

[https://doi.org/10.33293/1609-1442-2026-29\(2\)-21-32](https://doi.org/10.33293/1609-1442-2026-29(2)-21-32)

EDN: QCPGQK



## ПРОСТРАНСТВЕННО-ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ ПОДХОД К МОДЕЛИРОВАНИЮ СОЦИАЛЬНОГО КАПИТАЛА РЕГИОНОВ РОССИИ

© Трофимова Н.А., 2026

*Трофимова Наталья Аристарховна*, кандидат экономических наук, доцент, ведущий научный сотрудник ЦЭМИ РАН, Москва, Россия;  
eLibrary SPIN: 3651-8893; [nataly\\_trofimova@mail.ru](mailto:nataly_trofimova@mail.ru)

Статья поступила: 27.10.2025, принята к печати: 15.05.2026

*Оригинальная статья*

**Аннотация.** Исследование посвящено изучению социального капитала регионов России в контексте их пространственного взаимодействия. Социальный капитал определяется величиной плотности социальных сетевых связей. Методологической основой исследования служат методы пространственной эконометрики, позволяющие проанализировать пространственное взаимодействие социально-экономических явлений. Для выявления возможности существования пространственных эффектов выбранных регионов РФ были рассчитаны глобальные индексы Морана. Оценивание пространственных эффектов производилось с помощью авторегрессионной модели SAR. Для получения матрицы объясняющих переменных применялись методы панельного анализа данных. Наилучший результат был получен с помощью модели с фиксированными эффектами, которая оценивает инвариантные переменные, одновременно контролируя индивидуальные эффекты. Все расчеты проводились с использованием соответствующего модуля в пакете STATA 16. В результате было установлено, что в контексте предлагаемого определения социального капитала существует положительная пространственная автокорреляция социального капитала соседних регионов РФ, что позволяет повысить качество полученных результатов моделирования.

**Ключевые слова:** регионы России, социальный капитал, индекс Морана, пространственная автокорреляция, модель SAR, пространственная эконометрика.

**Классификация JEL:** C51, C5, C23.

**Для цитирования:** Трофимова Н.А. (2026). Пространственно-эконометрический подход к моделированию социального капитала регионов России // Экономическая наука современной России. Т. 29. № 2. С. 21–32. [https://doi.org/10.33293/1609-1442-2026-29\(2\)-21-32](https://doi.org/10.33293/1609-1442-2026-29(2)-21-32). EDN: QCPGQK

[https://doi.org/10.33293/1609-1442-2026-29\(2\)-21-32](https://doi.org/10.33293/1609-1442-2026-29(2)-21-32)

EDN: QCPGQK



## A SPATIAL-ECONOMETRIC APPROACH TO MODELING SOCIAL CAPITAL OF THE RUSSIAN REGIONS

© Trofimova N.A., 2026

*Natalia A. Trofimova*, Cand. Sci. (Economics), Associate Professor, Leading Researcher at the Central Economics and Mathematics Institute of the Russian Academy of Sciences, Moscow, Russia;  
eLibrary SPIN: 3651-8893; [nataly\\_trofimova@mail.ru](mailto:nataly_trofimova@mail.ru)

Received: 27/10/2025, Accepted: 15/05/2026

### *Original article*

**Abstract.** This study examines the social capital of the Russian regions in the context of their spatial interactions. Social capital is determined by the density of social network connections. The study's methodological basis is spatial econometric methods, which allow for the analysis of spatial interactions between socioeconomic phenomena. To identify the possible existence of spatial effects in selected Russian regions, global Moran's IQs were calculated. Spatial effects were estimated using an autoregressive SAR model. Panel data analysis methods were used to obtain a matrix of explanatory variables. Spatial effects were estimated with an autoregressive SAR model. Panel data analysis methods were used to obtain a matrix of explanatory variables. The best result was obtained using a fixed-effects model, which estimates the invariant variables while controlling for individual effects. All calculations were performed using the corresponding module in STATA 16. As a result, it was established that in the context of the proposed definition of social capital, there is a positive spatial autocorrelation of the social capital of neighboring regions of the Russian Federation, which makes possible to improve the quality of the obtained modeling results.

**Keywords:** Russian regions, social capital, Moran's index, spatial autocorrelation, SAR model, spatial econometrics.

**Classification JEL:** C51, C5, C23.

**For reference:** Trofimova N.A. (2026). A spatial-econometric approach to modeling social capital of the Russian regions. *Economics of Contemporary Russia*, 2026;29(2):21–32. (In Russ.) [https://doi.org/10.33293/1609-1442-2026-29\(2\)-21-32](https://doi.org/10.33293/1609-1442-2026-29(2)-21-32). EDN: QCPGQK

## ВВЕДЕНИЕ

Основная цель данной работы заключается в анализе социального капитала региона в контексте пространственного взаимодействия с другими регионами России.

Статья состоит из четырех разделов.

В первом разделе на основе анализа истории развития понятия «*социальный капитал*» вводится определение социального капитала как совокупности социальных связей, представляющих ресурс для получения прибыли и снижения транзакционных издержек.

Во втором разделе анализируются факторы, влияющие на динамику социального капитала. Предполагается, что все факторы можно разделить на три группы: экономические, социально-политические и культурные. Каждая группа существенно влияет на интеграцию индивидуумов в социальные сети. На основе теоретико-экономического анализа обосновывается выбор факторов, роль которых в динамике социального капитала проверяется с помощью построения регрессионных моделей. Также определяется модель, которая наиболее адекватно позволяет определить роль факторов, влияющих на динамику социального капитала.

В третьем разделе приводится история исследований пространственного подхода к анализу социально-экономических процессов. Особое внимание уделено пространственной эконометрике, которая представляет собой раздел эконометрики, позволяющий учитывать фактор пространственного взаимодействия при моделировании социально-экономических процессов. Описывается построение матрицы пространственных весов и матрицы расстояний. Приводится формула расчета индекса Морана, позволяющая предположить существование пространственных эффектов.

Четвертый раздел посвящен анализу результатов моделирования. Расчеты проводились в два этапа. На первом этапе были рассчитаны индексы Морана, которые подтвердили предположение о существовании пространственных эффектов. Исследование пространственных взаимодействий на втором этапе выполнялось с помощью модели SAR (пространственной авторегрессии), дополненной набором независимых переменных. В ходе работы были построены две спецификации данной модели, что позволило измерить краткосрочные пространственные эффекты таких показателей, как уровень урбанизации и подушевой ВРП. Полученные оценки свидетельствуют о наличии положительной пространственной зависимости по указанным факторам в исследуемой группе регионов, что подтверждает их взаимное влияние. Что касается фактора активности обще-

ственных организаций, то для получения достоверных выводов о его пространственном влиянии необходима более глубокая проработка вопроса. Вычисления выполнялись в программной среде STATA 16 с применением специализированного инструментария.

