



УПРАВЛЕНИЕ

УДК 330.43

ПРОСТРАНСТВЕННЫЙ АНАЛИЗ КОНВЕРГЕНЦИИ РЕГИОНОВ РОССИИ

О. С. Балаш

Саратовский государственный университет
E-mail: olgabalash@mail.ru

В статье проводится анализ экономического роста России, сигма- и бета-конвергенции по данным социально-экономического развития регионов за 1999–2010 гг.

Ключевые слова: пространственная эконометрика, региональная конвергенция, методы пространственного анализа данных.

Convergence Spatial Analysis of Russia's Regions

O. S. Balash

The article analyzes the economic growth of Russia, sigma and beta convergence according to the data socio-economic development for 1999 and 2010 years.

Key words: spatial econometrics, regional convergence, exploratory spatial data analysis.

Исследования причин и факторов экономического роста стран достаточно обширны. Однако в последнее время с развитием новой экономической географии чаще появляются работы, связывающие экономический рост с местоположением регионов.

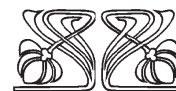
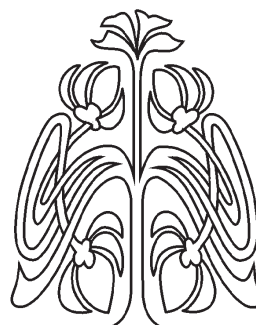
Роль доступности ресурсов и их географическая привязка, а также их влияние на экономический рост и технический прогресс были подчеркнуты экономистами V. Henderson¹, M. Fujita and J. Thisse², R. Lucas³. Модель экономического роста включает идеи новой экономической географии П. Кругмана, которая фокусируется на причинах объяснения пространственной концентрации экономической деятельности⁴.

Модели новой экономической географии рассматривают неравномерное пространственное распределение основных фондов, ресурсов (людских, производственных), человеческого капитала, и это приводит к пространственной неоднородности развития не только регионов, но и больших городов, где концентрируются научные центры и образовательные учреждения. Агломерация обусловлена еще и тем, что вся инновационная и производственная деятельность сосредоточивается в центре региона, столицы, где работникам предлагаются лучшие условия работы и зарплата.

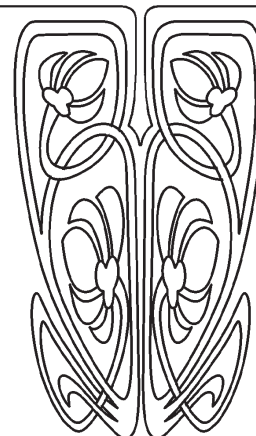
Экономический рост все больше связывают с конвергенцией. Как пишет М. Abramovitz⁵, сходимостью влечет в долгосрочном периоде к выравниванию дохода на душу населения.

Возникновение теории конвергенции вызвано осознанием неравенства в уровнях социально-экономического развития стран. Основными представителями этих концепций были Дж. К. Гэлбрейт⁶, R. Solow⁷.

В экономической теории под конвергенцией понимается процесс сближения во времени уровней развития стран и регионов.



НАУЧНЫЙ
ОТДЕЛ





Противоположный процесс носит название дивергенции. Основными типами конвергенции являются сигма-конвергенция и бета-конвергенция: σ -конвергенция – это снижение во времени дисперсии уровней развития экономических объектов, β -конвергенция – отрицательная зависимость темпов экономического роста от первоначального уровня развития стран и регионов.

Согласно теории роста β -конвергенция предполагает две составляющих – абсолютную и относительную. Абсолютная (безусловная) конвергенция – это сближение уровней развития регионов во времени. Существует два подхода: конвергенция между регионами при условии существования общего стационарного состояния и конвергенция регионов к своим собственным стационарным состояниям, что означает отсутствие сближения уровней развития.

Относительная конвергенция подразумевает предположение о несовпадении стационарных состояний, то есть в долгосрочном периоде различия между странами не исчезают, а остаются постоянными во времени. Таким образом, условная конвергенция рассматривает ситуацию более мягко, утверждая, что экономика растет тем быстрее, чем дальше она находится от своего устойчивого состояния.

Региональная конвергенция представляет собой сближение уровней развития регионов, страновая – государств. Также различают конвергенцию в темпах роста, уровнях дохода и в производительности факторов, понимая под этим сглаживание различий между странами (регионами) по соответствующему показателю.

Под глобальной конвергенцией понимается сближение уровней развития стран (регионов) во всей выборке в целом, клубная – предполагает разбиение экономических объектов на однородные группы, внутри которых скорость сближения значительно превышает соответствующий показатель для всей выборки.

Экономическая теория не дает однозначного ответа в отношении направления процесса конвергенции экономического роста. Могут произойти и конвергенция, и дивергенция. Существуют разные подходы – от оптимистического, основанного на неоклассической теории экономического роста, до пессимистического (теория эндогенного роста), – пытающиеся объяснить процессы конвергенции. Первый прогнозирует снижение неравенства в уровнях доходов из-за снижения прибыли на капитал, а последний прогнозирует усиление неравенства от положительного эффекта масштаба.

