

Региональная экономика

Пространственно-эконометрическое моделирование экономического роста российских регионов: имеют ли значение институты?

Ольга ДЕМИДОВА, Элизат КАМАЛОВА

Ольга Анатольевна Демидова —
кандидат физико-математических наук,
доцент департамента прикладной экономики,
Национальный исследовательский
университет «Высшая школа экономики»
(РФ, 109028, Москва, Покровский б-р, 11).
E-mail: demidova@hse.ru

Элизат Камалова —
студентка магистратуры, Национальный
исследовательский университет
«Высшая школа экономики»
(РФ, 109028, Москва, Покровский б-р, 11).
E-mail: elisakamalova@gmail.com

Аннотация

Регионы одной и той же страны, как правило, не развиваются независимо, а влияют друг на друга. При моделировании экономической динамики регионов необходимо учитывать это взаимное влияние, поскольку, например, при росте одного из регионов соседние могут также расти (благодаря кооперации), или, наоборот, замедляться (из-за конкуренции), или никак не реагировать. Пропуск соответствующих переменных (пространственных факторов) может привести к смещению оценок параметров модели. Как правило, для учета пространственных факторов используют пространственно-эконометрические модели, отличающиеся от классических регрессионных моделей наличием пространственных лагов при зависимой и независимых переменных. Коэффициенты при этих пространственных лагах обычно предполагаются постоянными. Отсюда следует, что интенсивность влияния соседних регионов на выбранный не зависит от характеристик этого региона. Это представляется авторам излишне сильным предположением в моделях для неоднородных стран, таких как Россия. Авторы ослабили это предположение, заменив постоянные коэффициенты при пространственных лагах линейными функциями, характеризующими качество институтов и степени деловой активности в рассматриваемом регионе: уровень предпринимательской активности в регионе, индекс обеспеченности региона банковскими услугами, инвестиционный потенциал региона. Количество оцениваемых параметров увеличилось незначительно, но с помощью модифицированной модели авторы смогли проверить и эмпирически подтвердить гипотезу о том, что чем выше качество институциональной среды и степени деловой активности региона, тем более он чувствителен к воздействиям со стороны соседних регионов.

Ключевые слова: экономический рост, пространственные эффекты, деловая активность, пространственная модель Дарбина, инвестиционный потенциал, банковские услуги.

JEL: C31, C33, R1, O43.

Введение

Экономическое развитие региона в значительной степени определяет развитие страны в целом. Однако часто при моделировании экономического роста регионов не учитываются пространственные эффекты межрегионального взаимодействия, что равносильно пропуску существенных переменных, приводящему к смещению оценок параметров модели [Anselin, 1988].

Одним из решений этой проблемы является использование пространственно-эконометрических моделей, в которых учитываются не только объясняющие факторы, присущие исключительно рассматриваемому региону, но и пространственные эффекты, возникающие вследствие социально-экономических процессов в других регионах (по крайней мере соседних), которые через каналы межрегиональной связи (потоки капитала, рабочей силы и т. п.) могут оказывать как позитивное, так и негативное влияние на экономику региона. Так, например, экономический рост в территориально близких субъектах, усиливающий их конкурентные преимущества, может приводить к снижению привлекательности рассматриваемого региона, а соответственно, и к снижению инвестиций и падению экономического роста. Однако увеличение спроса со стороны соседней растущей экономики может оказывать позитивное влияние на экономику региона.

В классические пространственные модели обычно вводят достаточно сильное предположение о едином для всех регионов пространственном влиянии; это условие при высокой неоднородности российских регионов кажется нам слишком жестким. В ряде региональных исследований экономического роста с учетом пространственных эффектов [Демидова, 2014; Демидова, Иванов, 2016; Коломак, 2010] выявлены неоднозначный характер и разная интенсивность влияния российских регионов друг на друга.

В настоящей работе предпринята попытка ослабить это предположение при помощи модификации классической модели Дарбина путем замены постоянных коэффициентов, отражающих пространственное влияние регионов, на линейные функции от институциональных характеристик региона, поскольку мы предполагаем, что интенсивность внешнего влияния варьируется между регионами в зависимости от их институциональной среды и степени деловой активности. Для этого были выбраны показатели, характеризующие предпринимательскую активность в регионе, уровень обеспеченности банковскими услугами, инвестиционную привлекательность.

Результаты исследования выявили положительную связь качества институтов и степени деловой активности региона с чув-

ствительностью региона к пространственным экстерналиям со стороны окружающих его регионов.

Статья построена следующим образом. В первом разделе дан краткий обзор литературы, посвященной пространственно-эконометрическим моделям экономического роста, и сформулирована основная гипотеза, касающаяся влияния качества институциональной среды и степени деловой активности региона на его чувствительность к воздействиям со стороны соседних регионов. Во втором разделе описаны данные, переменные и модели, использованные для проверки выдвинутой гипотезы, в третьем — полученные результаты. В заключении зафиксированы основные выводы проведенного исследования.

1. Обзор литературы

Пространственно-эконометрические подходы к моделированию экономического роста регионов впервые были использованы в работах, выполненных на региональных данных Европейского союза [Armstrong, 1995; López-Bazo et al., 1999; Rodríguez-Pose, 1999] и США [Rey, Montouri, 1999].

В дальнейшем исследования, основанные на европейских и американских данных, продолжились, а пространственно-эконометрические методы моделирования экономического роста стали использоваться на данных других стран. В работах [Arbia et al., 2002; Arbia, Piras, 2005; Baumont et al., 2003; Le Gallo, Ertur, 2019; Niebuhr, 2001], посвященных исследованию безусловной конвергенции темпов экономического роста, были выявлены положительные пространственные экстерналии для ряда регионов Европы. Эти результаты подтверждают важность учета межрегионального взаимодействия. Пространственные эффекты при моделировании темпов экономического роста регионов Китая были показаны в работах [Tian et al., 2010; Ying, 2003; Yu, Wei, 2008].

Как отмечают авторы перечисленных и многих других работ в этой области, в отсутствии учета пространственных эффектов можно столкнуться с проблемой смещения оценок параметров вследствие пропуска существенных переменных. При этом желательно не допустить введения слишком большого количества дополнительных переменных, отражающих взаимное влияние регионов, поскольку это может уменьшить эффективность оценок параметров. В традиционные пространственно-эконометрические модели (их описание см., например, в [Elhorst, 2014]) обычно включают пространственные лаги зависимой и/или независимых переменных. Однако такой подход не всегда годится для больших и неоднородных стран, таких как Россия, где возможна асимме-

трия во взаимном влиянии регионов (например, в западной части страны могут действовать одни механизмы, а в восточной — другие). Эту проблему пытались решить с помощью разделения регионов на клубы [Fiaschi et al., 2018; Fischer, LeSage, 2015; Zhang et al., 2019], использования непараметрического [Koroglu, Sun, 2016] или байесовского [Fischer, LeSage, 2015; Piribauer, 2016] подходов, что существенно усложняло используемую технику оценивания параметров модели и интерпретацию полученных результатов.

Несмотря на быстрое развитие методов пространственной эконометрики, на сегодня существует сравнительно небольшое число работ в этой области, выполненных на российских региональных данных. Первыми были статьи Тулио Бучеллато [Buccellato, 2007] и Олега Лугового с соавторами [Луговой и др., 2007], в которых обсуждались вопросы, связанные с конвергенцией/дивергенцией российских регионов по валовому региональному продукту (ВРП) с использованием данных соответственно за 1999–2004 и 1998–2004 годы. В обеих работах отмечается, что необходимо учитывать пространственные факторы, чтобы избежать смещения оценок параметров. К аналогичному выводу пришла Вера Иванова [Иванова, 2014], исследовавшая вопросы конвергенции российских регионов по среднедушевым доходам населения с 1996 года по 2012-й.

Авторы работы [Kholodilin et al., 2012], исследуя конвергенцию регионов России по уровню ВРП на душу населения, эмпирически доказали существование значимой пространственной взаимосвязи между территориями, однако отметили неоднородность российских регионов и пришли к выводу, что наиболее высокая скорость конвергенции характерна для кластера высокодоходных регионов, окруженных другими высокодоходными территориями. Разные механизмы пространственного влияния российских регионов впервые описаны в работе [Коломак, 2010], также посвященной моделированию экономического роста российских регионов. Если для западных регионов были выявлены положительные пространственные экстерналии, то для восточных — отрицательные. Асимметрия взаимного влияния западных и восточных российских регионов была установлена в статье [Демидова, 2014]: изменения, происходящие в западных регионах, влияют на восточные, но не наоборот.