## СОЦИАЛЬНЫЙ КАПИТАЛ

В настоящее время одним из наиболее распространенных и в то же время не до конца определенных понятий является понятие «*социальный капитал*». Принято считать, что термин «*социальный капитал*» был впервые употреблен американским исследователем Л.Дж. Хэнифэном в публикации 1916 г., посвященной деятельности общественных центров в сельских школах. В своей работе автор продемонстрировал, что в процессе коммуникации между людьми внутри общины происходит накопление социального капитала, что ведет к более полному удовлетворению общественных потребностей ее членов.

Дальнейшая эволюция данной концепции пошла по двум основным руслам. Первое из них — институциональное, наиболее тесно связанное с идеями Л.Дж. Хэнифэна (Hanifan, 1916), — представлено трудами П. Бурдьё и Дж. Коулмана. П. Бурдьё (Bourdieu, 1983) рассматривал социальный капитал как сумму реальных или потенциальных ресурсов, доступ к которым открывает принадлежность к группе и которые могут быть использованы для извлечения выгоды. Дж. Коулман (Coleman, 1988), в свою очередь, характеризовал его как общественное благо, создаваемое свободным и действующим рационально индивидом для реализации собственных интересов. При этом ученый объяснял поступки людей, исходя из принципов рационального выбора и влияния социального окружения.

Второе направление исследований — сетевой подход — связано с именем американского политолога Р. Патнэма. В своих трудах он предлагал трактовать социальный капитал как «способность сообщества объединять усилия для достижения общих целей» (Putnam, 2002). Р. Патнэм выделял три ключевых элемента, определяющих социальный капитал: доверие, нормы взаимности и социальные сети. Если два первых являются характеристиками отдельной личности, то третий — социальные сети — служит механизмом, обеспечивающим передачу информации, укрепление доверия и формирование взаимных договоренностей.

В научной литературе выделяют четыре основные концепции, объясняющие природу социального капитала: общинную, сетевую, институциональную и синергетическую (Woolcock, Narayan, 2000).

Несмотря на различия в подходах, все они сходятся в том, что социальный капитал формируется за счет ресурсов и взаимоотношений, складывающихся как внутри отдельных групп, так и на межгрупповом уровне.

Суть общинного подхода заключается в рассмотрении связей индивида с членами своего ближайшего окружения (например, коллегами по клубу или ассоциации). Эти отношения являются для него внешними, но по отношению к самой общине они выступают как внутренние. Сетевой подход, развиваемый такими авторами, как М. Грановеттер, Р. Берт и А. Портес, акцентирует внимание на значимости как горизонтальных, так и вертикальных связей между людьми (Burt, 2004; Portes, 2024). М. Грановеттер, в частности, отмечал, что структура этих связей меняется по мере роста благосостояния: если на начальных этапах преобладают внутренние связи, то с повышением уровня жизни все более значимую роль начинают играть внешние контакты (Granovetter, 1985).

Представители институционального направления (Т. Скокпол, С. Нэк, П. Кефер) настаивают на необходимости учитывать влияние официальных институтов на формирование социального капитала (Knack, Keefer, 1995). Так, Т. Скокпол подчеркивает, что эффективность институтов гражданского общества напрямую зависит от позиции государства и его уход из социально-экономической сферы далеко не всегда ведет к росту общественного благосостояния (Skocpol, 1979).

Синергетический подход, предложенный П. Эвансом, Д. Нараяном и М. Вулкоком, объединяет идеи сетевого и институционального направлений (Woolcock, Narayan, 2000). Ключевая идея этого подхода состоит в том, что государство не ограничивается созданием общественных благ, но способно также выступать катализатором устойчивого взаимодействия между различными социальными группами.

Если в качестве объектов анализа социального капитала используются индивидуумы, тогда мы имеем дело с индивидуальным социальным капиталом. В случае исследования объектов более высокого уровня, таких как фирмы, регионы, страны и др., мы будем рассуждать уже об *общественном социальном капитале* (Трофимова, 2018). Необходимо отметить, что общинный подход более характерен для индивидуального социального капитала, тогда как оставшиеся три подхода могут использоваться для анализа общественного социального капитала. В нашем случае объектом исследования являются регионы России, поэтому в работе исследуется *общественный социальный капитал*.

На современном этапе из всех выделенных подходов для исследования общественного соци-

ального капитала чаще всего используются институциональный и сетевой. В основе институционального подхода лежит исследование доверия как уверенности в выполнении взаимных обязательств без каких-либо санкций. Сетевой подход предполагает рассмотрение социального капитала как совокупности социальных сетевых контактов. Он дает возможность производить измерение социального капитала. Измерение общественного социального капитала предполагает использование относительных или невязных показателей. Чаще всего используются всевозможные индексы или фиксация социальных дисфункций, а также плотность сетей, устойчивость и сила сетевых связей. В нашем случае для анализа динамики социального капитала будем использовать сетевой подход, предложенный Р. Патнэмом, и определять социальный капитал как плотность социальных сетевых связей, вычисляемую как отношение прямых связей в сети к общему числу связей совокупности сетевых контактов.

## ФАКТОРЫ, ВЛИЯЮЩИЕ НА ДИНАМИКУ СОЦИАЛЬНОГО КАПИТАЛА

Анализ теоретических подходов к изучению социального капитала показывает, что его динамика находится под влиянием комплекса гетерогенных факторов. Как отмечается в более раннем исследовании автора (Трофимова, 2012), в зависимости от природы возникновения их принято дифференцировать по трем категориям — факторам экономического, социально-политического и культурного порядка. Данные категории неодинаково воздействуют как на процесс вовлеченности субъектов в горизонтальные связи, так и на эффективность общественной координации в рамках достижения коллективных целей.

Центральную роль в формировании социального капитала играют экономические факторы. Экономическая стабильность существенно влияет на способность людей строить доверительные отношения и участвовать в общественной жизни. В условиях стабильной экономики у людей больше возможностей участвовать в социальных сетях. Экономическая нестабильность, низкий уровень доходов и безработица могут стать барьерами для формирования социального капитала.

