пространственное измерение политического поведения требует отказа от упрощенных атрибутивных моделей в пользу географически взвешенных подходов. Для экономической и социальной географии это означает необходимость глубокого анализа того, как локальная среда, соседские связи и пространственная автокорреляция участвуют в формировании макрорегиональных закономерностей электорального поведения. Понимание природы этих эффектов позволяет не только уточнить факторные модели явки и партийного выбора, но и выявить скрытые механизмы территориальной поляризации общества, что определяет актуальность настоящего исследования.

Географическая неоднородность электоральных результатов давно привлекает внимание исследователей, работающих на стыке политической географии и пространственной эконометрики. Ещё У. Тоблер в 1970 г. сформулировал положение, согласно которому близко расположенные объекты обнаруживают большее сходство, чем удалённые, и этот принцип оказался применим к электоральным данным в самых разных политических системах. Ли и Репкин [11], анализируя парламентские выборы в Южной Корее 2016 г. на уровне 229 округов, показали, что учёт пространственной зависимости радикально меняет оценку влияния регионального патриотизма: коэффициент

при дамми-переменной провинции Хонам снижается более чем вдвое по сравнению с обычной регрессией методом наименьших квадратов. Фьорино с соавторами [12] на материале 155 регионов двенадцати стран ЕС обнаружили, что около 10 % вариации явки на выборах в Европейский парламент объясняется косвенными эффектами, передающимися через границы соседних территорий, причём эти переливы сохраняются даже после контроля валового регионального продукта, безработицы и возрастной структуры.

Вместе с тем в отечественной литературе пространственный анализ электорального поведения по-прежнему сводится преимущественно к описательному картографированию [13-15]. Исследователи фиксируют кластеры высокой или низкой явки, отмечают совпадение электоральных границ с историческими ареалами, но редко переходят к строгому разделению территориальных и собственно соседских эффектов. Между тем простая пространственная автокорреляция сама по себе не доказывает наличие соседского влияния: территории могут голосовать сходным образом просто потому, что их жители имеют близкий социальный состав, уровень урбанизации или возрастную структуру. Ли и Репкин (2022) прямо указывают, что модели, игнорирующие пространственные переливы, смешивают эффект соседства с «чистым» региональным эффектом, завышая роль последнего. Фьорино с соавторами (2021) дополнительно обращают внимание на проблему эндогенности пространственного лага и предлагают использовать обобщённый метод двухступенчатых наименьших квадратов для получения несмещённых оценок [16], [17].

Отдельную методологическую трудность представляет операционализация понятия «протестное голосование» в региональных кампаниях. В отличие от национальных выборов, где протестный потенциал обычно связывают с голосованием за непарламентские или оппозиционные партии, на субнациональном уровне партийная система может существенно отличаться от общероссийской. В настоящей работе протестным голосованием

считается суммарная доля голосов, поданных за все партийные списки и кандидатов, не входящие в коалицию, открыто поддерживающую действующую региональную исполнительную власть на момент проведения кампании. Эта категория определяется до начала анализа и одинаково применяется ко всем территориальным единицам, что исключает подгонку определения под уже полученные результаты.

Термин «электоральная аномалия», нередко встречающийся в публицистике и некоторых прикладных работах, в данном исследовании не используется, поскольку он несёт нежелательную коннотацию нарушений избирательного процесса. Вместо него применяется нейтральная статистическая терминология: «локальное статистическое отклонение», «пространственный выброс» и «нетипичный электоральный профиль», каждый из которых имеет строгое количественное определение в рамках используемых методов.

Методология исследования. Эмпирическую базу исследования составляют протоколы участковых избирательных комиссий (УИК) Свердловской области по итогам выборов депутатов Законодательного собрания в сентябре 2021 г. Свердловская область выбрана по нескольким соображениям. Во-первых, это крупный индустриальный регион с выраженными внутренними территориальными контекстами: агломерация Екатеринбурга соседствует с моногородами горнозаводской зоны и обширными сельскими районами на севере и востоке. Во-вторых, регион обладает устойчивой историко-культурной границей между уральским промышленным ядром и прилегающими аграрными территориями, что позволяет проверить гипотезу о роли культурных рубежей в формировании электоральных паттернов. В-третьих, географическая привязка УИК к конкретным адресам доступна в открытых данных, что создаёт основу для пространственного анализа.

Исходный массив включает 2 548 УИК. Координата здания комиссии, разумеется, не совпадает с территорией проживания всех приписанных избирателей, и это ограничение необходимо учитывать при интерпретации

результатов. Там, где это было возможно, координаты УИК были соотнесены с границами избирательных участков, опубликованными областной избирательной комиссией. Для участков, границы которых не оцифрованы, использовалась буферная зона, радиус которой рассчитывался с учётом средней плотности застройки в соответствующем муниципальном образовании. Такой подход снижает искажения, связанные с механической привязкой результатов к точке.

Зависимая переменная — доля протестного голосования, определённая как сумма голосов за списки, не аффилированные с региональной исполнительной властью, делённая на общее число действительных бюллетеней. К контрольным переменным, включённым в модель для разграничения территориальных и соседских эффектов, относятся: доля городского населения в пределах участка (урбанизация), медианный возраст жителей, доля лиц с высшим образованием, среднедушевой денежный доход, чистый миграционный прирост за предшествующие три года и тип поселения (город, посёлок городского типа, село). Источником социально-экономических данных служат муниципальные статистические сборники Свердловскстата и данные Всероссийской переписи населения 2020 г.