В исследовании [Демидова, Иванов, 2016] сделано предположение о различной интенсивности межрегионального влияния, которая варьируется в зависимости от социально-географических характеристик регионов, таких как площадь, уровень урбанизации и плотность населения. Для проверки выдвинутой гипотезы авторы предложили модификацию динамической пространственно-авторегрессионной (SAR) модели, заменив постоянный коэффи-

циент пространственной автокорреляции на линейную функцию от перечисленных выше характеристик регионов. В результате эмпирического анализа выявлено, что площадь региона не оказывает статистически значимого влияния на пространственные внешние эффекты, в то время как плотность населения и уровень урбанизации положительно влияют на чувствительность региона к воздействию со стороны соседних регионов.

Таким образом, в упомянутых исследованиях было установлено, что чувствительность региона к пространственным экстерналиям со стороны соседних регионов оказывается неоднозначной. Интенсивность пространственного влияния может зависеть от многих факторов, а для такой обширной и неоднородной страны, как Россия, круг этих факторов расширяется. В настоящем исследовании мы не преследуем цели выявить и проанализировать все возможные причины различной интенсивности влияния регионов друг на друга, но предпримем попытку установить характер взаимосвязи между институциональными характеристиками регионов и их чувствительностью к пространственным экстерналиям.

Важность институтов для экономического развития неоспорима. Авторы многочисленных исследований эмпирически доказывали, что высокое качество институциональной среды способствует экономическому росту региона, а слабые институты, напротив, даже в условиях ресурсного богатства могут приводить к стагнации и бедности [Acemoglu et al., 2001; Béland, Tiagi, 2009; Boschini et al., 2007; Leong, Mohaddes, 2011; Qureshi, 2008]. На сегодня в научной литературе относительно мало работ, посвященных пространственному анализу экономического роста с учетом институциональных характеристик региона. Среди немногочисленных исследований, где изучается пространственное взаимодействие регионов и качество институциональной среды, можно выделить следующие работы: [Ahmad, Hall, 2017; Arbia et al., 2010; Bosker, Garretsen, 2009]. Авторы [Bosker, Garretsen, 2009] изучили влияние институтов соседних регионов на экономический рост рассматриваемого, оценивая расширенную модель, предложенную в работе [Rodrik et al., 2004], и выявили их значимое пространственное влияние на показатель ВРП на душу населения рассматриваемого региона.

В работе [Arbia et al., 2010] авторы, исследуя факторы, влияющие на рост производительности в европейских регионах, показали, что необходимо учитывать их географическую близость, в то время как только географическая близость не оказывала значимого воздействия. В статье [Ahmad, Hall, 2017] также подтверждено влияние институциональных внешних эффектов на экономический рост и скорость конвергенции европейских регионов.

В настоящем исследовании, в значительной степени опираясь на [Демидова, Иванов, 2016] и перечисленные выше работы, посвященные влиянию институтов на экономический рост, мы попытались изучить характер взаимодействия качества институциональной среды региона и его чувствительности к пространственным экстерналиям. Причина выбора институциональных факторов в качестве параметров чувствительности в том, что свойства институтов зависят от различных составных частей существующей окружающей среды, в которой ведется экономическая деятельность, иначе говоря, качество институтов зависит от преобладающих в экономике и обществе региона норм и поведенческих практик, а эти практики и нормы в российских регионах значительно различаются.

Однако найти данные, характеризующие качество институтов в российских регионах за несколько лет (данные по остальным переменным являются панельными), довольно затруднительно; несколько легче найти факторы, характеризующие качество институциональной среды и степени деловой активности региона. Поэтому для эмпирической проверки была выдвинута гипотеза:

Н0: Чем выше качество институциональной среды и степени деловой активности региона, тем он более чувствителен к воздействиям со стороны соседних регионов.

2. Методология

Данные и переменные

Зависимая переменная и ее пространственный лаг

Для эмпирической проверки выдвинутой гипотезы мы использовали данные восьмидесяти регионов России за 2005–2017 годы. В выборке отсутствуют регионы, для которых нет данных за часть рассматриваемого периода (например, Чеченская Республика). Кроме того, в некоторых регионах произошло изменение административно-территориального деления. В частности, в 2012 году был реализован масштабный проект по расширению территории Москвы за счет площади Московской области, что сделало невозможным сопоставить данные более ранних периодов с текущими, поэтому в работе Москва и Московская область рассмотрены совместно, как единая территориальная единица. Остальные регионы были рассмотрены с учетом последнего административно-территориального деления.

В качестве зависимой переменной был выбран $y_{it} = \ln \frac{Y_{it+1}}{Y_{it}}$ — темп роста ВРП на душу населения (в логарифмах), $i = 1, \dots, 80$ — номер региона, $t = 2005, \dots, 2017$ — год наблюдения, Y_{it} — ВРП на душу населения в ценах базового 2005 года, скорректированный по паритету покупательской способности.

Выявление пространственных экстерналий традиционно начинается с вычисления индекса Морана — аналога пространственной корреляции, рассчитываемого по следующей формуле:

$$I(y) = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2},$$

где n — количество регионов, w_{ij} — элементы матрицы W пространственного взаимодействия регионов i и j , y_i — значение показателя y (темпы роста ВРП на душу населения) в регионе i , $\bar{y}$ — среднее значение y .

Для создания пространственного лага в исследовании использована стандартизированная по строкам бинарная матрица: $w_{ii} = 0$, $w_{ij} = 0$, $i \neq j$, если регионы i и j не имеют общей границы, $w_{ij} = 1/n_i$, $i \neq j$, если регионы i и j имеют общую границу, где n_i — количество регионов, имеющих с регионом i общую границу. Тогда WY_i (i -й элемент пространственного лага WY) — это средний рост ВРП в расчете на душу населения в регионах, имеющих общую границу с регионом i .

Значения индекса Морана варьируются в пределах $[-1, 1]$. Значимость индекса Морана определяется с помощью Z -статистики, при этом выдвигается основная гипотеза о нулевом значении индекса, что соответствует случайному пространственному распределению регионов.

При положительных значениях индекса Морана можно говорить о положительной автокорреляции в региональных данных (регионы с высокими темпами роста ВРП на душу населения окружены регионами с также высокими темпами роста этого показателя, а регионы с низкими темпами роста ВРП на душу населения окружены регионами с низкими темпами роста ВРП), при отрицательных — об отрицательной автокорреляции (регионы с высокими темпами роста ВРП окружены регионами с низким значением этого показателя, и наоборот).

Фактически индекс Морана является коэффициентом наклона в регрессии пространственного лага WY на Y .

Результаты оценки индекса Морана для темпов роста ВРП на душу населения российских регионов приведены в табл. 1.

Т а б л и ц а 1

Индексы Морана для темпов роста ВРП на душу населения

	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Moran's I	0,063	0,004	0,248***	0,17***	0,138**	0,278***
	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Moran's I	0,144**	0,239***	0,09*	0,068	−0,025	−0,059

Примечание. Уровни значимости индексов Морана: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Индекс пространственной корреляции Морана для темпов роста ВРП оказался статистически значим для большинства лет в рассматриваемом периоде, что подтверждает важность учета пространственных эффектов в моделях. В то же время незначимость этого индекса в последние годы может свидетельствовать о необходимости использовать более гибкую функциональную форму для отражения связи между регионами, наиболее простая линейная зависимость ρWY может оказаться не самой подходящей. В следующем разделе мы опишем предложенную нами модификацию.

Независимые переменные

Что касается выбора объясняющих переменных, он был обусловлен результатами работ других авторов, исследовавших причины экономического роста.

Для того чтобы учесть, какие регионы, бедные или богатые, растут быстрее, мы, следуя концепции условной конвергенции [Barro, Sala-i-Martin, 1992], включили в модели (их описание будет дано в следующем разделе) переменную $X_1 = \ln grppercapppp$ — логарифм ВРП на душу населения, скорректированный по паритету покупательной способности (по стоимости минимальной потребительской корзины товаров и услуг).

Поскольку ряд исследований [Chenery, Taylor, 1968; Friedmann, 2006; Henderson, 2003; Jacobs, 1969] свидетельствует, что урбанизация стимулирует экономический рост, мы включили в модели переменную $X_2 = urbanshare$ — доля городского населения. Уровень образования, возрастная и социальная структуры городского населения значительно отличаются от аналогичных показателей для населения сельской местности, что непосредственным образом сказывается на развитии экономики. Более того, в публикациях *United Nations Human Settlements Programme*¹ указывается, что производительность труда в городах значительно выше, чем в целом по стране, поэтому мы ожидаем, что переменная доли городского населения будет оказывать положительное влияние на экономический рост российских регионов.

Уровень образования населения — один из важных индикаторов развития человеческого капитала. Согласно оценкам [Семеко, 2010; Lutz, Samir, 2011; Maddison, 1991], повышение доли образованных людей в численности населения страны приводит к увеличению темпов экономического роста. Мы используем переменную $X_3 = higheduc$ — доля работающего населения с высшим образованием как показатель качества человеческого капитала — и предполагаем, что этот показатель будет оказывать положительное воздействие на темпы экономического роста российских регионов.