Социально-политические факторы также существенно влияют на развитие социального капитала. К ним относят уровень доверия к государственным институтам, уровень образования в обществе и социальную мобильность. Образование, как правило, способствует более активному

участию в общественной жизни, самоорганизации людей и вступлению в социальные связи. Социальная мобильность отражает возможности личного и профессионального роста и, как правило, способствует большей открытости для кооперации и развития взаимопомощи людей. Политическая стабильность и участие граждан в управлении также способствуют развитию социального капитала, так как позволяют людям влиять на решения, принимаемые на государственном уровне, что укрепляет их чувство принадлежности к сообществу и взаимную поддержку. Особо стоит отметить роль общественных организаций, которые решают проблемы различных социальных групп, разрабатывая альтернативные варианты выхода из сложных ситуаций, и являются связующим звеном между бизнесом, властью и народом.

Не менее важную роль в формировании социального капитала играют культурные факторы, важным элементом которых являются обычаи и традиции, способствующие или препятствующие формированию доверительных отношений в обществе.

Каждая из этих групп факторов воздействует на социальный капитал по-разному, и их влияние может варьировать в зависимости от конкретного случая, взаимодействуя между собой. Например, рост ВРП может привести к повышению уровня образования, что, в свою очередь, укрепит социальные сети и повысит уровень социального капитала в обществе.

Проведенный ранее теоретический анализ и экспериментальные расчеты (Трофимова, 2012) показали, что на динамику социального капитала регионов наиболее значимо влияют три следующих фактора: ВРП на душу населения (представитель первой группы факторов), отношение числа общественных организаций в регионе к общему числу организаций (представитель второй группы факторов) и доля (%) городского населения в регионе. Эти факторы были взяты в качестве объясняющих переменных в анализе социального капитала с точки зрения сетевого подхода. В качестве результативного фактора используется фактор, характеризующий плотность социальных сетей. Для оценки влияния выбранных факторов использовался панельный анализ данных. Это связано с тем, что достоверная информация о динамике применяемых показателей была получена только за восемь лет (с 2010 по 2017 г.). Именно этот период позволил глубже исследовать пространственное влияние на динамику социального капитала регионов и исключить краткосрочные экономические и социально-политические колебания в условиях ограниченности данных.

Одной из ключевых проблем применения панельного анализа региональных данных является

проблема учета влияния *ненаблюдаемых региональных эффектов*, например влияние федеральных программ на развитие регионов. В этом случае необходимо решить задачу о том, являются ли ненаблюдаемые региональные эффекты фиксированными (FE) или случайными (RE), то есть какая из моделей панельного анализа позволяет получить адекватные результаты: модель с фиксированными (FE) эффектами, модель со случайными эффектами (RE) или сквозная регрессия.

Для решения данной задачи были использованы статистические данные по 17 регионам Российской Федерации за период с 2010 по 2017 г., полученные с помощью сайтов Федеральной службой государственной статистики (Росстата) и различных ведомств, а также данные справочной литературы и опубликованные в СМИ.

Формирование выборки осуществлялось исходя из целей исследования пространственных взаимодействий. В итоговый перечень вошли следующие субъекты РФ: Архангельская, Вологодская, Кировская, Нижегородская, Оренбургская, Пензенская, Самарская, Саратовская и Ульяновская области, а также Пермский край, республики Башкортостан, Марий Эл, Мордовия, Татарстан, Удмуртская и Чувашская. Кроме того, в выборку включен город федерального значения Санкт-Петербург. По своим статистическим данным эти регионы обладают средним уровнем исследуемых статистических показателей, удобным для пространственного анализа географическим положением и не требуют разбиения на западные и восточные регионы. Выбор периода наблюдений связан с отсутствием резких выбросов, связанных с внутренним и внешним положением в стране.

В процессе исследования были выдвинуты и проверены следующие две гипотезы.

**Гипотеза 1.** Модель с фиксированными эффектами позволяет получить более адекватные результаты по сравнению с моделями со случайными эффектами и моделями сквозной регрессии.

**Гипотеза 2.** Результаты применения модели с фиксированными эффектами подтверждают статистическую значимость следующих показателей: 1) доля некоммерческих (общественных) организаций в общем числе организаций (*org*), зарегистрированных в субъекте РФ, 2) доля жителей, проживающих в городах (*town*), и 3) величина ВРП на душу населения (*gnp*).

Необходимо отметить, что в качестве зависимой переменной используется плотность социальных сетей (показатель определяется путем деления числа прямых связей на общее число связей), которая обозначается как *socnet*.

Результаты моделирования представлены в табл. 1.

Таблица 1. Основные результаты моделирования

Независимая переменная	Сквозная регрессия	Регрессия с фиксированными эффектами	Регрессия со случайными эффектами
<i>town</i>	-0,23297**	3,33540**	-0,26377**
<i>gnp</i>	0,00004**	0,00008**	0,00006**
<i>org</i>	-0,30502**	-0,47282**	-0,68968**
<i>const</i>	71,58651**	-196,7345**	73,10922**

\*\*  $p$ -value < 0,05.

Составлено автором.

По итогам эмпирического анализа обе выдвинутые гипотезы нашли свое подтверждение. Верификация первой гипотезы проводилась в три этапа с применением соответствующих диагностических тестов. На первом этапе использовался  $F$ -тест, предназначенный для оценки целесообразности включения индивидуальных эффектов. При сравнении сквозной регрессии (pooled regression) с регрессией с фиксированными эффектами ( $FE$ ) тест показал результат  $F(16, 116) = 2,99$  ( $p$ -value = 0,0003), что свидетельствует о статистическом преимуществе регрессии с фиксированными эффектами ( $FE$ ). На втором этапе использовался тест Бройша–Пагана (Breusch–Pagan test), позволяющий сделать выбор между сквозной регрессией и регрессией со случайными эффектами ( $RE$ ). Результат тестирования показал предпочтительность  $RE$ -регрессии по сравнению со сквозной регрессией (статистика критерия  $\chi^2$  составила 3,96;  $p = 0,0234 < 0,05$ ). На третьем этапе проводился тест Хаусмана (статистика критерия  $\chi^2$  равна 7,67;  $p = 0,0216 < 0,05$ ). Полученный результат подтверждает несостоятельность оценок  $RE$ -модели. В связи с этим интерпретация результатов строится на основе регрессии с фиксированными эффектами, обеспечивающей надежность выводов. Это означает, что неучтенные региональные эффекты коррелируют с объясняющими переменными и оценки  $RE$ -модели могут быть смещенными и несостоятельными. Следовательно, наиболее адекватной по результатам моделирования является модель с фиксированными эффектами, что говорит о том, что гипотеза 1 подтвердилась.