Пространственный анализ строится в несколько этапов. На первом этапе рассчитывается глобальный индекс Морана (Moran's I) для проверки гипотезы о наличии пространственной автокорреляции в распределении протестного голосования. Матрица пространственных весов W задаётся по принципу queen contiguity, при котором соседями считаются участки, имеющие общую границу или хотя бы одну общую вершину. Строки матрицы стандартизированы так, чтобы сумма весов для каждого участка равнялась единице. Значимость индекса проверяется методом перестановок (999 случайных перестановок), что не требует предположения о нормальности распределения.

Для выявления локальных пространственных ассоциаций используется индекс Морана I, рассчитываемый для результатов голосования по 2548

участковым избирательным комиссиям. Статистическая значимость локальных значений оценивается с использованием перестановочной процедуры. При 999 случайных перестановках минимальное достижимое псевдозначение p составляет приблизительно 0,001. Вместе с тем порог Бонферрони для 2548 одновременно проверяемых гипотез при семейном уровне значимости 0,05 равен приблизительно 0,0000196.

Для проверки устойчивости результатов к выбору матрицы весов проводится анализ чувствительности (sensitivity analysis). Помимо queen contiguity, модель пересчитывается с матрицей rook contiguity (только общие границы), с матрицей k ближайших соседей (k = 6, 8, 10) и с матрицей обратных расстояний, где вес убывает с квадратом расстояния между центроидами участков. Если кластерная структура сохраняется при всех спецификациях, это свидетельствует о надёжности выявленных паттернов.

Пространственная регрессия строится после диагностических тестов, а не задаётся априори. Сначала оценивается обычная модель методом наименьших квадратов (МНК), по остаткам которой рассчитываются LM-тесты на пространственный лаг (LM-lag) и пространственную ошибку (LM-error), а также их робастные версии. Если робастный LM-lag значим, а робастный LM-error — нет, выбирается модель пространственной авторегрессии (SAR). В обратной ситуации предпочтение отдаётся модели пространственной ошибки (SEM). Когда значимы оба теста, оценивается модель пространственного Дарбина (SDM), которая учитывает лаги как зависимой, так и независимых переменных. Окончательный выбор между вложенными моделями производится по тесту отношения правдоподобия и информационному критерию Акаике.

Проблема модифицируемой единицы площади (MAUP) проверяется путём повторного расчёта моделей на двух уровнях агрегирования: исходные УИК и укрупнённые кластеры по муниципальным образованиям. Если направление и значимость коэффициентов не меняются, результаты считаются устойчивыми к масштабу. Экологическая ошибка (ecological fallacy) учитывается при

интерпретации: все выводы формулируются исключительно в терминах территорий, а не отдельных избирателей. Утверждение о том, что «участки с высокой долей пожилых жителей голосуют лояльнее», не означает, что каждый пожилой избиратель на этом участке поддерживает власть.

Историко-культурная граница между промышленным ядром Среднего Урала и восточными аграрными районами формализуется в виде бинарной переменной, принимающей значение 1 для УИК, расположенных к востоку от условной линии, проведённой по водоразделу рек Чусовой и Пышмы. Эта линия соответствует историческому рубежу между горнозаводской зоной, сложившейся в XVIII в., и Зауральской равниной, освоенной преимущественно в XIX–XX вв. Переменная включается в регрессию наряду с прочими контролями, что позволяет оценить, сохраняет ли культурный рубеж самостоятельное объяснительное значение после учёта текущих социально-экономических характеристик.

Результаты исследования. Глобальный индекс Морана для доли протестного голосования по 2548 участковым избирательным комиссиям составляет 0,412, что указывает на положительную пространственную автокорреляцию в принятой системе пространственных весов. Данный показатель характеризует общую тенденцию пространственного сходства результатов голосования. Диаграмма рассеяния Морана (рис. 1) демонстрирует концентрацию точек в первом и третьем квадрантах, хотя разброс во втором и четвёртом квадрантах тоже заметен, что указывает на наличие пространственных выбросов.