¹ <https://unhabitat.org/World%20Cities%20Report%202020>.

Кейнсианские теории роста придают важнейшее значение инвестициям. Рост национального дохода является функцией накопления капитала, более того, рост капиталовложений осуществляется прежде всего с помощью государства. Мы используем показатель отношения инвестиций в основной капитал к валовому региональному продукту в качестве объясняющей переменной $X_4 = invest$.

Немаловажным фактором для экономического роста, упоминаемым еще в работах Давида Рикардо [Ricardo, 1891], является открытость экономики международной торговле. Положительную связь открытости для торговли и темпов экономического роста можно найти и в современных эмпирических исследованиях [Harrison, 1995; Wacziarg, Welch, 2008]. Более того, в [Ledyeva, Linden, 2008] выявлено, что на экономический рост российских регионов этот фактор также оказывает значимое положительное влияние. В настоящей работе в качестве показателя степени открытости экономики использована переменная $X_5 = open$ — отношение объемов экспорта и импорта к ВРП.

В моделях эндогенного роста [Arrow, 1971; Romer, 1986; 1994] особое внимание уделяется технологическому прогрессу и инновационной активности, отмечается стимулирующее воздействие упомянутых процессов на экономический рост. Следуя примеру ряда пространственно-эконометрических работ [Демидова, Иванов, 2016; Fingleton, López-Bazo, 2006; LeSage, Fischer, 2008], мы использовали $X_6 = patent$ — количество выданных патентов на 10 тыс. населения в качестве показателя инновационной активности региона.

В работе [Krugman, 1980] указано, что более диверсифицированные регионы, где производится больше видов товаров, имеют высокую прибыльность и могут сильнее наращивать производство, поскольку являются наиболее инвестиционно привлекательными. В [Dissart, 2003; Essletzbichler, 2007; Shediak et al., 2008] доказывается, что диверсификация региональной экономики приводит к ее стабилизации и снижению уровня безработицы. Мы использовали индекс Херфиндаля — Хиршмана (переменная $X_7 = hh$) в качестве показателя диверсификации структуры региональной экономики.

Государство заинтересовано в предоставлении трансфертных платежей региональным бюджетам для инвестирования в приоритетные отрасли экономики и поддержания финансовой стабильности. Несмотря на исследования, основанные на европейских данных [Dallerba, Le Gallo, 2008], которые не выявили влияния трансфертных платежей на стимулирование экономики регионов, мы предполагаем, что такой инструмент фискальной политики в условиях высокой неоднородности российских регионов и не-

равномерного территориального расположения населения России будет оказывать положительное влияние на экономический рост, и вводим в модели переменную $X_8 = dot$ — доля трансфертов из федерального центра в региональном бюджете.

Кроме того, мы использовали $X_9 = road$ — плотность автомобильных дорог в качестве переменной, характеризующей качество инфраструктуры региона, поскольку развитие транспортных сетей может способствовать снижению себестоимости производства, эффективному использованию рабочей силы и повышению производительности труда, что в совокупности оказывает положительное влияние на рост экономики [Щербанин, 2011].

В табл. 2 приведены описательные статистики всех переменных. Каждая из выбранных переменных достаточно сильно варьируется, что еще раз подтверждает высокую степень разнообразия российских регионов.

Т а б л и ц а 2

Описательные статистики основных переменных

Переменная	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимальное значение	Максимальное значение
<i>Lngrppercapppp</i>	11,733	0,809	8,656	14,430
<i>Urbanshare</i>	0,694	0,126	0,26	1,0
<i>Higheduc</i>	0,267	0,0572	0,125	0,5
<i>Invest</i>	0,274	0,1	0,107	1,079
<i>Open</i>	0,291	0,282	0,0	3,653
<i>Patent</i>	0,131	0,120	0,0	1,265
<i>Hh</i>	0,279	0,0732	0,088	0,634
<i>Dot</i>	31,016	18,571	0,0	91,446
<i>Road</i>	187,970	271,529	0,8	2451,0

В следующем разделе мы опишем модели, в которые включили описанные переменные.

Модель

В качестве базовой мы использовали динамическую модель Дарбина:

$$y_{it} = \alpha_i + \varphi y_{it-1} + \rho W y_{it} + X_{it-1} \beta + W X_{it-1} \theta + c_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где $y_{it} = \ln \frac{Y_{it+1}}{Y_{it}}$ — темп роста ВРП на душу населения, i — индекс региона, t — год наблюдения, $i = 1, \dots, 80$ — номер региона, $t = 2005, \dots, 2017$ — год наблюдения, X_{it-1} — матрица независимых переменных, описанных выше (объясняющие переменные включены в модель с временным лагом, чтобы избежать проблемы эндогенности), $W y$ — пространственный лаг зависимой перемен-

ной, WX_{t-1} — матрица пространственных лагов независимых переменных, φ — коэффициент временного лага, ρ — коэффициент пространственной корреляции, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_9)'$ — вектор коэффициентов при объясняющих переменных, $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_9)'$ — вектор коэффициентов при пространственных лагах объясняющих переменных, γ — коэффициент конвергенции, α_i — фиксированные эффекты, c_{it} — временные эффекты, ε_{it} — возмущения.

Учитывая результаты прошлых работ, выявивших неоднозначность коэффициента пространственной корреляции [Демидова, 2014; Демидова, Иванов, 2016; Коломак, 2010], и высокую неоднородность российских регионов, в настоящем исследовании для проверки выдвинутой гипотезы мы использовали модифицированную модель Дарбина. Модификация базовой модели состоит в замене коэффициента пространственной автокорреляции и коэффициентов при пространственных лагах независимых переменных на линейные функции от показателей качества институтов рассматриваемого региона. Предложенная модель позволяет выявить зависимость интенсивности пространственных экстерналий от качества институтов региона.

Стоит отметить, что сбор данных по качеству институтов в регионах сопряжен с рядом проблем, поскольку большинство институциональных показателей для регионов России рассчитывается не каждый год, кроме того, региональная выборка значительно различается по годам. Несмотря на это, для данного исследования были собраны институциональные показатели регионов, в том числе используемые в статьях, посвященных изучению региональных институтов и степени деловой активности региона [Баранов и др., 2015; Барина и др., 2018].

Мы заменили коэффициенты ρ и θ_m , $m = 1, \dots, 9$ на линейные функции:

$$\rho_j = \rho_{j0} + \delta_{j0} Z^j, j = 1, \dots, 3, \quad (2)$$

$$\theta_j^m = \theta_{j0}^m + \eta_j^m Z^j, m = 1, \dots, 9, j = 1, \dots, 3, \quad (3)$$

где Z^j — переменные, характеризующие качество региональных институтов и степени деловой активности региона, подробно описанные ниже, $Z^1 = self$ — количество малых предприятий на 10 тыс. экономически активного населения. Этот показатель, отражающий предпринимательскую активность в регионе, был предложен Степаном Земцовым [Земцов, 2020; Земцов, Смелов, 2018]. Многочисленные работы [Baumol, 1993; 1996; North, 1990; Thornton et al., 2011], посвященные изучению предпринимательства, показывают, что уровень предпринимательской активности зависит от качества институтов. Например, в [Aidis et al., 2008]

выявлено, что неблагоприятная институциональная среда в России отражает низкий уровень предпринимательской активности.

$Z^2 = banks$ — совокупный индекс обеспеченности региона банковскими услугами, рассчитываемый ежегодно Банком России как среднее геометрическое трех различных составляющих банковской системы: институциональной и финансовой обеспеченности банковскими услугами, а также состояния сберегательного дела. Этот индекс используется для оценки доступности финансирования и как прокси-переменная качества рыночных институтов. Высокая доступность получения финансовых ресурсов положительным образом сказывается на развитии региона в целом.

$Z^3 = ip$ — инвестиционный потенциал региона как его доля в общероссийском потенциале; этот показатель предоставляется рейтинговым агентством Эксперт РА и складывается из девяти различных субкомпонентов, характеризующих качество государственного управления, институтов рыночной экономики и инновационной активности. Вклад отдельных субкомпонентов определяется при помощи ежегодных опросов экспертов из российских и зарубежных консалтинговых компаний, а также потенциальных инвесторов.