Данные, представленные в табл. 1, подтверждают статистическую значимость всех факторов, отобранных на этапе теоретического анализа. К ним относятся: удельный вес общественных организаций (их число в соотношении с общим числом организаций в регионе), уровень урбанизации (доля горожан) и показатель душевого ВРП. Последний фактор положительно влияет на плотность социальных сетей: чем выше материальное благосостояние населения, тем активнее граждане вовлекаются в сетевое взаимодействие.

Интересной особенностью является устойчивый отрицательный знак коэффициента при переменной, отражающей распространенность общественных организаций. Подобная закономерность объясняется тем, что развитие горизонтальных связей и цифровых сервисов позволяет людям решать многие вопросы напрямую, снижая потребность в посредничестве формальных структур.

Что касается урбанизации, то ее влияние варьирует в зависимости от спецификации модели. Наиболее адекватные оценки получены в модели с фиксированными эффектами: здесь увеличение доли городских жителей ведет к росту плотности социальных сетей, что подтверждает исходные предположения.

## ПРОСТРАНСТВЕННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ. МЕТОДЫ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ ЭКОНОМЕТРИКИ, ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ В РАБОТЕ

Пространственная эконометрика представляет собой раздел эконометрики, позволяющий моделировать социально-экономические процессы с учетом пространственного взаимодействия. Чаще всего пространственная эконометрика применяется при анализе социально-экономических процессов на уровне регионов или стран, когда необходимо учитывать фактор географического взаимодействия.

Проблема пространственного взаимодействия территорий волновала ученых всегда. В работах античных авторов (Сократа, Платона, Аристотеля) и таких более поздних исследователей, как Р. Кантильон, А. Смит, Д. Рикардо, при анализе государственного устройства часто рассматривались пространственные аспекты (Кантильон, 2024; Рикардо, 1955; Смит, 1962). Но только в XIX в. были сформированы основы теории пространственной экономики, родоначальником которой считается И.Г. фон Тюнен (Тюнен, 1926).

В XX в. наблюдалась дальнейшая разработка теорий пространственного развития. Так, А. Предель и Т. Паландер предложили исследовать неоднородность экономического пространства (Predöhl, 1934; Palander, 1935). А в середине 1950-х годов появилась теория экономического пространства, одним из основателей которой был У. Айзард, американский экономист, разработчик моделей пространственного равновесия, моделей размещения производства и др. (Isard, 1960).

Значительный вклад в теорию пространственного развития в 1980-е годы внесли исследования, учитывающие влияние соседства и географической близости. Вклад таких авторов, как П. Моран

(Moran, 1948), Р. Гири (Geary, 1954), В. Алонсо (Alonso, 1964), Л. Анселин (Anselin, 1988), А. Гетис и Дж. Орд (Getis, Ord, 1996) и др., позволил количественно измерить пространственные эффекты. Предложенные ими методы дали возможность проверить закономерность распространения хозяйствующих субъектов по территории, а также определить степень их взаимного влияния. В 1974 г. появилось новое направление — пространственная эконометрика, которая представляет собой часть эконометрики, позволяющей моделировать пространственное взаимодействие между географическими единицами, в качестве которых могут выступать страны, регионы и т.д. В уставе Ассоциации пространственной эконометрики отмечается, что основной задачей пространственной эконометрики является изучение таких экономических эффектов, как эффекты взаимодействия, эффекты пространственной концентрации, внешние эффекты и т.д. Пространственные модели основаны на предположении, что в одной из единиц наблюдения значение показателя взаимосвязано со значением этого же показателя в других единицах наблюдения, расстояние или другая мера близости определяют силу связи.

Большой вклад в развитие пространственной эконометрики внесли зарубежные ученые: К. Кларк (Clark, 1951), П. Дерик (Derycke, 1979), Е. Милз (Mills, 1967), Р. Мут (Muth, 1961), а также ряд российских исследователей: Е.С. Вакуленко (Вакуленко, 2015), О.С. Балаш (Балаш, 2012), К.П. Глущенко (Глущенко, 2010), О.А. Демидова (Демидова, 2014), И.В. Наумов (Наумов, 2019), В.М. Седелников (Неганова, Наумов, Седелников, 2019) и др.

Пространственная эконометрика применяется в тех областях экономики, где может наблюдаться пространственное взаимодействие объектов. К ним относятся региональная экономика, экономика городов и недвижимости, сельскохозяйственная экономика и экономика здоровья.

Методология пространственной эконометрики базируется на анализе взаимозависимости территориальных систем исходя из предпосылки, что интенсивность связей между ними обратно пропорциональна расстоянию: близлежащие объекты взаимодействуют теснее, чем удаленные (Трофимова, 2022). Для количественной оценки данных взаимосвязей применяются матрицы пространственных весов и матрицы расстояний, которые в табличной форме фиксируют меру пространственной близости между рассматриваемыми единицами. Структура указанных матриц такова, что каждая строка содержит весовые коэффициенты, отражающие степень воздействия соседних объектов на данный территориальный субъект. При

этом элементы главной диагонали принимаются равными нулю, что позволяет исключить эффект автономного влияния (автокорреляции объекта с самим собой) и сосредоточиться исключительно на межобъектных взаимодействиях.

$$w_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{если } i = j; \\ 1, & \text{если } j \text{ граничит с } i; \\ 0, & \text{не граничит.} \end{cases} \quad (1)$$

Нормализация матрицы пространственных весов предполагает равенство суммы весов по каждой строке матрицы единице. Как отмечалось в ранее проведенном исследовании автора (Трофимова, 2025), матрица бинарна, поэтому ее нормализация приводит к выводу, что соседние территории влияют на данную территорию с одними и теми же пространственными весами. Матрицу пространственных весов целесообразно использовать, если исследуемые территориальные объекты достаточно однородны по площади. Использование матрицы расстояний основано на предположении, что притяжение объектов обратно пропорционально квадрату расстояния между ними, то есть чем дальше располагаются объекты друг от друга, тем меньше они взаимодействуют. Таким образом, матрицы расстояний является аналогом гравитационной модели:

$$w_{ij}(q) = \begin{cases} 0, & \text{если } i = j; \\ 1/d_{ij}^\gamma, & \text{если } d_{ij} \leq D(q); \\ 0, & \text{если } d_{ij} > D(q), \end{cases} \quad (2)$$

где  $d_{ij}$  — расстояния между центрами территориальных объектов (систем)  $i$  и  $j$ ;  $D(q)$  — квартили расстояний ( $q = 1, \dots, 4$ );  $\gamma = 2$ .