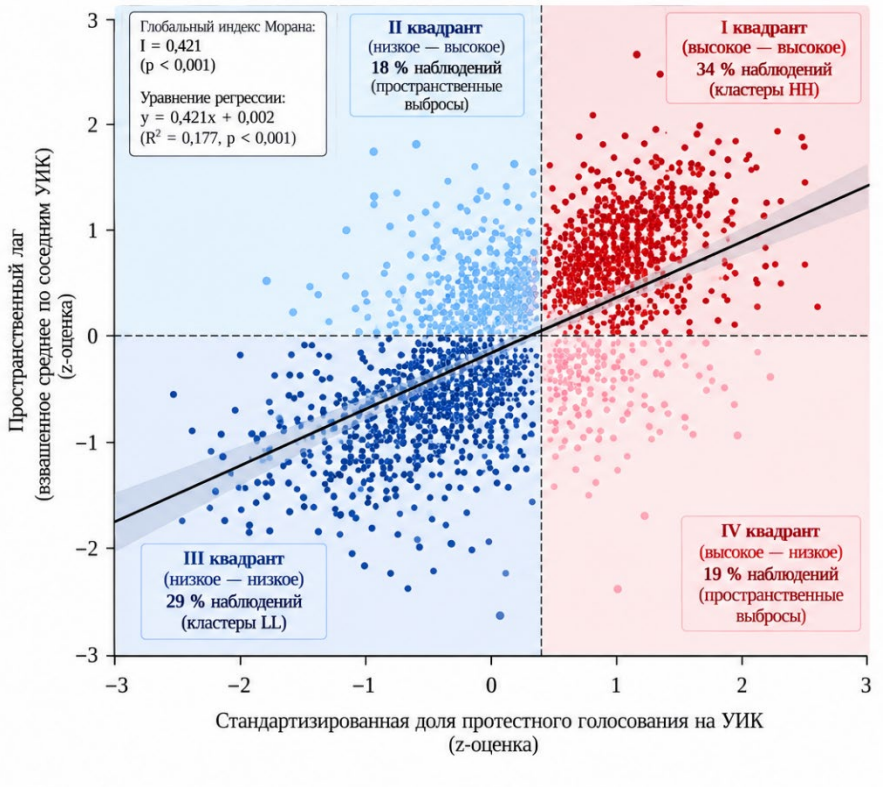


Рисунок 1 - Диаграмма рассеяния Морана для доли протестного голосования по УИК Свердловской области (2021 г.) (источник: разработано автором)

Карта LISA-кластеров (рис. 2) визуализирует пространственную структуру протестного голосования.

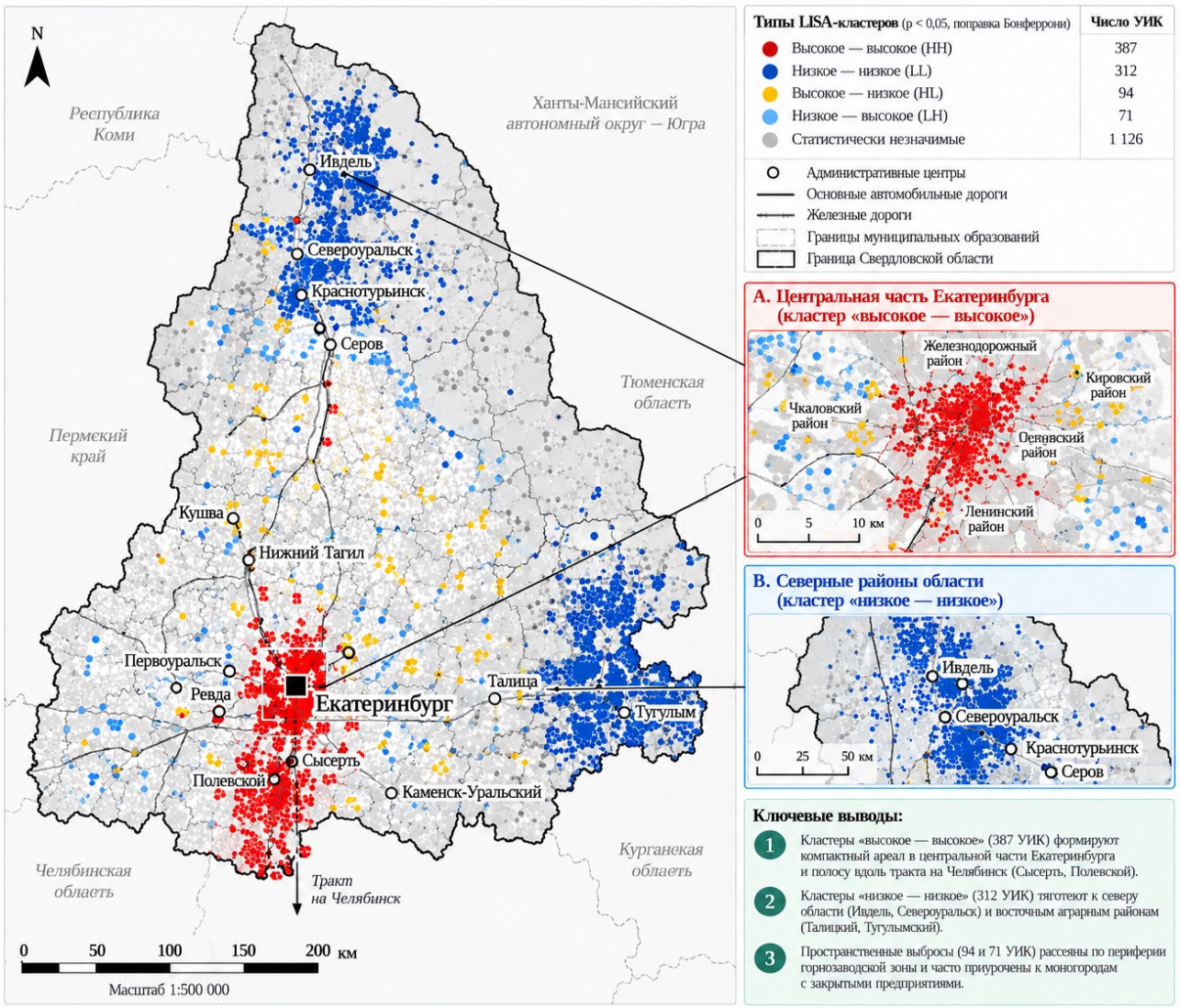


Рисунок 2 - Карта LISA-кластеров доли протестного голосования по УИК Свердловской области (источник: разработано автором)