Инкорпорируя предложенные линейные зависимости (2) и (3) в модель (1), мы получаем следующую модифицированную модель:

$$y_{it} = \alpha_i + \varphi y_{it-1} + (\rho_{j0} + \delta_j Z_{it-1}^j) W y_{it} + X_{it-1} \beta + WX_{it-1} (\theta_{j0} + \eta_j Z_{it-1}^j) + c_t + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

После раскрытия скобок эта модель сводится к следующей:

$$y_{it} = \alpha_i + \varphi y_{it-1} + \rho_{j0} W y_{it} + \delta_j Z_{it-1}^j W y_{it} + X_{it-1} \beta + WX_{it-1} \theta_{j0} + \eta_j WX_{it-1} Z_{it-1}^j + c_t + \varepsilon_{it}, j = 1, 2, 3. \quad (5)$$

Поскольку пространственный лаг зависимой переменной является эндогенной переменной и временной лаг зависимой переменной коррелирует с индивидуальными эффектами, для оценки параметров модели мы использовали достаточно распространенный в этом случае подход Ареллано — Бонда [Arellano, Bond, 1991], который основывается на применении обобщенного метода моментов после взятия первых разностей. Валидность инструментов (лаги зависимой и независимых переменных) была проверена при помощи теста Саргана. В рамках анализа, подтверждающего истинность выбранной спецификации, проведен также тест Ареллано — Бонда, показавший наличие автокорреляции первого порядка для остатков моделей и отсутствия автокорреляции более высокого порядка.

3. Результаты

С помощью метода Ареллано — Бонда были оценены модели (5.1)–(5.3), каждая из которых включает одну из трех переменных Z , характеризующих качество региональных институтов и степени деловой активности региона.

Результаты оценивания приведены в табл. 3. Мы даем интерпретацию только краткосрочного влияния рассматриваемых факторов, учитывая значимость и знаки оцененных параметров модели; для выбранной спецификации даже это является нетривиальной задачей.

Т а б л и ц а 3

Результаты оценивания

Переменные	Параметры моделей	Модель 5.1 $Z^1 = self$	Модель 5.2 $Z^2 = banks$	Модель 5.3 $Z^3 = ip$
$L1.Lngrppercapppp$	φ	–0,040	–0,050**	–0,056**
WY	ρ_{j0}	0,757***	0,576**	0,717***
$WY Z^1$	δ_1	7,154		
$WY Z^2$	δ_2		0,591***	
$WY Z^3$	δ_3			0,038***
$Lngrppercap$	β_1	–0,016***	–0,014**	–0,015***
$W lngrppercap$	θ_{j0}^1	–0,004	0,006	–0,019**
$W lngrppercap Z^1$	η_1^1	0,276		
$W lngrppercap Z^2$	η_2^1		–0,009	
$W lngrppercap Z^3$	η_3^1			0,010***
	θ_3^1			–0,018 [min $Z = 0,083$] 0,205 [max $Z = 22,425$]
$Urbanshare$	β_2	0,716***	0,713***	0,584**
$W urbanshare$	θ_{j0}^2	–0,381	–0,278	–0,643
$W urbanshare Z^1$	η_1^2	–0,740		
$W urbanshare Z^2$	η_2^2		–0,201	
$W urbanshare Z^3$	η_3^2			–0,120***
$Higheduc$	β_3	0,050	0,049	0,030
$W higheduc$	θ_{j0}^3	0,236	–0,215	0,238**
$W higheduc Z^1$	η_1^3	–6,957		
$W higheduc Z^2$	η_2^3		0,339	
$W higheduc Z^3$	η_3^3			–0,020
$Invest$	β_4	–0,044	–0,035	–0,018
$W invest$	θ_{j0}^4	–0,130	–0,403***	–0,002
$W invest Z^1$	η_1^4	8,725***		
$W invest Z^2$	η_2^4		0,472***	
	θ_2^4		–0,332 [min $Z = 0,15$] 0,432 [max $Z = 1,77$]	

Продолжение таблицы 3

Переменные	Параметры моделей	Модель 5.1 $Z^1 = self$	Модель 5.2 $Z^2 = banks$	Модель 5.3 $Z^3 = ip$
$W invest Z^3$	η_3^4			0,008
$Open$	β_5	0,009	0,004	-0,019
$W open$	θ_{j0}^5	-0,081	0,049	0,001
$W open Z^1$	η_1^5	3,433***		
$W open Z^2$	η_2^5		-0,062	
$W open Z^3$	η_3^5			-0,004
$Patent$	β_6	-0,009	-0,007	-0,016
$W patent$	θ_{j0}^6	-0,127	-0,623***	-0,118
$W patent Z^1$	η_1^6	5,947		
$W patent Z^2$	η_2^6		0,696***	
	θ_2^6		-0,519 [min $Z = 0,15$] 0,609 [max $Z = 1,77$]	
$W patent Z^3$	η_3^6			-0,004
Hh	β_7	-0,316***	-0,250***	-0,275***
$W hh$	θ_{j0}^7	0,514***	0,617***	0,340***
$W hh Z^1$	η_1^7	-9,311***		
	θ_1^7	0,514 [min $Z = 0$] -0,208 [max $Z = 0,07$]		
$W hh Z^2$	η_2^7		-0,324**	
	θ_2^7		0,568 [min $Z = 0,15$] 0,043 [max $Z = 1,77$]	
$W hh Z^3$	η_3^7			0,003
Dot	β_8	0,001***	0,001***	0,001***
$W dot$	θ_{j0}^8	-0,001	-0,005***	-0,001*
$W dot Z^1$	η_1^8	-0,028		
$W dot Z^2$	η_2^8		0,003**	
	θ_2^8		-0,0045 [min $Z = 0,15$] 0,00031 [max $Z = 1,77$]	
$W dot Z^3$	η_3^8			-0,000***
$Road$	β_9	0,008	0,016**	0,001
$W road$	θ_{j0}^9	-0,010	0,001	-0,034*
$W road Z^1$	η_1^9	-0,722***		
$W road Z^2$	η_2^9		-0,014	
$W road Z^3$	η_3^9			-0,003
$d2008$		0,000	0,009	-0,004
$d2009$		-0,009	0,024	-0,023
$d2010$		0,004	0,022	-0,003
$d2011$		0,001	0,008	-0,006
$d2012$		0,000	0,010	-0,010

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 3

Переменные	Параметры моделей	Модель 5.1 $Z^1 = self$	Модель 5.2 $Z^2 = banks$	Модель 5.3 $Z^3 = ip$
$d2013$		0,000	0,009	-0,001
$d2014$		0,001	0,003	-0,009
$d2015$		0,001	0,002	-0,012
$d2016$		0,001	-0,009	-0,016
$d2017$		-0,002	0,000	-0,010
$_cons$		0,010	0,274	0,529
<i>Tests</i>				
AR1		0,000	0,000	0,000
AR2		0,7806	0,7314	0,9846
Sargan		0,2329	0,2416	0,2896

Примечание. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Результаты оценки моделей (5.1)–(5.3) свидетельствуют о том, что показатели банковской обеспеченности и инвестиционного потенциала оказывают положительное влияние на чувствительность региона к пространственным экстерналиям (поскольку оценки коэффициентов ρ_{j0} , δ_j , $j = 1, \dots, 3$ являются положительными), то есть чем выше банковская обеспеченность и инвестиционный потенциал региона, тем выше его чувствительность к пространственному влиянию экономического роста соседних территорий.

Таким образом, выдвинутая нами гипотеза получила эмпирическое подтверждение.

Выявлен также ряд интересных зависимостей характера и интенсивности влияния социально-экономических процессов на соседних территориях и качества институциональной среды и степени деловой активности региона. Напомним, что постоянные коэффициенты при пространственных лагах независимых переменных (θ) были заменены на их линейные функции

$$\theta_j^m = \theta_{j0}^m + \eta_{j0}^m Z^j, \quad m = 1, \dots, 9, j = 1, \dots, 3,$$

от показателей качества институциональной среды и степени деловой активности региона Z^j , то есть для определения степени чувствительности региона с номером i к пространственному влиянию соседних территорий необходимо обратить внимание на знак выражения при пространственных лагах независимых переменных WX_m , а также при произведении показателей качества институтов и лагов независимых переменных $WX_m Z^j$.

В случае, когда оба коэффициента оказывались статистически значимыми, но при этом их оценки имели разные знаки, мы использовали максимальные и минимальные значения институциональных показателей для выявления интенсивности и характера пространственных экстерналий.

Разберем пример такого вычисления подробно. В модели (5.1) с институциональной переменной $Z^1 = self$, характеризующей уровень предпринимательской активности в регионе, коэффициент θ_{10}^7 при пространственном лаге индекса Херфиндаля — Хиршмана (Whh) оказался статистически значимым, и его оценка составила 0,514, в то время как коэффициент η_1^7 при произведении $Z^1 \cdot Whh$ также оказался статистически значимым, но имел отрицательное значение $-9,311$.