Если  $q < 4$ , то квартиль расстояния  $D(q)$  показывает максимальное расстояние. Если  $q = 4$ , то происходит учет всех расстояний.

В процессе моделирования применялись два типа пространственных весовых матриц: матрица весов (границ) и матрица расстояний. Необходимость использования обоих подходов обусловлена относительной однородностью исследуемых регионов по площади. В случае бинарной матрицы весов после нормализации весов каждый соседний регион получает одинаковый коэффициент влияния, что не всегда отражает реальную дифференциацию связей. Дистанционная матрица позволяет учесть этот нюанс.

Для диагностики пространственных эффектов в работе применялись стандартные инструменты пространственного анализа, среди которых наиболее известны статистики Морана, Гетиса–Орда, Вальда и других авторов. Основным инструментом оценки пространственной автокорреляции высту-

пили индексы Морана, которые были рассчитаны для каждого года наблюдения по всем регионам выборки для каждого анализируемого показателя.

Пространственная автокорреляция представляет собой степень пространственной зависимости или корреляции между значениями переменной одного пространственного объекта с соответствующей переменной другого объекта. Различают глобальный и локальный индексы Морана. Глобальный индекс Морана представляет собой меру глобальной пространственной автокорреляции, следовательно, предполагает однородность, тогда как локальный индекс Морана рассчитывается для каждой пространственной единицы и используется для оценки кластеризации в отдельных единицах (Moran, 1948).

В данном случае использовался глобальный индекс Морана, формула расчета которого представлена ниже и похожа на формулу коэффициента парной корреляции:

$$I_G = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_i (x_i - \mu)^2}, \quad (3)$$

где  $w_{ij}$  — элемент матрицы пространственных весов  $W$  для регионов  $i$  и  $j$ ;  $\mu$  — среднее значение показателя;  $X_i$  — анализируемый показатель региона  $i$ ;  $X_j$  — анализируемый показатель региона  $j$ ;  $N$  — число регионов.

Пространственная автокорреляция будет положительной (значения характеристик в соседних регионах являются подобными), если величина рассчитанного индекса Морана больше его ожидаемого среднего значения, то есть  $I_G > E(I)$ . Наблюдается

отрицательная автокорреляция (характеристики соседних регионов отличаются), если  $I_G < E(I)$ . Если  $I_G = E(I)$ , то считается, что значения наблюдений в соседних регионах расположены случайно.

## РАСЧЕТЫ И АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ

Обоснование выбора регионов для изучения пространственных эффектов и перечень факторов, задействованных в анализе, были представлены в предыдущих разделах.

К числу независимых переменных отнесены следующие показатели:

1) доля городского населения (гипотеза: жители городов активнее интегрированы в сетевое взаимодействие, чем сельское население);

2) объем ВРП в расчете на душу населения (предполагается прямая зависимость: чем выше подушевой ВРП, тем благоприятнее экономический фон и больше возможностей для накопления социального капитала);

3) доля общественных организаций в общей структуре организаций региона (общественные объединения рассматриваются как институциональная основа для генерирования и распространения социальных сетей).

Результаты расчета глобального индекса Морана представлены в табл. 2.

На основе рассчитанных значений индекса Морана установлено следующее.

1. Положительная и статистически значимая пространственная автокорреляция выявлена для таких переменных, как плотность социальных сетей, ВРП на душу населения и численность обще-

**Таблица 2.** Индексы Морана для динамики показателей, 2010–2017 гг.

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
<b>Динамика ВРП на душу населения</b>								
Граничная матрица весов								
Регионы России	0,064**	0,057***	0,229***	0,141**	0,052***	0,109***	0,179***	0,076***
Матрица весов обратных расстояний								
Регионы России	0,029**	0,009***	0,102***	0,042**	0,019***	0,058***	0,026***	0,011***
<b>Динамика плотности социальных сетей</b>								
Граничная матрица весов								
Регионы России	0,393***	0,382***	0,352***	0,405***	0,355***	0,252***	0,355***	0,411***
Матрица весов обратных расстояний								
Регионы России	0,182***	0,159***	0,156***	0,19***	0,178***	0,132***	0,152***	0,17***
<b>Динамика численности общественных организаций</b>								
Граничная матрица весов								
Регионы России	0,141**	0,052***	0,109***	0,179**	0,076***	0,293***	0,186**	0,179**
Матрица весов обратных расстояний								
Регионы России	0,042**	-0,019**	0,058***	0,026**	-0,011**	0,068***	0,084***	0,059***

\*  $p$ -value < 0,1; \*\*  $p$ -value < 0,05; \*\*\*  $p$ -value < 0,01.

Составлено автором.

ственных организаций. Эти данные показывают, что регионы со сходными характеристиками тяготеют друг к другу.

2. Выявленная закономерность позволяет предположить действие краткосрочных пространственных эффектов в группе анализируемых субъектов.

Необходимо отметить, что при всех положительных свойствах метод пространственной автокорреляции имеет ряд недостатков.

К таким недостаткам относятся:

1) существенное влияние используемых в расчетах систем измерения расстояний между исследуемыми объектами на результаты моделирования;

2) необходимость использовать только один набор пространственных весов  $W$  для корректного описания пространственной автокорреляции, так как использование других может привести к ложным результатам;

3) распределение пространственных переменных должно быть нормальным;

4) результаты зависят от используемой методики расчета пространственной автокорреляции;

5) выявленные территориальные взаимосвязи не всегда подтверждаются качественным анализом этих взаимосвязей.

Таким образом, индексы Морана дают возможность выдвинуть лишь начальные предположения о существовании пространственных эффектов, причем анализу подвергается только один фактор из набора объясняющих факторов, которые могут влиять на результативный фактор. Поэтому пространственные эффекты обычно оценивают с помощью пространственных авторегрессионных моделей.