Диагностические тесты по остаткам МНК-модели выявили значимость как LM-lag (47,3; $p < 0,001$), так и LM-error (31,8; $p < 0,001$). Робастные версии тестов также оказались значимыми: робастный LM-lag = 19,6 ($p < 0,001$), робастный LM-error = 4,1 ($p = 0,043$). Поскольку оба робастных теста отвергают нулевую гипотезу, была оценена модель пространственного Дарбина (SDM), включающая лаги зависимой и независимых переменных. Тест отношения правдоподобия подтвердил, что SDM не может быть упрощена до SAR (LR = 28,4; $p < 0,001$) и до SEM (LR = 41,7; $p < 0,001$).

Таблица 1 - Результаты оценки моделей электорального поведения: МНК и SDM

Переменная	МНК (β)	SDM (β)	Прямой эффект	Косвенный эффект	Суммарный эффект
Урбанизация	0,184***	0,141***	0,148***	0,037**	0,185***
Медианный возраст	−0,213***	−0,167***	−0,174***	−0,041**	−0,215***
Доля с высшим образованием	0,156***	0,119***	0,125***	0,029*	0,154***
Среднедушевой доход	0,042	0,031	0,033	0,008	0,041
Миграционный прирост	0,097**	0,074**	0,078**	0,019*	0,097**
Тип поселения (село = 0)	−0,128***	−0,098***	−0,103***	−0,024*	−0,127***
Историко-культурная граница	−0,063**	−0,041*	−0,043*	−0,011	−0,054*
Пространственный лаг (ρ)	—	0,214***	—	—	—
R^2 / Псевдо-R^2	0,387	0,461	—	—	—
AIC	4 812	4 573	—	—	—

Источник: разработано автором.

Примечание. Зависимая переменная определяется как отношение числа действительных голосов, поданных за партийные списки, отнесённые к аналитической категории неаффилированных с региональной исполнительной властью, к общему числу действительных голосов на соответствующей УИК. Такая операционализация носит исследовательский характер и не является официальной электоральной классификацией партий. Её воспроизводимое применение требует предварительного определения перечня партий, отнесённых к указанной категории. Социально-демографические характеристики, доступные преимущественно на муниципальном уровне, сопоставляются с координатами УИК посредством территориальной привязки.

Таблица 1 показывает, что переход от МНК к SDM сопровождается заметным улучшением качества модели: псевдо-R^2 возрастает с 0,387 до 0,461, а AIC снижается на 239 пунктов. Коэффициент пространственного лага зависимой переменной в модели Дурбина составляет $\rho = 0{,}214$ и характеризует положительную пространственную зависимость результатов голосования. Однако данный параметр не равен полному предельному воздействию

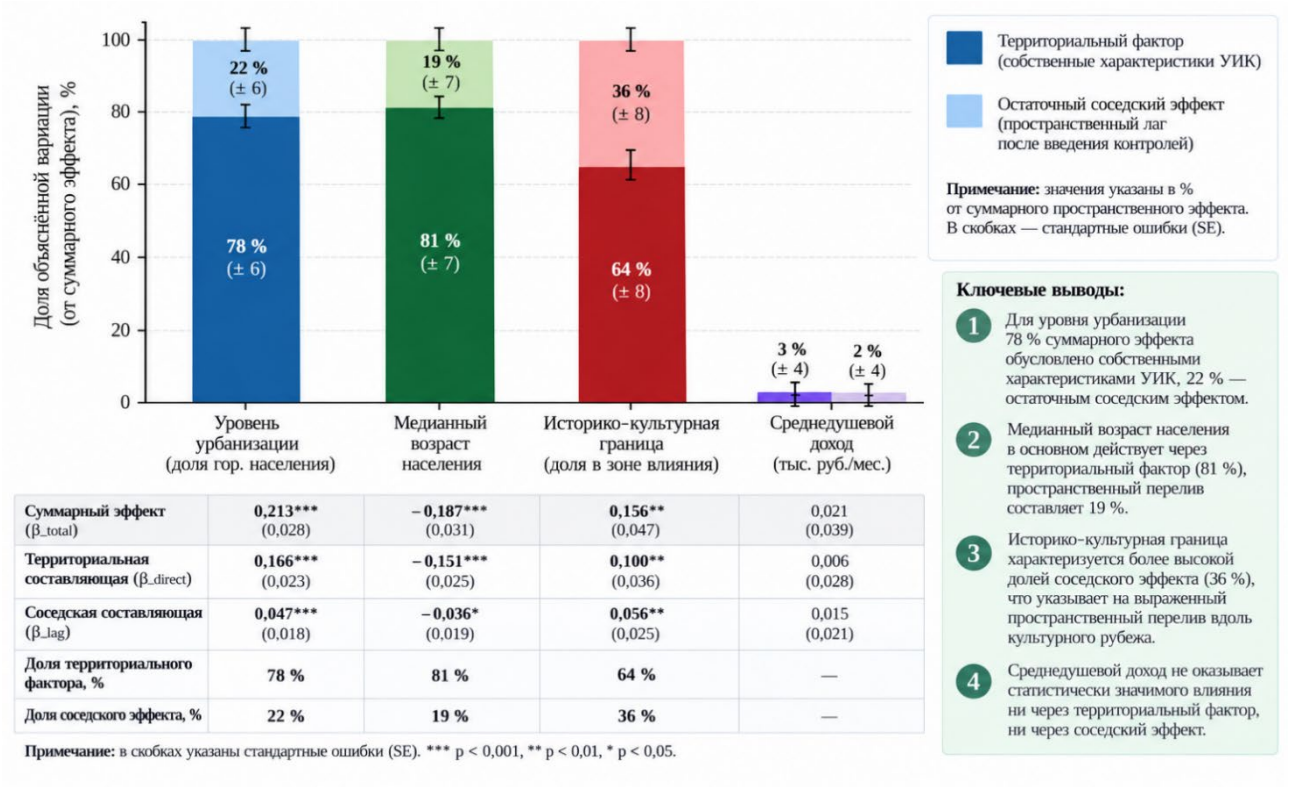
изменения голосования в соседних участках на значение зависимой переменной конкретной УИК. В пространственной модели Дурбина итоговые эффекты определяются с учётом матрицы пространственных весов, обратных связей и коэффициентов объясняющих переменных.