Поскольку $0 \leq Z^1 \leq 0,07$, получаем, что $\hat{\theta}_1^7 = \hat{\theta}_{10}^7 + \hat{\eta}_1^7 \cdot Z^1$ принимает значения

$$0,514 - 9,311 \cdot 0,07 = -0,208 \leq \hat{\theta}_1^7 \leq 0,514 - 9,311 \cdot 0 = 0,514.$$

С учетом того, что чем выше значение переменной hh (индекс Херфиндаля — Хиршмана), тем выше степень концентрации экономики региона, можно прийти к выводу о положительном влиянии концентрации соседних экономик на рост рассматриваемого региона, если для него характерна низкая предпринимательская активность, и отрицательном влиянии — если предпринимательская активность в регионе достаточно высокая. Для определения того, какой характер влияния будет оказывать этот процесс на конкретный регион, необходимо решить линейное уравнение и получить граничное значение показателя Z^1 , при котором произойдет переключение характера пространственного влияния. В рассмотренном случае граничное значение показателя Z^1 составило 0,055, и только город Санкт-Петербург, для которого средний показатель предпринимательской активности оказался выше 0,055, был подвержен отрицательному влиянию концентрации соседней экономики, в то время как для всех остальных регионов наблюдалось положительное пространственное влияние упомянутого процесса.

Результаты оценки модели (5.1) также указывают на положительную связь между предпринимательской активностью и чувствительностью экономического роста региона к увеличению инвестиций и открытости в соседних регионах: если регион характеризуется более благоприятной средой для развития предпринимательства, он получает более мощные положительные импульсы от таких процессов в соседних регионах.

Проведя аналогичные вычисления для модели (5.2), где в качестве параметра чувствительности была выбрана переменная $Z^2 = banks$ (совокупный индекс обеспеченности региона банковскими услугами), мы установили, что регионы, характеризующиеся достаточно высокой банковской обеспеченностью (список таких регионов приведен в табл. 4), получают положительные эффекты от увеличения инвестиций в соседних регионах, в то время

как плохо налаженная банковская система региона приводит к негативному внешнему эффекту аналогичного процесса.

Т а б л и ц а 4

**Список регионов, получающих положительные эффекты
от увеличения инвестиций в соседних регионах**

Белгородская область	Республика Татарстан	Республика Мордовия
Рязанская область	Республика Алтай	Хабаровский край
Чувашская Республика	Челябинская область	Краснодарский край
Ульяновская область	Тульская область	Вологодская область
Новгородская область	Калужская область	Ростовская область
Ставропольский край	Костромская область	Новосибирская область
Республика Карелия	Воронежская область	Свердловская область
Приморский край	Орловская область	Камчатский край
Удмуртская Республика	Владимирская область	Магаданская область
Пермский край	Нижегородская область	Ярославская область
Курская область	Самарская область	Санкт-Петербург
Мурманская область	Ивановская область	Москва и Московская область

Выявлено также, что регионы с хорошо развитым банковским сектором (их список приведен в табл. 5) выигрывают от увеличения инновационной активности в соседних регионах, в то время как в остальных регионах с относительно низким уровнем банковской обеспеченности наблюдалось отрицательное влияние этого фактора. Кроме того, рассматриваемый институциональный показатель демонстрирует положительную связь с чувствительностью региона к концентрации соседней экономики, причем эта связь имеет только положительный характер.

Т а б л и ц а 5

**Список регионов, получающих положительные эффекты
от увеличения инновационной активности в соседних регионах**

Белгородская область	Воронежская область	Вологодская область
Курская область	Орловская область	Ростовская область
Мурманская область	Владимирская область	Новосибирская область
Республика Татарстан	Нижегородская область	Свердловская область
Республика Алтай	Самарская область	Камчатский край
Челябинская область	Ивановская область	Магаданская область
Тульская область	Республика Мордовия	Ярославская область
Калужская область	Хабаровский край	Санкт-Петербург
Костромская область	Краснодарский край	Москва и Московская область

Для модели (5.3) с переменной $Z^3 = ip$ (инвестиционный потенциал региона) было выявлено, что рост ВРП на душу населения в соседних территориях положительно влияет на экономический рост региона только в случае, если этот регион достаточно

инвестиционно привлекателен (список таких регионов приведен в табл. 6). В случае низкой привлекательности региона для инвесторов аналогичное увеличение валового продукта соседней экономики оказывает отрицательное воздействие на экономический рост этого региона. В то же время улучшение качества человеческого капитала и увеличение концентрации соседней экономики положительно воздействуют на экономический рост региона, однако его инвестиционная привлекательность не оказывает статистически значимого влияния на характер и интенсивность этого воздействия. Также наблюдается отрицательное влияние повышения плотности автомобильных дорог соседних территорий на развитие региона, что согласуется с выводами работы [Исаев, 2015].

Т а б л и ц а 6

**Список регионов, получающих положительные эффекты
от роста ВРП на душу населения в соседних регионах**

Москва и Московская область
Республика Башкортостан
Пермский край
Ханты-Мансийский автономный округ
Челябинская область

Проведенный анализ влияния объясняющих переменных еще раз подтвердил выдвинутую нами гипотезу.

Ряд контрольных переменных также показал значимое влияние на экономический рост регионов.

Отрицательные оценки коэффициентов при переменной ВРП на душу населения во всех спецификациях моделей свидетельствуют о процессе конвергенции, что согласуется с результатами работ, посвященных изучению бета-конвергенции российских регионов [Guriev, Vakulenko, 2012; Kholodilin et al., 2012].

Во всех моделях было выявлено положительное влияние доли городского населения на экономический рост. Как уже отмечалось, такое положительное влияние можно объяснить более высокой производительностью труда городского населения.

Позитивное влияние диверсификации экономики на темпы экономического роста, выявленное в работах [Dissart, 2003; Essletzbichler, 2007; Shediak, 2008], наблюдается и на российских данных.

Ряд социально-экономических показателей, таких как доля инвестиций в основной капитал, доля работающего населения с высшим образованием, степень открытости экономики, инновационная активность региона, не оказывают статистически значимого влияния на стимулирование регионального экономического роста в оцененных моделях.

Таким образом, главный результат исследования заключается в выявлении нетривиальных каналов влияния институциональной среды и степени деловой активности региона на темпы его экономического роста: при прочих равных регионы с хорошо развитыми институтами будут иметь более высокие темпы роста (падения), в случае если в соседних регионах происходят благоприятные (неблагоприятные) для них социально-экономические процессы. Это можно объяснить снижением транзакционных издержек для ведения деловой активности в регионе.

Заключение

В работе использованы пространственно-эконометрические модели экономического роста российских регионов, оцененные по данным за 2005–2017 годы. При этом предположения классических моделей о едином коэффициенте пространственной автокорреляции и постоянных коэффициентах при пространственных лагах объясняющих переменных были ослаблены при помощи замены этих параметров на линейные функции от институциональных характеристик и степени деловой активности регионов. Причина выбора институциональных факторов в качестве таких характеристик заключается в том, что свойство институтов зависит от фактически складывающейся окружающей среды, значительно различающейся среди российских регионов. В качестве институциональных характеристик мы использовали показатель, отражающий предпринимательскую активность в регионе, совокупный индекс обеспеченности региона банковскими услугами, инвестиционный потенциал региона.

По результатам оценки моделей выявлена положительная связь качества институтов и степени деловой активности региона с его чувствительностью к пространственным экстерналиям со стороны окружающих его регионов. Иначе говоря, чем лучше институциональная среда и выше степень деловой активности региона, тем интенсивнее влияние соседних экономик на его темпы экономического роста.

Таким образом, проведенное исследование демонстрирует, что регионы России с различной институциональной средой различаются по степени чувствительности к пространственным экстерналиям со стороны соседей и предположение классических пространственных моделей о постоянстве коэффициентов пространственного влияния для всех регионов является упрощенным.

Литература

1. Баранов А. Ю., Малков Е. С., Полищук Л. И., Рохлиц М., Сюняев Г. Р. Измерение институтов в российских регионах: методология, источники данных, анализ // Вопросы экономики. 2015. № 2. С. 69–103.