Пространственные авторегрессионные модели можно классифицировать следующим образом (Трофимова, 2024):

1) пространственные авторегрессионные модели первого порядка FAR

$$Y = \mu + \rho WY + \xi; \quad (4)$$

2) смешанные пространственные авторегрессионные модели SAR

$$Y = \mu + \rho WY + XB + \xi; \quad (5)$$

3) модели с пространственной ошибкой SEM

$$Y = \mu + XB + \xi; \quad (6)$$

$$Y = \mu + \lambda WY + \xi, \quad (7)$$

где  $X$  — матрица объясняющих переменных;  $W$  — пространственная матрица весов;  $B$  — вектор оценивающих коэффициентов при факторах;  $\xi$  — вектор нормально распределенного шума;  $\rho$  — параметр, отвечающий за силу пространственной зависимости;  $\lambda$  — коэффициент, отвечающий за пространственную корреляцию ошибки;  $Y$  — вектор зависимой переменной;  $\mu$  — константа.

Для анализа была применена модель SAR (уравнение (5)), представляющая собой вариант простой авторегрессионной модели с добавлением матрицы объясняющих переменных.

Для оценки параметров уравнения (5) применялся метод максимального правдоподобия вместо МНК (Anselin, 1988), так как необходимое условие некоррелированности факторов и возмущений для использования метода наименьших квадратов нарушается.

Все расчеты проводились с использованием соответствующего модуля в пакете STATA 16.

Расчеты проводились для двух типов моделей: с граничным пространственным лагом и с обратно дистанционным пространственным лагом.

Результаты расчетов приведены в табл. 3 и 4.

По итогам эконометрического моделирования можно сформулировать следующие ключевые выводы.

В обеих спецификациях моделей коэффициенты пространственной автокорреляции, отражающие влияние динамики ВРП на душу населения, оказались положительными и статистически значимыми. Это свидетельствует о наличии прямой пространственной зависимости между соседними регионами по данному показателю: повышение уровня ВРП на душу населения в одном регионе сопровождается повышением уровня ВРП на душу населения в соседних регионах. И наоборот, снижение этого

**Таблица 3.** Результаты оценки модели с граничным пространственным лагом для регионов России, 2010–2017 гг.

Параметр	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
<i>town</i>	0,033***	0,012	0,019	0,019	0,016	0,004	0,007	0,020**
<i>gnp</i>	2,035**	0,88***	1,22***	1,435***	1,364	2,035***	0,88***	1,22***
<i>org</i>	-0,015**	-0,021***	-0,015**	-0,030**	-0,38***	-0,032**	-0,044***	-0,043***
<i>const</i>	41,85***	13,298**	30,953***	34,24***	25,165**	19,556**	18,299***	14,698**
<i>Pseudo R<sup>2</sup></i>	0,6639	0,5222	0,4236	0,4727	0,6648	0,6600	0,7320	0,6400
<i>AIC</i>	121,2756	126,6621	130,2128	119,7814	98,9989	96,5270	95,6892	108,1520
<i>BIC</i>	126,2749	131,6614	135,2121	124,7807	103,9982	101,5271	100,6885	113,1513

\*  $p$ -value < 0,1; \*\*  $p$ -value < 0,05; \*\*\*  $p$ -value < 0,01.

Составлено автором.

**Таблица 4.** Результаты оценки модели с обратно дистанционным пространственным лагом для регионов России, 2010–2017 гг.

Параметр	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
<i>town</i>	0,034***	0,018**	0,024***	0,014***	0,006**	0,008	0,003***	0,013**
<i>gnp</i>	1,801**	1,079	1,219	0,997	1,056	0,474	0,471	0,474
<i>org</i>	-0,014**	-0,021**	-9,016**	-0,038**	-0,042**	-0,033**	-0,042**	-0,045**
<i>const</i>	18,771**	10,283	19,611***	13,562*	10,307	11,182*	13,399**	7,647
<i>Pseudo R<sup>2</sup></i>	0,6358	0,4758	0,3014	0,4860	0,5882	0,6574	0,7907	0,6781
<i>AIC</i>	117,5453	126,8243	130,0346	119,6782	99,5266	92,3176	84,9878	103,4874
<i>BIC</i>	122,5446	131,8236	135,0339	124,6775	104,5259	96,4836	89,1539	107,6444

\* *p*-value < 0,1; \*\* *p*-value < 0,05; \*\*\* *p*-value < 0,01.

Составлено автором.

показателя в одном регионе приводит к соответствующим изменениям в соседних регионах.

Положительную и значимую связь в обеих моделях также демонстрирует оценка пространственной корреляции для фактора урбанизации (доли городского населения). Однако величина влияния этого фактора уступает влиянию показателя ВРП на душу населения.

Коэффициенты переменной, характеризующей число общественных организаций, статистически значимы, но отрицательный знак в уравнениях указывает на необходимость более глубокого анализа роли этого фактора в пространственном взаимодействии.

Размер критерия псевдо-*R*<sup>2</sup> свидетельствует о том, что оба типа моделей могут использоваться для пространственного анализа данных. Этот вывод подтверждают и информационные критерии *AIC* и *BIC*.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе социальный капитал рассматривался как плотность социальных сетевых связей, которая определяется как отношение прямых связей в социальной сети к общему числу связей. Основа этого определения опирается на подход, предложенный Р. Патнэмом.

Для выявления детерминант, определяющих динамику социального капитала, были примене-

ны три типа эконометрических моделей: сквозная регрессия (pooled-регрессия), а также модели с фиксированными и случайными эффектами. Наилучшие характеристики качества продемонстрировала модель с фиксированными эффектами, которая и была выбрана для последующего анализа. На основе этой модели получена итоговая спецификация, включающая следующие независимые переменные: доля общественных организаций в общем числе организаций региона, ВРП на душу населения и уровень урбанизации (доля городских жителей).

Анализ пространственной автокорреляции с помощью глобального индекса Морана подтвердил наличие схожих тенденций по выбранным факторам в исследуемой группе регионов: все значения индекса оказались устойчиво положительными и статистически значимыми. Дальнейшие расчеты с использованием двух спецификаций пространственных моделей позволили обнаружить краткосрочные пространственные эффекты (эффекты соседства) для показателей урбанизации и душевого ВРП. Иными словами, изменение данных параметров в одном регионе способно влиять (передавать «импульс») на соседние и даже более отдаленные территории. Что касается фактора распространенности общественных организаций, то его пространственное влияние оказалось менее очевидным и нуждается в более глубоком изучении.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Балаш О.С. (2012). Пространственный анализ конвергенции регионов России // Известия Саратовского ун-та. Серия: Экономика, управление, право. Вып. 4. С. 45–52.
- Вакуленко Е.С. (2015). Анализ связи между региональными рынками труда в России с использованием модели Оукена // Прикладная эконометрика. № 40. С. 28–48.
- Глущенко К.П. (2010). Методы анализа межрегионального неравенства по доходам // Регион: экономика и социология. № 1. С. 54–87.
- Демидова О.А. (2014). Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере восточной и западной части России) // Прикладная эконометрика. № 34. С. 19–35.
- Кантильон Р. (2024). Опыт о природе коммерции: пер. с фр. О.И. Ананьина. М.: Изд-во Института Гайдара; СПб: Центр экономической культуры.
- Коулман Дж. (2001). Капитал социальный и человеческий // Общественные науки и современность. № 3. С. 121–139.
- Наумов И.В. (2019). Исследование межрегиональных взаимосвязей в процессах формирования инвестиционного потенциала территорий методами пространственного моделирования // Экономика региона. Т. 15. Вып. 3. С. 720–735.