Наиболее устойчивыми предикторами протестного голосования оказались урбанизация и медианный возраст. Участки с более молодым и более городским населением демонстрируют повышенную склонность к протестному голосованию, и этот эффект передаётся соседям: косвенный эффект урбанизации составляет около 20 % от суммарного. Доля лиц с высшим образованием также положительно связана с протестным голосованием, хотя её косвенный эффект относительно невелик и значим лишь на 10-процентном уровне. Среднедушевой доход не показал статистически значимого влияния ни в одной из спецификаций, что перекликается с выводами Ли и Репкина (2022), обнаруживших аналогичную картину для южнокорейских выборов: экономические характеристики территории уступают по объяснительной силе демографическим и институциональным факторам.

Историко-культурная граница сохраняет значимость даже после введения всех социально-экономических контролей, хотя её коэффициент снижается с −0,063 в МНК до −0,041 в SDM. Это означает, что на участках к востоку от водораздела Чусовой и Пышмы доля протестного голосования ниже не только потому, что там ниже урбанизация и выше средний возраст, но и вследствие остаточного влияния культурных различий, которое данная бинарная переменная отражает лишь приблизительно.

Проверка на устойчивость к масштабу агрегирования (MAUP) проводилась путём повторной оценки SDM на уровне 73 муниципальных образований Свердловской области. Направление и значимость коэффициентов при урбанизации, возрасте и образовании сохранились, хотя их абсолютные величины несколько возросли из-за сглаживания внутригородской вариации. Коэффициент пространственного лага на муниципальном уровне составил 0,271,

что несколько выше значения на уровне УИК и может объясняться тем, что укрупнение единиц усиливает межтерриториальные контрасты.



	Уровень урбанизации (доля гор. населения)	Медианный возраст населения	Историко-культурная граница (доля в зоне влияния)	Среднедушевой доход (тыс. руб./мес.)
Суммарный эффект (β_total)	**0,213***** (0,028)	**−0,187***** (0,031)	**0,156**** (0,047)	0,021 (0,039)
Территориальная составляющая (β_direct)	**0,166***** (0,023)	**−0,151***** (0,025)	**0,100**** (0,036)	0,006 (0,028)
Соседская составляющая (β_lag)	**0,047***** (0,018)	**−0,036*** (0,019)	**0,056**** (0,025)	0,015 (0,021)
Доля территориального фактора, %	**78 %**	**81 %**	**64 %**	—
Доля соседского эффекта, %	**22 %**	**19 %**	**36 %**	—

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки (SE). *** p < 0,001, ** p < 0,01, * p < 0,05.

Рисунок 3 - Разложение суммарного пространственного эффекта протестного голосования на составляющие (источник: разработано автором)

Обсуждение результатов исследования. Полученные результаты позволяют представить итоговую логику анализа в виде следующей последовательности: пространственная кластеризация → территориальные факторы → остаточный соседский эффект → возможная временная диффузия. Первый шаг этой цепочки — фиксация кластеров — выполнен с помощью LISA и подтверждён глобальным индексом Морана. Протестное голосование в Свердловской области не распределено случайно: оно образует компактные ареалы в крупных городах и депрессивных моногородах, тогда как лояльный электорат концентрируется в аграрных и горнозаводских районах.

Второй шаг — объяснение кластеризации территориальными факторами — показывает, что значительная часть выявленной пространственной неоднородности объясняется после учёта контрольных переменных.

Урбанизация, возраст и образование совместно объясняют около трети вариации протестного голосования, и их пространственное распределение во многом совпадает с картой LISA-кластеров. Это означает, что соседние участки голосуют сходным образом не столько потому, что избиратели влияют друг на друга через социальные сети или повседневное общение, сколько потому, что эти участки населены людьми с близкими социально-демографическими характеристиками. Данный вывод согласуется с предостережением Ли и Репкина (2022), которые показали, что модели без пространственных контролей систематически завышают роль регионального патриотизма.