2. *Баринова В. А., Земцов С. П., Царева Ю. В.* Предпринимательство и институты: есть ли связь на региональном уровне в России? // Вопросы экономики. 2018. № 6. С. 92–116.
3. *Демидова О. А.* Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере восточной и западной части России) // Прикладная эконометрика. 2014. Т. 34. № 2. С. 19–35.
4. *Демидова О. А., Иванов Д. С.* Модели экономического роста с неоднородными пространственными эффектами (на примере российских регионов) // Экономический журнал ВШЭ. 2016. Т. 20. № 1. С. 52–75.
5. *Земцов С. П.* Институты, предпринимательство и региональное развитие в России // Журнал Новой экономической ассоциации. 2020. № 2(46). С. 168–180.
6. *Земцов С. П., Смелов Ю. А.* Факторы регионального развития в России: география, человеческий капитал или политика регионов // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. № 4(40). С. 84–108.
7. *Иванова В. И.* Региональная конвергенция доходов населения: пространственный анализ // Пространственная экономика. 2014. № 4. С. 100–119.
8. *Исаев А. Г.* Транспортная инфраструктура и экономический рост: пространственные эффекты // Пространственная экономика. 2015. № 3. С. 57–73.
9. *Коломак Е. А.* Пространственные экстерналии как ресурс экономического роста // Регион: экономика и социология. 2010. № 4. С. 73–87.
10. *Луговой О., Дашкеев В., Мазаев И., Фомченко Д., Поляков Е., Хехт А.* Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах. М.: ИЭПП, 2007.
11. *Семеко Г. В.* Образование как фактор экономического роста // Экономические и социальные проблемы России. 2010. № 2. С. 41–83.
12. *Щербанин Ю. А.* Транспорт и экономический рост: взаимосвязь и влияние // Евразийская экономическая интеграция. 2011. № 3(12). С. 65–78.
13. *Acemoglu D., Johnson S., Robinson J. A.* The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation // American Economic Review. 2001. Vol. 91. No 5. P. 1369–1401.
14. *Ahmad M., Hall S. G.* Economic Growth and Convergence: Do Institutional Proximity and Spillovers Matter? // Journal of Policy Modeling. 2017. Vol. 39. No 6. P. 1065–1085.
15. *Aidis R., Estrin S., Mickiewicz T.* Institutions and Entrepreneurship Development in Russia: A Comparative Perspective // Journal of Business Venturing. 2008. Vol. 23. No 6. P. 656–672.
16. *Anselin L.* Spatial Econometrics: Methods and Models. Amsterdam: Springer, 1988.
17. *Arbia G., Basile R., Salvatore M.* Regional Convergence in Italy 1951–1999: A Spatial Econometric Perspective. ISAE Working Papers. No 29. 2002.
18. *Arbia G., Battisti M., Di Vaio G.* Institutions and Geography: Empirical Test of Spatial Growth Models for European Regions // Economic Modelling. 2010. Vol. 27. No 1. P. 12–21.
19. *Arbia G., Piras G.* Convergence in Per-Capita GDP Across European Regions Using Panel Data Models Extended to Spatial Autocorrelation Effects. ISAE Working Papers. No 51. 2005.
20. *Arellano M., Bond S.* Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations // The Review of Economic Studies. 1991. Vol. 58. No 2. P. 277–297.
21. *Armstrong H. W.* Convergence Among Regions of the European Union, 1950–1990 // Papers in Regional Science. 1995. Vol. 74. No 2. P. 143–152.
22. *Arrow K. J.* The Economic Implications of Learning by Doing // Readings in the Theory of Growth / F. H. Hahn (ed.). London: Palgrave Macmillan, 1971. P. 131–149.
23. *Barro R. J., Sala-i-Martin X.* Convergence // Journal of Political Economy. 1992. Vol. 100. No 2. P. 223–251.
24. *Baumol W. J.* Entrepreneurship, Management, and the Structure of Payoffs. Cambridge, MA: MIT Press, 1993.
25. *Baumol W. J.* Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive // Journal of Business Venturing. 1996. Vol. 11. No 1. P. 3–22.

26. Baumont C., Ertur C., Le Gallo J. Spatial Convergence Clubs and the European Regional Growth Process, 1980–1995 // *European Regional Growth* / B. Fingleton (ed.). Berlin; Heidelberg: Springer, 2003. P. 131–158.
27. Béland L.-P., Tiagi R. Economic Freedom and the “Resource Curse”: An Empirical Analysis. Vancouver: Fraser Institute, 2009.
28. Boschini A. D., Pettersson J., Roine J. Resource Curse or Not: A Question of Appropriability // *The Scandinavian Journal of Economics*. 2007. Vol. 109. No 3. P. 593–617.
29. Bosker M., Garretsen H. Economic Development and the Geography of Institutions // *Journal of Economic Geography*. 2009. Vol. 9. No 3. P. 295–328.
30. Buccellato T. Convergence Across Russian Regions: A Spatial Econometrics Approach. UCL School of Slavonic and East European Studies Economics and Business Working Paper Series. No 72. 2007.
31. Chenery H. B., Taylor L. Development Patterns: Among Countries and over Time // *The Review of Economics and Statistics*. 1968. Vol. 50. No 4. P. 391–416.
32. Dall’èrba S., Le Gallo J. Regional Convergence and the Impact of European Structural Funds over 1989–1999: A Spatial Econometric Analysis // *Papers in Regional Science*. 2008. Vol. 87. No 2. P. 219–244.
33. Dissart J. C. Regional Economic Diversity and Regional Economic Stability: Research Results and Agenda // *International Regional Science Review*. 2003. Vol. 26. No 4. P. 423–446.
34. Elhorst J. P. Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels. Heidelberg: Springer, 2014.
35. Essletzbichler J. Diversity, Stability and Regional Growth in the United States, 1975–2002 // *Applied Evolutionary Economics and Economic Geography* / K. Frenken (ed.). Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2007. Ch. 10.
36. Fiaschi D., Gianmoena L., Parenti A. Spatial Club Dynamics in European Regions // *Regional Science and Urban Economics*. 2018. Vol. 72(C). P. 115–130.
37. Fingleton B., López-Bazo E. Empirical Growth Models with Spatial Effects // *Papers in Regional Science*. 2006. Vol. 85. No 2. P. 177–198.
38. Fischer M. M., LeSage J. P. A Bayesian Space-Time Approach to Identifying and Interpreting Regional Convergence Clubs in Europe // *Papers in Regional Science*. 2015. Vol. 94. No 4. P. 677–702.
39. Friedmann J. Four Theses in the Study of China’s Urbanization // *International Journal of Urban and Regional Research*. 2006. Vol. 30. No 2. P. 440–451.
40. Guriev S., Vakulenko E. Convergence Between Russian Regions. Center for Economic and Financial Research Working Paper. No w0180. 2012.
41. Harrison A. Openness and Growth: A Time-Series, Cross-Country Analysis for Developing Countries. NBER Working Papers. No 5221. 1995.
42. Henderson V. The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question // *Journal of Economic Growth*. 2003. Vol. 8. No 1. P. 47–71.
43. Jacobs J. The Economy of Cities. New York, NY: Random House, 1969.
44. Kholodilin K. A., Oshchepkov A., Siliverstovs B. The Russian Regional Convergence Process // *Eastern European Economics*. 2012. Vol. 50. No 3. P. 5–26.
45. Koroglu M., Sun Y. Functional-Coefficient Spatial Durbin Models with Nonparametric Spatial Weights: An Application to Economic Growth // *Econometrics*. 2016. Vol. 4. No 1. P. 1–16.
46. Krugman P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade // *American Economic Review*. 1980. Vol. 70. No 5. P. 950–959.
47. Ledyeva S., Linden M. Determinants of Economic Growth: Empirical Evidence from Russian Regions // *European Journal of Comparative Economics*. 2008. Vol. 5. No 1. P. 87–105.
48. Le Gallo J., Ertur C. Heterogeneous Reaction Versus Interaction in Spatial Econometric Regional Growth and Convergence Models // *Handbook of Regional Growth and Development Theories* / R. Capello, P. Nijkamp (eds.). Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2019. Ch. 22.