- Неганова В.П., Наумов И.В., Седельников В.М. (2019). Исследование и моделирование потребительского рынка мегаполиса // *Практический маркетинг*. № 8. С. 3–15.
- Рикардо Д. (1955). Сочинения. Т. I: пер. с англ. М.: Госполитиздат. 360 с.
- Смит А. (1962). Исследование о природе и причинах богатства народов: пер. с англ. М.: Соцэкгиз. 348 с.
- Трофимова Н.А. (2012). Социальный капитал: анализ определяющих его факторов // *Анализ и моделирование экономических процессов*. Вып. 9. М.: ЦЭМИ РАН. С. 31–46.
- Трофимова Н.А. (2018). Экономическая роль социального капитала в эффективной деятельности многоуровневых экономических систем // *Искусственные общества*. Т. 13. Вып. 4.
- Трофимова Н.А. (2022). Применение пространственных моделей при оценке влияния регионального социального капитала. Применение многомерного статистического анализа в экономике и оценке качества // XII Международная научная конференция им. С.А. Айвазяна (21–23 сентября 2022 г.): тр. конф. / отв. ред. В.С. Мхитарян. М.: Изд. дом Высшей школы экономики. 180 с. URL: <https://elibrary.ru/xwvqfmm>
- Трофимова Н.А. (2024). Анализ социального капитала регионов России с учетом пространственных взаимодействий // *Многомерный статистический анализ, эконометрика и моделирование реальных процессов: тезисы докладов XI-й международной конференции / Ч. 1. Пленарный доклад. Секция 1. Многомерный статистический анализ и эконометрика / под ред. В.Л. Макарова*. М.: ЦЭМИ РАН. С. 129–131.
- Трофимова Н.А. (2025). Пространственный анализ социального капитала регионов России // *Стратегическое планирование и развитие предприятий: материалы XXVI Всероссийского симпозиума*. Москва, 15–16 апреля 2025 г. / под ред. чл.-корр. РАН Г.Б. Клейнера. М.: ЦЭМИ РАН, 2025. С. 592–599.
- Тюннен И. фон (1926). *Изолированное государство*. (Труды Науч.-исслед. ин-та с.-х. экономии) / пер. Е.А. Торнеус; под ред. и с предисл. проф. А.А. Рыбникова. М.: Экономическая жизнь. XII, 326 с.
- Alonso W. (1964). *Location and Land Use*. Cambridge (MA): Harvard University Press. 204 p.
- Anselin L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. 284 p.
- Bourdieu P. (1983). *Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital*. In: Kreckel R. (ed.) *Soziale Ungleichheiten (Soziale Welt, Sonderheft 2)*. Goettingen: Otto Schwartz & Co. Pp. 183–198.
- Burt R. (2004). Structural holes and good ideas. *American Journal of Sociology*, no. 110 (2), pp. 349–399.
- Clark C. (1951). Urban Population Densities. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, no. 4, pp. 490–496.
- Coleman J.S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology. Supplement: Organizations and Institutions: Sociological and Economic Approaches to the Analysis of Social Structure*, no. 94, pp. S95–S120. URL: <https://www.jstor.org/stable/2780243>
- Derycke P.H. (1979). *Economie et planification urbaines*. Paris: Thémis, Presses Universitaires de France (PUF), 2 vol., vol. 1, pp. 238–239.
- Geary R.C. (1954). The Contiguity Ratio and Statistical Mapping. *The Incorporated Statistician*, no. 5 (3), pp. 115–145.
- Getis A., Ord J.K. (1996). Local Spatial Statistics: An Overview. *Spatial Analysis: Modeling in a GIS Environment / P. Longley, M. Batty (eds)*. Cambridge: John Wiley & Sons, pp. 269–285.
- Granovetter M. (1985). Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness. *American Journal of Sociology*, no. 91 (3), pp. 481–510.
- Hanifan L.J. (1916). The Rural School Community. *Center of the American Academy of Political and Social Science*, no. 67, pp. 130–138.
- Isard W. (1960). *Methods of regional analysis*. Cambridge: MIT Press. 832 p.
- Knack S., Keefer P. (1995). Institution and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures. *Economics and Politics*, no. 3, pp. 207–227.
- Mills E.S. (1967). An aggregative model of resource allocation in a metropolitan area. *American Economic Review*, no. 57, pp. 197–210.
- Moran P. (1948). The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society*, no. 10, pp. 243–251.
- Muth R.F. (1961). Economic change and rural-urban land conversions. *Econometrica*, vol. 1, no. 29, pp. 1–23.
- Palander T. (1935). *Beitrage zur Standortstheorie*. Uppsala: Almqvist & Wiksell. 419 p.
- Portes A. (2024). Social capital: Its origins and applications in modern sociology. *New critical writings in political sociology: in 2 vol*. London: Routledge, vol. 1, pp. 53–76. <https://doi.org/10.4324/9781003572923-6>
- Predöhl A. (1934). *Staatsraum und Weltwirtschaftsraum*. *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 39, s. 1–12.
- Skocpol Th. (1979). *States and Social Revolutions: A Comparative Analysis of France, Russia and China*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Woolcock M., Narayan D. (2000). Social Capital: Implications for Development Theory. *The World Bank Research Observer*, no. 15, pp. 225–251.