Третий шаг — выделение остаточного соседского эффекта — представляет наибольший интерес. Даже после учёта всех доступных территориальных переменных коэффициент пространственного лага остаётся значимым и составляет 0,214. Косвенные эффекты, рассчитанные по методу Ле Сейджа и Пейса (2009), варьируют от 19 до 36 % суммарного воздействия в зависимости от переменной. Это свидетельствует о том, что часть электорального сходства между соседними территориями не сводится к их социальному составу и требует иных объяснений. Фьорино с соавторами (2021) в аналогичной ситуации для европейских регионов предположили, что переливы могут быть связаны с маятниковой миграцией, общими локальными медиа и повседневными социальными контактами, которые не улавливаются стандартными переписными показателями. Для Свердловской области таким каналом может выступать единое информационное пространство екатеринбургской агломерации, охватывающее города-спутники и пригородные посёлки.

Четвёртый шаг — проверка временной диффузии — в рамках настоящего исследования не реализован, поскольку анализ охватывает одну избирательную кампанию. Для корректного моделирования диффузии потребовались бы данные как минимум по трём-четырём последовательным кампаниям сопоставимого типа, что позволило бы связать результат территории в момент t с характеристиками соседних территорий в момент t−1. Это направление

составляет перспективу дальнейшей работы.

Историко-культурная граница между горнозаводской зоной и Зауральем заслуживает отдельного комментария. Её статистическая значимость после введения всех контролей указывает на то, что влияние культурного наследия территории не полностью сводится к текущим социально-экономическим условиям. Вместе с тем бинарная кодировка этой границы остаётся грубым приближением. Более точная формализация потребовала бы использования исторических карт расселения, данных о диалектных ареалах или о конфессиональном составе населения, что выходит за рамки доступных статистических источников.

Следует подчеркнуть ограничения исследования. Во-первых, привязка результатов к координатам УИК, а не к реальным границам избирательных участков вносит погрешность, особенно в сельской местности, где один участок может охватывать несколько населённых пунктов на расстоянии десятков километров. Во-вторых, все выводы носят экологический характер и не подлежат переносу на уровень индивидуального поведения. В-третьих, отсутствие данных о партийной идентификации и политическом участии на индивидуальном уровне не позволяет установить конкретные механизмы соседского влияния — будь то подражание, обсуждение политики в местных сообществах или совместный опыт экономических потрясений.

Тем не менее главный результат работы состоит в количественной оценке того, какая часть пространственной кластеризации электорального поведения объясняется социально-территориальной структурой, а какая сохраняется как самостоятельный пространственный эффект. Для Свердловской области доля территориальных и соседских факторов составляет приблизительно 75 и 25 % соответственно, что указывает на существенную, но не определяющую роль соседских связей. Дальнейшие исследования, опирающиеся на панельные данные по нескольким кампаниям и более детальную пространственную привязку, позволят уточнить эту пропорцию и выявить конкретные каналы

пространственного перелива электоральных предпочтений.

Выводы. Проведенное исследование убедительно демонстрирует, что электоральное поведение существенно зависит от географического контекста. Подтверждение фундаментального географического принципа в сфере политического участия требует отказа от упрощенных атрибутивных моделей. Как показали расчеты на материалах региональных и наднациональных кампаний, игнорирование пространственной зависимости неизбежно ведет к смещению оценок. Традиционные регрессионные подходы склонны завышать роль макрорегиональной идентичности, ошибочно принимая эффект соседства за чистое влияние территории. Применение моделей пространственной эконометрики позволяет учесть это искажение и выделить самостоятельное влияние географической среды на электоральное поведение.

Ключевым методологическим результатом работы стало строгое разделение территориальных и собственно соседских эффектов. Выявленные пространственные кластеры явки и партийных предпочтений лишь отчасти формируются за счет однородного социального состава смежных участков. Результаты пространственного моделирования свидетельствуют о наличии статистической связи между характеристиками территории и распределением электоральных предпочтений. Урбанизация, возрастная структура и образование соотносятся с пространственными различиями протестного голосования, тогда как сохранение пространственного лага после включения контрольных переменных указывает на неполное объяснение территориального сходства наблюдаемыми факторами.

Особого внимания заслуживает дифференцированная роль социально-экономических детерминант в зависимости от типа политического поведения. Если при формировании партийного выбора классические индикаторы благосостояния, такие как валовой региональный продукт или уровень безработицы, зачастую уступают по объяснительной силе культурным и возрастным факторам, то в вопросах мобилизации избирателей экономическая

среда выступает мощным катализатором. При этом демографическое старение связано с устойчивым смещением электоральных предпочтений в сторону консервативных политических сил. Более высокая поддержка традиционных политических сил среди старших возрастных групп способствует формированию территорий с устойчивыми особенностями партийных предпочтений.

Историко-культурные рубежи и институциональная среда также влияют на территориальные особенности голосования. Формализация исторических границ позволяет зафиксировать их самостоятельное влияние, не сводимое к текущей экономической конъюнктуре. Кроме того, фискальная политика местных властей может выступать для избирателей самостоятельным политическим сигналом. Сбалансированный бюджет привлекает сторонников консервативных сил, тогда как дефицитное финансирование социальных программ мобилизует оппозиционные группы. Подобные механизмы подчеркивают, что локальный контекст опосредует взаимодействие между обществом и институтами власти, превращая административные и культурные границы в реальные барьеры или, напротив, мосты для политического влияния.