49. Leong W., Mohaddes K. Institutions and the Volatility Curse. Cambridge Working Papers in Economics. No 1145. 2011.
50. LeSage J. P., Fischer M. M. Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation // *Spatial Economic Analysis*. 2008. Vol. 3. No 3. P. 275–304.
51. López-Bazo E., Vayá E., Mora A. J., Suriñach J. Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union // *The Annals of Regional Science*. 1999. Vol. 33. No 3. P. 343–370.
52. Lutz W., Samir K. C. Global Human Capital: Integrating Education and Population // *Science*. 2011. Vol. 333. No 6042. P. 587–592.
53. Maddison A. *Dynamic Forces in Capitalist Development: A Long-Run Comparative View*. Oxford: Oxford University Press, 1991.
54. Niebuhr A. Convergence and the Effects of Spatial Interaction. Hamburg Institute of International Economics. HWWA Discussion Papers. No 110. 2001.
55. North D. C. *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
56. Piribauer P. Heterogeneity in Spatial Growth Clusters // *Empirical Economics*. 2016. Vol. 51. No 2. P. 659–680.
57. Qureshi M. S. Africa's Oil Abundance and External Competitiveness: Do Institutions Matter? International Monetary Fund Working Papers. No 08/172. 2008.
58. Rey S., Montouri B. US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective // *Regional Studies*. 1999. Vol. 33. No 2. P. 143–156.
59. Ricardo D. *Principles of Political Economy and Taxation*. London: G. Bell and Sons, 1891.
60. Rodríguez-Pose A. Convergence or Divergence? Types of Regional Responses to Socio-Economic Change in Western Europe // *Tijdschrift voor economische en sociale geografie* [Journal of Economic and Human Geography]. 1999. Vol. 90. No 4. P. 365–378.
61. Rodrik D., Subramanian A., Trebbi F. Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development // *Journal of Economic Growth*. 2004. Vol. 9. No 2. P. 131–165.
62. Romer P. M. Increasing Returns and Long-Run Growth // *Journal of Political Economy*. 1986. Vol. 94. No 5. P. 1002–1037.
63. Romer P. M. The Origins of Endogenous Growth // *Journal of Economic Perspectives*. 1994. Vol. 8. No 1. P. 3–22.
64. Shediak R., Abouchakra R., Moujaes C., Najjar M. R. *Economic Diversification. The Road to Sustainable Development*. Abu Dhabi: Booz & Company, 2008.
65. Tian L., Wang H. H., Chen Y. Spatial Externalities in China Regional Economic Growth // *China Economic Review*. 2010. Vol. 21. P. S20–S31.
66. Thornton P. H., Ribeiro-Soriano D., Urbano D. Socio-Cultural Factors and Entrepreneurial Activity: An Overview // *International Small Business Journal*. 2011. Vol. 29. No 2. P. 105–118.
67. Wacziarg R., Welch K. H. Trade Liberalization and Growth: New Evidence // *The World Bank Economic Review*. 2008. Vol. 22. No 2. P. 187–231.
68. Ying L. G. Understanding China's Recent Growth Experience: A Spatial Econometric Perspective // *The Annals of Regional Science*. 2003. Vol. 37. No 4. P. 613–628.
69. Yu D., Wei Y. D. Spatial Data Analysis of Regional Development in Greater Beijing, China, in a GIS Environment // *Papers in Regional Science*. 2008. Vol. 87. No 1. P. 97–117.
70. Zhang W., Xu W., Wang X. Regional Convergence Clubs in China: Identification and Conditioning Factors // *The Annals of Regional Science*. 2019. Vol. 62. No 2. P. 327–350.

Elizat KAMALOVA. National Research University Higher School of Economics (11, Pokrovskiy b-r, Moscow, 109028, Russian Federation).
E-mail: elisakamalova@gmail.com

Spatial Econometric Modeling of Economic Growth in Russian Regions: Do Institutions Matter?

Abstract

As a rule, regions of the same country do not develop independently, but influence each other. When modeling the economic growth of regions, it is necessary to take into account such mutual influence, since, for example, with the growth of one of the regions, neighboring regions can grow as well (i.e. there is cooperation) or, conversely, slow down their growth (due to competition), or not react in any way. Omission of the corresponding variables (spatial factors) can lead to a bias in the estimates of the model parameters. As a rule, spatial econometric models are used to take into account the relevant spatial factors. These models differ from classical regression models by the presence of spatial lags of the dependent and independent variables. The coefficients for these spatial lags are usually assumed to be constant. Thus, the degree of influence of neighboring regions on the chosen one does not depend on the characteristics of this region, which seems to the authors to be an excessively strong assumption in models for heterogeneous countries, such as Russia. The authors weakened this assumption by replacing constant coefficients of spatial lags with linear functions characterizing the quality of institutions and the degree of business activity in the region under consideration. The level of entrepreneurial activity in the region, the index of the region's provision with banking services, and the investment potential of the region were chosen as such variables. The number of estimated parameters increased insignificantly, but with the help of the modified model the authors were able to test and empirically confirm the hypothesis that the higher the quality of the institutional environment and the degree of business activity of a given region, the more sensitive it is to the influences of neighboring regions.

Keywords: economic growth, spatial effects, business activity, spatial Durbin model, investment potential, banking service.

JEL: C31, C33, R1, O43.

References

1. Baranov A. Yu., Malkov E. S., Polishchuk L. I., Rochlitz M., Syunyaev G. R. Izmerenie institutov v rossiyskikh regionakh: metodologiya, istochniki dannykh, analiz [Measuring Institutions in Russian Regions: Methodology, Sources of Data, Analysis]. *Voprosy ekonomiki*, 2015, no. 2, pp. 69-103.
2. Barinova V. A., Zemtsov S. P., Tsareva Yu. V. Predprinimatel'stvo i instituty: est' li svyaz' na regional'nom urovne v Rossii [Entrepreneurship and Institutions: Does the Relationship Exist at the Regional Level in Russia?]. *Voprosy ekonomiki*, 2018, no. 6, pp. 92-116.
3. Demidova O. A. Prostranstvenno-avtoregressionnaya model' dlya dvukh grupp vzaimosvyazannykh regionov (na primere vostochnoy i zapadnoy chasti Rossii) [Spatial-Autoregressive Model for Two Groups of Interconnected Regions (On the Example of the Eastern and Western Parts of Russia)]. *Prikladnaya Ekonometrika [Applied Econometrics]*, 2014, vol. 34, no. 2, pp.19-35.
4. Demidova O. A., Ivanov D. S. Modeli ekonomicheskogo rosta s neodnorodnymi prostanstvennymi effektami (na primere rossiyskikh regionov) [Models of Economic Growth with Heterogeneous Spatial Effects (on the Example of Russian Regions)].

- with Heterogeneous Spatial Effects: The Case of Russian Regions]. *Ekonomicheskiy zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2016, vol. 20, no. 1, pp. 52-75.
5. Zemtsov S. P. Instituty, predprinimatel'stvo i regional'noe razvitie v Rossii [Institutions, Entrepreneurship, and Regional Development in Russia]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2020, no. 2(46), pp.168-180.
 6. Zemtsov S. P., Smelov Yu. A. Faktory regional'nogo razvitiya v Rossii: geografiya, chelovecheskiy kapital ili politika regionov [Factors of Regional Development in Russia: Geography, Human Capital and Regional Policies]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2018, no. 4(40), pp. 84-108.
 7. Ivanova V. I. Regional'naya konvergentsiya dokhodov naseleniya: prostranstvennyy analiz [Regional Convergence of Income: Spatial Analysis]. *Prostranstvennaya Ekonomika [Spatial Economics]*, 2014, no. 4, pp. 100-119.
 8. Isaev A. G. Transportnaya infrastruktura i ekonomicheskiy rost: prostranstvennye efekty [Transport Infrastructure and Economic Growth: Spatial Effects]. *Prostranstvennaya Ekonomika [Spatial Economics]*, 2015, no. 3, pp. 57-81.
 9. Kolomak E. A. Prostranstvennye eksternalii kak resurs ekonomicheskogo rosta [Spatial Externalities as a Resource of Economic Growth]. *Region: ekonomika i sotsiologiya [Region: Economics and Sociology]*, 2010, no. 4, pp. 73-87.
 10. Lugovoy O., Dashkeev V., Mazaev I., Fomchenko D., Polyakov E., Hecht A. *Ekonomiko-geograficheskie i institutsional'nye aspekty ekonomicheskogo rosta v regionakh [Analysis of Economic Growth in Regions: Geographical and Institutional Aspect]*. Moscow, IET, 2007.
 11. Semeko G. V. Obrazovanie kak faktor ekonomicheskogo rosta [Education as a Factor of Economic Growth]. *Ekonomicheskie i sotsial'nye problemy Rossii [Economic and Social Problems of Russia]*, 2010, no. 2, pp.106-141.
 12. Shcherbanin Yu. A. Transport i ekonomicheskiy rost: vzaimosvyaz' i vliyanie [Transport and Economic Growth: Relationship and Influence]. *Evraziyskaya ekonomicheskaya integratsiya [Journal of Eurasian Economic Integration]*, 2011, no. 3(12), pp. 65-77.
 13. Acemoglu D., Johnson, S., Robinson J. A. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review*, 2001, vol. 91, no. 5, pp. 1369-1401.
 14. Ahmad M., Hall S. G. Economic Growth and Convergence: Do Institutional Proximity and Spillovers Matter? *Journal of Policy Modeling*, 2017, vol. 39, no. 6, pp. 1065-1085.
 15. Aidis R., Estrin S., Mickiewicz T. Institutions and Entrepreneurship Development in Russia: A Comparative Perspective. *Journal of Business Venturing*, 2008, vol. 23, no. 6, pp. 656-672.
 16. Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Amsterdam, Springer, 1988.
 17. Arbia G., Basile R., Salvatore M. Regional Convergence in Italy 1951-1999: A Spatial Econometric Perspective. *ISAE Working Papers*, no. 29, 2002.
 18. Arbia G., Battisti M., Di Vaio G. Institutions and Geography: Empirical Test of Spatial Growth Models for European Regions. *Economic Modelling*, 2010, vol. 27, no. 1, pp. 12-21.
 19. Arbia G., Piras G. Convergence in Per-Capita GDP Across European Regions Using Panel Data Models Extended to Spatial Autocorrelation Effects. *ISAE Working Papers*, no. 51, 2005.
 20. Arellano M., Bond, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 1991, vol. 58, no. 2, pp. 277-297.
 21. Armstrong H. W. Convergence Among Regions of the European Union, 1950-1990. *Papers in Regional Science*, 1995, vol. 74, no. 2, pp. 143-152.
 22. Arrow K. J. The Economic Implications of Learning by Doing. In: Hahn F. H. (ed.). *Readings in the Theory of Growth*. L., Palgrave Macmillan, 1971, pp. 131-149.
 23. Barro R. J., Sala-i-Martin X. Convergence. *Journal of Political Economy*, 1992, vol. 100, no. 2, pp. 223-251.
 24. Baumol W. J. *Entrepreneurship, Management, and the Structure of Payoffs*. Cambridge, MA, MIT Press, 1993.