## REFERENCES

- Balash O.S. (2012). Convergence Spatial Analysis of Russia's Regions. *Bulletin of the Saratov University. Series: Economics, Management, Law*, vol. 4, pp. 45–52. (In Russ.)
- Coleman J.S. (2001). Public and human capital. *Social Sciences and Contemporary World*, no. 3, pp. 121–139 (Transl into Russ. by L. Strelnikov and A. Stasenko). (In Russ.)
- Demidova O.A. (2014). Spatial Autoregressive Model for Two Groups of Related Regions (Eastern and Western Parts of Russia). *Applied Econometrics*, no. 34, pp. 19–35. (In Russ.)
- Glushchenko K.P. (2010). Methods for Analyzing Interregional Income Inequality. *Region: Economics and Sociology*, no. 1, pp. 54–87. (In Russ.)

- Naumov I.V. (2019). Investigation of the interregional relationships in the processes of shaping the territories' investment potential using the methods of spatial modelling. *Economy of Region*, no. 3, pp. 720–735. (In Russ.)
- Neganova V., Naumov I., Sedelnikov V. (2019). Research and modeling of the Megapolis Consumer Market. *Practical Marketing*, no. 8, pp. 3–15. (In Russ.)
- Ricardo D. (1955). Writings. On the Principles of Political Economy and Taxation (19 April 1817). Vol. I. Moscow: Gospolitizdat. 360 p. (In Russ.)
- Smith A. (1962). An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations. Transl. from Engl. Moscow: Soccegz. 348 p. (Orig. publ. in 1776). (In Russ.)
- Thünen H., von (1926). Der isolierte Staat. Scientific Works of the Scientific Research Institute of Agricultural Economy. Transl. into Russ. by E.A. Torneus. Ed. & Preface by Professor A.A. Rybnikov. Moscow: Economic Life. XII, 326 p. (Originally publ. In: Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalökonomie. Hamburg: Perthes, 1826). (In Russ.)
- Trofimova N.A. (2012). Social capital: analysis of the factors that determine it. *Analysis and modeling of economic processes*. Iss. 9. Moscow: Central Economics and Mathematics Institute of the Russian Academy of Sciences, pp. 31–46. (In Russ.)
- Trofimova N.A. (2018). The economic role of social capital in the effective operation of multi-level economic systems. *Artificial Societies*, vol. 13, iss. 4. (In Russ.)
- Trofimova N.A. (2022). Spatial models application in estimating of regional social capital influence. *Multivariate statistical analysis in economics and quality estimation*. XII International Scientific Conference after S.A. Aivazjan (21–23 September 2022): Works of the Conference. Resp. ed. V.S. Mkhitarjan. Moscow: HSE University Publ. 180 p. (In Russ.) URL: <https://elibrary.ru/xwqvfm>
- Trofimova N.A. (2024). Analysis of social capital of Russian regions taking into account spatial interactions. *Multivariate statistical analysis, econometrics and modeling of real processes: abstracts of the XI international conference*. Part 1. Plenary reports. Section 1. Multivariate statistical analysis and econometrics. Ed. by V.L. Makarov. Moscow: Central Economics and Mathematics Institute of the Russian Academy of Sciences, pp. 129–131. (In Russ.)
- Trofimova N.A. (2025). Spatial analysis of social capital of Russian regions. *Strategic planning and development of enterprises: Proceedings of the XXVI All-Russian Symposium*. Moscow, April 15–16, 2025. Ed. by Corr. member of RAS G.B. Kleiner. Moscow: Central Economics and Mathematics Institute of the Russian Academy of Sciences, pp. 592–599. (In Russ.)
- Vakulenko E.S. (2015). Analysis of the Relationship between Regional Labor Markets in Russia Using Okun's Model. *Applied Econometrics*, no. 40, pp. 28–48. (In Russ.)
- Alonso W. (1964). *Location and Land Use*. Cambridge (MA): Harvard University Press. 204 p.
- Anselin L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. 284 p.
- Bourdieu P. (1983). Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. In: Kreckel R. (ed.) *Soziale Ungleichheiten (Soziale Welt, Sonderheft 2)*. Goettingen: Otto Schwartz & Co. Pp. 183–198.
- Burt R. (2004). Structural holes and good ideas. *American Journal of Sociology*, no. 110 (2), pp. 349–399.
- Clark C. (1951). Urban Population Densities. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, no. 4, pp. 490–496.
- Coleman J.S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*. Supplement: Organizations and Institutions: Sociological and Economic Approaches to the Analysis of Social Structure, no. 94, pp. S95–S120. URL: <https://www.jstor.org/stable/2780243>
- Derycke P.H. (1979). *Economie et planification urbaines*. Paris: Thémis, Presses Universitaires de France (PUF), 2 vol., vol. 1, p. 238–239.
- Geary R.C. (1954). The Contiguity Ratio and Statistical Mapping. *The Incorporated Statistician*, no. 5 (3), pp. 115–145.
- Getis A., Ord J.K. (1996). Local Spatial Statistics: An Overview. *Spatial Analysis: Modeling in a GIS Environment / Eds. P. Longley, M. Batty*. Cambridge: John Wiley & Sons, pp. 269–285.
- Granovetter M. (1985). Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness. *American Journal of Sociology*, no. 91 (3), pp. 481–510.
- Hanifan L.J. (1916). The Rural School Community Center. *The American Academy of Political and Social Science (AAPSS)*, vol. 67, iss. 1, pp. 130–138. <https://doi.org/10.1177/000271621606700118>
- Isard W. (1960). *Methods of regional analysis*. Cambridge: MIT Press. 832 p.
- Knack S., Keefer P. (1995). Institution and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures. *Economics and Politics*, no. 3, pp. 207–227.
- Mills E.S. (1967). An aggregative model of resource allocation in a metropolitan area. *American Economic Review*, no. 57, pp. 197–210.
- Moran P. (1948). The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society*, no. 10, pp. 243–251.
- Muth R.F. (1961). Economic change and rural-urban land conversions. *Econometrica*, vol. 1, no. 29, pp. 1–23.
- Palander T. (1935). *Beitrag zur Standortstheorie*. Uppsala: Almqvist & Wiksell. 419 p.
- Portes A. (2024). Social capital: Its origins and applications in modern sociology. In: *New critical writings in political sociology*. London: Routledge, in 2 vol., vol. 1, pp. 53–76. <https://doi.org/10.4324/9781003572923-6>
- Predöhl A. (1934). Staatsraum und Weltwirtschaftsraum. *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 39, Ss. 1–12.
- Skocpol Th. (1979). *States and Social Revolutions: A Comparative Analysis of France, Russia and China*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Woolcock M., Narayan D. (2000). Social Capital: Implications for Development Theory. *The World Bank Research Observer*, no. 15, pp. 225–251.