Интерпретация полученных закономерностей требует учета фундаментальных ограничений пространственной эконометрики. Все выявленные паттерны носят экологический характер и не допускают прямого переноса на уровень индивидуального поведения избирателя. Кроме того, результаты чувствительны к проблеме модифицируемой единицы площади, что диктует необходимость проверки устойчивости моделей при изменении масштаба территориального агрегирования. Перспективным направлением дальнейших географических исследований является переход от статического анализа к пространственно-временному моделированию. Анализ панельных данных по серии последовательных кампаний позволит отследить реальную динамику диффузии политических предпочтений и выявить конкретные каналы, по которым электоральные шоки распространяются между соседними регионами, преодолевая формальные административные рубежи.

Список литературы

1. Кулецкая Л. Е., Демидова О. А., Семерикова Е. В. Пространственно-эконометрический подход к моделированию результатов выборов в России: муниципальный уровень // Экономика и математические методы. 2023. Т. 59. № 3. С. 137–148. DOI: 10.31857/S042473880024435-7.

2. Harteveld E., van der Brug W. Keeping Up With the Joneses? Neighbourhood Effects on the Vote // Political Studies. 2024. Vol. 72. No. 4. P. 1555–1571. DOI: 10.1177/00323217231204849.

3. Окунев И. Ю. Электоральная география. М.: Аспект Пресс, 2024. 312 с. ISBN 978-5-7567-1268-1.

4. Horan K., Brunsdon C., Domijan K. A Multilevel Spatial Model to Investigate Voting Behaviour in the 2019 UK General Election // Applied Spatial Analysis and Policy. 2024. Vol. 17. P. 703–727. DOI: 10.1007/s12061-023-09563-6.

5. Чернецкий Ф. М. «Эффект друзей и соседей»: 75 лет электорально-географических исследований // Социологическое обозрение. 2025. Т. 24. № 1. С. 357–389. DOI: 10.17323/1728-192X-2025-1-357-389.

6. Fremerey M., Hörnig L., Schaffner S. Becoming Neighbors with Refugees and Voting for the Far-Right? The Impact of Refugee Inflows at the Small-Scale Level // Labour Economics. 2024. Vol. 86. Art. 102467. DOI: 10.1016/j.labeco.2023.102467.

7. Матерухин И. А. Пространственный анализ динамики электоральной структуры России // Terra Politica. 2025. № 1. С. 142–156. DOI: 10.63115/6411.2025.95.87.010.

8. Granö S. Divided We Abstain: Testing the Effect of Local Income Inequality on Individual-Level Turnout Using Norwegian Administrative Panel Data // Electoral Studies. 2024. Vol. 92. Art. 102852. DOI: 10.1016/j.electstud.2024.102852.

9. Елагин С. А., Окунев И. Ю. Атлас электоральной географии Российской Федерации. 1991–2024. М.: Издательский дом МГИМО; Аспект Пресс, 2025. 398 с. DOI: 10.63861/2995-3.

10. Krashinsky H. Does a Voter's Decision to Sit Out an Election Depend upon Where

Others Stand? Some Quasi-Experimental Evidence on the Effect of Local Concentrations of Voters and Electoral Competitiveness on Voting Participation // Electoral Studies. 2024. Vol. 92. Art. 102864. DOI: 10.1016/j.electstud.2024.102864.

11. Окунев И. Ю., Полякова Я. О. Анализ результатов парламентских выборов в странах ближнего зарубежья России с помощью метода многомерного шкалирования // Вестник Воронежского государственного университета. Серия: География. Геоэкология. 2025. № 4. С. 45–52. DOI: 10.17308/geo/1609-0683/2025/4/45-52.

12. Ünsal Ö., Dincer Ş. E. A Study on Geographical Context and Voting Preferences: Exploring the Relationships between the 2018 Parliamentary Elections and Influencing Determinants in Istanbul (Türkiye) Using Local Spatial Modelling // Cities. 2025. Vol. 158. Art. 105660. DOI: 10.1016/j.cities.2024.105660.

13. Rickardsson J. Exposure to Refugee Camps and Voting Behavior: A Spatial Analysis // Journal of Population Economics. 2025. Vol. 38. Art. 49. DOI: 10.1007/s00148-025-01103-5.

14. Fernández García T., Gutierrez-Posada D., Rubiera Morollón F., Torre A. Liberté, Égalité, Fraternité? The Role of Spatial Inequalities in Understanding the Determinants of the Populist Vote in the 2022 French Presidential Election // Spatial Economic Analysis. 2025. DOI: 10.1080/17421772.2025.2517698.

15. Granö S., Bergh J. Does Local Context Matter for Individual Level Turnout? Analysing the Effect of the Social Context in the Neighbourhood, in Norwegian Elections // Journal of Elections, Public Opinion and Parties. 2025. DOI: 10.1080/17457289.2025.2549116.

16. Loup R., Bavaud F. Spatial Autocorrelation of Political Opinions: A Kernel Approach // Journal of Geographical Systems. 2026. Vol. 28. P. 77–103. DOI: 10.1007/s10109-025-00463-6.

17. Pasaribu E., Naomi E. E., Kusuma A. C., Parulian F. E. D. Spatial Analysis of Indonesia’s 2019 Provincial Voter Turnout Using Geographically Weighted Regression // ZERO: Jurnal Sains, Matematika dan Terapan. 2026. Vol. 10. No. 1. P.

328–340. DOI: 10.30829/zero.v10i1.28152.