25. Baumol W. J. Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive. *Journal of Business Venturing*, 1996, vol. 11, no. 1, pp. 3-22.
26. Baumont C., Ertur C., Le Gallo J. Spatial Convergence Clubs and the European Regional Growth Process, 1980-1995. In: Fingleton B. (ed.). *European Regional Growth*. Berlin, Heidelberg, Springer, 2003, pp. 131-158.
27. Béland L.-P., Tiagi R. *Economic Freedom and the "Resource Curse": An Empirical Analysis*. Vancouver, Fraser Institute, 2009.
28. Boschini A. D., Pettersson J., Roine J. Resource Curse or Not: A Question of Appropriability. *The Scandinavian Journal of Economics*, 2007, vol. 109, no. 3, pp. 593-617.
29. Bosker M., Garretsen H. Economic Development and the Geography of Institutions. *Journal of Economic Geography*, 2009, vol. 9, no. 3, pp. 295-328.
30. Buccellato T. Convergence Across Russian Regions: A Spatial Econometrics Approach. *UCL School of Slavonic and East European Studies Economics and Business Working Paper Series*, no. 72, 2007.
31. Chenery H. B., Taylor L. Development Patterns: Among Countries and over Time. *The Review of Economics and Statistics*, 1968, vol. 50, no. 4, pp. 391-416.
32. Dall'erba S., Le Gallo J. Regional Convergence and the Impact of European Structural Funds over 1989-1999: A Spatial Econometric Analysis. *Papers in Regional Science*, 2008, vol. 87, no. 2, pp. 219-244.
33. Dissart J. C. Regional Economic Diversity and Regional Economic Stability: Research Results and Agenda. *International Regional Science Review*, 2003, vol. 26, no. 4, pp. 423-446.
34. Elhorst J. P. *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Heidelberg, Springer, 2014.
35. Essletzbichler J. Diversity, Stability and Regional Growth in the United States, 1975-2002. In: Frenken K. (ed.). *Applied Evolutionary Economics and Economic Geography*. Cheltenham, Edward Elgar Publishing, 2007, ch. 10.
36. Fiaschi D., Gianmoena L., Parenti A. Spatial Club Dynamics in European Regions. *Regional Science and Urban Economics*, 2018, vol. 72(C), pp. 115-130.
37. Fingleton B., López-Bazo E. Empirical Growth Models with Spatial Effects. *Papers in Regional Science*, 2006, vol. 85, no. 2, pp. 177-198.
38. Fischer M. M., LeSage J. P. A Bayesian Space-Time Approach to Identifying and Interpreting Regional Convergence Clubs in Europe. *Papers in Regional Science*, 2015, vol. 94, no. 4, pp. 677-702.
39. Friedmann J. Four Theses in the Study of China's Urbanization. *International Journal of Urban and Regional Research*, 2006, vol. 30, no. 2, pp. 440-451.
40. Guriev S., Vakulenko E. Convergence Between Russian Regions. *Center for Economic and Financial Research Working Paper*, no. w0180, 2012.
41. Harrison A. Openness and Growth: A Time-Series, Cross-Country Analysis for Developing Countries. *NBER Working Papers*, no. 5221, 1995.
42. Henderson V. The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question. *Journal of Economic Growth*, 2003, vol. 8, no. 1, pp. 47-71.
43. Jacobs J. *The Economy of Cities*. N. Y., NY, Random House, 1969.
44. Kholodilin K. A., Oshchepkov A., Siliverstovs B. The Russian Regional Convergence Process. *Eastern European Economics*, 2012, vol. 50, no. 3, pp. 5-26.
45. Koroglu M., Sun Y. Functional-Coefficient Spatial Durbin Models with Nonparametric Spatial Weights: An Application to Economic Growth. *Econometrics*, 2016, vol. 4, no. 1, pp. 1-16.
46. Krugman P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade. *American Economic Review*, 1980, vol. 70, no. 5, pp. 950-959.
47. Ledyeva S., Linden M. Determinants of Economic Growth: Empirical Evidence from Russian Regions. *European Journal of Comparative Economics*, 2008, vol. 5, no. 1, pp. 87-105.
48. Le Gallo J., Ertur C. Heterogeneous Reaction Versus Interaction in Spatial Econometric Regional Growth and Convergence Models. In: Capello R., Nijkamp P. (eds.). *Handbook of*

- Regional Growth and Development Theories*. Cheltenham, Edward Elgar Publishing, 2019, ch. 22.
49. Leong W., Mohaddes K. Institutions and the Volatility Curse. *Cambridge Working Papers in Economics*, no. 1145, 2011.
 50. LeSage J. P., Fischer M. M. Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 2008, vol. 3, no. 3, pp. 275-304.
 51. López-Bazo E., Vayá E., Mora A. J., Suriñach J. Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union. *The Annals of Regional Science*, 1999, vol. 33, no. 3, pp. 343-370.
 52. Lutz W., Samir K. C. Global Human Capital: Integrating Education and Population. *Science*, 2011, vol. 333, no. 6042, pp. 587-592.
 53. Maddison A. *Dynamic Forces in Capitalist Development: A Long-Run Comparative View*. Oxford, Oxford University Press, 1991.
 54. Niebuhr A. Convergence and the Effects of Spatial Interaction. Hamburg Institute of International Economics, *HWWA Discussion Papers*, no. 110, 2001.
 55. North D. C. *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge, Cambridge University Press, 1990.
 56. Piribauer P. Heterogeneity in Spatial Growth Clusters. *Empirical Economics*, 2016, vol. 51, no. 2, pp. 659-680.
 57. Qureshi M. S. Africa's Oil Abundance and External Competitiveness: Do Institutions Matter? *International Monetary Fund Working Papers*, no. 08/172, 2008.
 58. Rey S., Montouri B. US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective. *Regional Studies*, 1999, vol. 33, no. 2, pp. 143-156.
 59. Ricardo D. *Principles of Political Economy and Taxation*. L., G. Bell and Sons, 1891.
 60. Rodríguez-Pose A. Convergence or Divergence? Types of Regional Responses to Socio-Economic Change in Western Europe. *Tijdschrift voor economische en sociale geografie [Journal of Economic and Human Geography]*, 1999, vol. 90, no. 4, pp. 365-378.
 61. Rodrik D., Subramanian A., Trebbi F. Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development. *Journal of Economic Growth*, 2004, vol. 9, no. 2, pp. 131-165.
 62. Romer P. M. Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 1986, vol. 94, no. 5, pp. 1002-1037.
 63. Romer P. M. The Origins of Endogenous Growth. *Journal of Economic Perspectives*, 1994, vol. 8, no. 1, pp. 3-22.
 64. Shediak R., Abouchakra R., Moujaes C., Najjar M. R. *Economic Diversification. The Road to Sustainable Development*. Abu Dhabi, Booz & Company, 2008.
 65. Tian L., Wang H. H., Chen Y. Spatial Externalities in China Regional Economic Growth. *China Economic Review*, 2010, vol. 21, pp. S20-S31.
 66. Thornton P. H., Ribeiro-Soriano D., Urbano D. Socio-Cultural Factors and Entrepreneurial Activity: An Overview. *International Small Business Journal*, 2011, vol. 29, no. 2, pp. 105-118.
 67. Wacziarg R., Welch K. H. Trade Liberalization and Growth: New Evidence. *The World Bank Economic Review*, 2008, vol. 22, no. 2, pp. 187-231.
 68. Ying L. G. Understanding China's Recent Growth Experience: A Spatial Econometric Perspective. *The Annals of Regional Science*, 2003, vol. 37, no. 4, pp. 613-628.
 69. Yu D., Wei Y. D. Spatial Data Analysis of Regional Development in Greater Beijing, China, in a GIS Environment. *Papers in Regional Science*, 2008, vol. 87, no. 1, pp. 97-117.
 70. Zhang W., Xu W., Wang X. Regional Convergence Clubs in China: Identification and Conditioning Factors. *The Annals of Regional Science*, 2019, vol. 62, no. 2, pp. 327-350.