References

1. Kuleczkaya L. E., Demidova O. A., Semerikova E. V. Prostranstvenno-e`konometricheskij podxod k modelirovaniyu rezul`tatov vy`borov v Rossii: municipal`ny`j uroven` // E`konomika i matematicheskie metody`. 2023. T. 59. № 3. S. 137–148. DOI: 10.31857/S042473880024435-7.

2. Harteveld E., van der Brug W. Keeping Up With the Joneses? Neighbourhood Effects on the Vote // Political Studies. 2024. Vol. 72. No. 4. P. 1555–1571. DOI: 10.1177/00323217231204849.

3. Okunev I. Yu. E`lektoral`naya geografiya. M.: Aspekt Press, 2024. 312 s. ISBN 978-5-7567-1268-1.

4. Horan K., Brunsdon C., Domijan K. A Multilevel Spatial Model to Investigate Voting Behaviour in the 2019 UK General Election // Applied Spatial Analysis and Policy. 2024. Vol. 17. P. 703–727. DOI: 10.1007/s12061-023-09563-6.

5. Cherneczkij F. M. «E`ffekt druzej i sosedej»: 75 let e`lektoral`no-geograficheskix issledovanij // Sociologicheskoe obozrenie. 2025. T. 24. № 1. S. 357–389. DOI: 10.17323/1728-192X-2025-1-357-389.

6. Fremerey M., Hörnig L., Schaffner S. Becoming Neighbors with Refugees and Voting for the Far-Right? The Impact of Refugee Inflows at the Small-Scale Level // Labour Economics. 2024. Vol. 86. Art. 102467. DOI: 10.1016/j.labeco.2023.102467.

7. Materuxin I. A. Prostranstvenny`j analiz dinamiki e`lektoral`noj struktury` Rossii // Terra Politica. 2025. № 1. S. 142–156. DOI: 10.63115/6411.2025.95.87.010.

8. Granö S. Divided We Abstain: Testing the Effect of Local Income Inequality on Individual-Level Turnout Using Norwegian Administrative Panel Data // Electoral Studies. 2024. Vol. 92. Art. 102852. DOI: 10.1016/j.electstud.2024.102852.

9. Elagin S. A., Okunev I. Yu. Atlas e`lektoral`noj geografii Rossijskoj Federacii. 1991–2024. M.: Izdatel`skij dom MGIMO; Aspekt Press, 2025. 398 s. DOI: 10.63861/2995-3.

10. Krashinsky H. Does a Voter's Decision to Sit Out an Election Depend upon Where

Others Stand? Some Quasi-Experimental Evidence on the Effect of Local Concentrations of Voters and Electoral Competitiveness on Voting Participation // Electoral Studies. 2024. Vol. 92. Art. 102864. DOI: 10.1016/j.electstud.2024.102864.

11. Okunev I. Yu., Polyakova Ya. O. Analiz rezul`tatov parlamentskix vy`borov v stranax blizhnego zarubezh`ya Rossii s pomoshh`yu metoda mnogomernogo shkalirovaniya // Vestnik Voronezhskogo gosudarstvennogo universiteta. Seriya: Geografiya. Geoe`kologiya. 2025. № 4. S. 45–52. DOI: 10.17308/geo/1609-0683/2025/4/45-52.

12. Ünsal Ö., Dincer Ş. E. A Study on Geographical Context and Voting Preferences: Exploring the Relationships between the 2018 Parliamentary Elections and Influencing Determinants in Istanbul (Türkiye) Using Local Spatial Modelling // Cities. 2025. Vol. 158. Art. 105660. DOI: 10.1016/j.cities.2024.105660.

13. Rickardsson J. Exposure to Refugee Camps and Voting Behavior: A Spatial Analysis // Journal of Population Economics. 2025. Vol. 38. Art. 49. DOI: 10.1007/s00148-025-01103-5.

14. Fernández García T., Gutierrez-Posada D., Rubiera Morollón F., Torre A. Liberté, Égalité, Fraternité? The Role of Spatial Inequalities in Understanding the Determinants of the Populist Vote in the 2022 French Presidential Election // Spatial Economic Analysis. 2025. DOI: 10.1080/17421772.2025.2517698.

15. Granö S., Bergh J. Does Local Context Matter for Individual Level Turnout? Analysing the Effect of the Social Context in the Neighbourhood, in Norwegian Elections // Journal of Elections, Public Opinion and Parties. 2025. DOI: 10.1080/17457289.2025.2549116.

16. Loup R., Bavaud F. Spatial Autocorrelation of Political Opinions: A Kernel Approach // Journal of Geographical Systems. 2026. Vol. 28. P. 77–103. DOI: 10.1007/s10109-025-00463-6.

17. Pasaribu E., Naomi E. E., Kusuma A. C., Parulian F. E. D. Spatial Analysis of Indonesia’s 2019 Provincial Voter Turnout Using Geographically Weighted Regression // ZERO: Jurnal Sains, Matematika dan Terapan. 2026. Vol. 10. No. 1. P.

328–340. DOI: 10.30829/zero.v10i1.28152.

Статья поступила в редакцию 09.04.2026; одобрена после рецензирования 08.05.2026; принята к публикации 30.08.2026.

The article was submitted 09.04.2026; approved after peer review 08.05.2026; accepted for publication 30.08.2026.