Многие ученые тестировали гипотезы о наличии или отсутствии конвергенции на национальном уровне⁸. Изучению конвергенции были посвящены также работы G. Carlino and L. Mills, W. Crown and L. Wheat, A. Bernard and C. Jones, R. Vohra и многие другие⁹.

Новая экономическая география¹⁰ утверждает, что географическое расположение играет важную роль в экономической деятельности. На экономическое развитие региона влияет не только его местоположение, но и окружение. Бедные регионы имеют больше шансов для развития, если они окружены богатыми соседями. Новая экономическая география подчеркивает также влияние внешних эффектов и агломерации на экономический рост. Это технологический или интеллектуальный спilloверы, рыночные эффекты, взаимные связи между предприятиями, работающими на различных пространственных уровнях (например, областей, городов, районных городов, сельских районов и т.д.).

В работах российских исследователей изучение конвергенции также занимает достаточно большое место. В книге «Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах», изданной Консорциумом по вопросам прикладных экономических исследований, проводится исследование экономического роста и конвергенции, а также подчеркивается значимость географического фактора для развития регионов на примере России с 1991 по 2001 г. Подробный анализ статей, посвященных этой проблематике и изданных за последнее десятилетие, проводится в работе К. П. Глуценко «Исследования неравенства по доходам между российскими регионами»¹¹.

Теоретические модели

При изучении конвергенции проверяют ее наличие в двух видах: σ и β . Первая (σ) предполагает уменьшение разброса подушевого валового регионального продукта (ВРП) и существование тенденции к выравниванию уровней экономического развития в долгосрочном периоде. Для ее выявления используются различные меры: невзвешенное стандартное отклонение¹², коэффициент вариации логарифма ВРП на душу населения¹³.

β -конвергенция основана на модели Солоу¹⁴, предполагающей уменьшение дисперсии ВРП на душу населения или других показателей дохода:

$$\frac{y_{iT}}{y_{i0}} = \varphi_i(y_{i0}), \quad (1)$$

где i – номер региона, $i = 1, 2, \dots, n$; T – длина рассматриваемого интервала времени в годах; y_{i0} , y_{iT} – ВРП на душу населения в регионе i соответственно базисного и текущего года; φ_i – убывающая функция i -региона.

Тестированию подлежит эконометрическая модель, соответствующая (1):

$$\ln \left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где $y_{i,t}$ – ВРП на душу в регионе i в момент вре-



мени t ; α , β – параметры, подлежащие оценке; ε_{it} – случайные ошибки.

Скорость конвергенции рассчитывается:

$$\hat{b} = -\frac{\ln(1 - \beta T)}{T},$$

время преодоления половины расстояния, от-
деляющее экономику региона от устойчивого
равновесия:

$$hl = \frac{\ln 2}{\hat{b}}.$$

Если имеет место абсолютная конвергенция, то коэффициенты в правой части уравнения (2) для всех регионов будут одинаковыми. Если ее нет, то коэффициенты (2) различны и зависят от социально-экономических характеристик регионов X . Иными словами, гипотеза условной сходимости предполагает, что сходимость имеет место тогда, когда структурные характеристики экономики (например, демографическая ситуация, государственная политика, человеческий капитал, уровень занятости и т.д.) оказывают влияние на рост доходов. В этом случае модель условной конвергенции имеет вид:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}}\right) = \alpha_0 + \beta_0 \ln y_{i,t} + X\gamma + \varepsilon_i. \quad (3)$$

Модели конвергенции тестировались на различных типах данных: перекрестных, временных рядах, панельных. При этом замечено, что β -конвергенция предполагает отрицательную корреляцию между средними темпами роста ВРП на душу населения за период k и базисным уровнем ВРП. Однако в некоторых работах доказано, что нахождение отрицательного параметра сходимости не обязательно означает снижение дисперсии в уровне подушевого ВРП в перекрестных данных, или σ -сходимость. Например, D. Quah¹⁵ показал: для перекрестных данных возможна отрицательная корреляция между темпами роста и начальным уровнем, что выполняется со стабильной дисперсией в уровнях дохода. Это связано с наличием шоков темпов роста в конкретной стране, которые могут компенсировать отрицательные β -коэффициенты.

Однако при статистическом анализе игнорирование географических спilloверов приводит к недостоверным оценкам и неверным выводам. Поэтому при анализе β -сходимости необходимо в модель вводить контролирующие факторы, характеризующие региональные различия и отраженные в модели пространственно автокоррелированной ошибкой. Такими являются модели β -конвергенции с минимально условной конвергенцией и пространственная модель условной β -конвергенции. Они предполагают, что регионы могут находиться на различных траекториях экономического роста, поскольку на них оказывают

влияние не только экономика самого региона, но и экономическое развитие соседних регионов. Причем воздействие соседей может быть явным (торговля, трудовая миграция, образование и т.п.), а также глубинным (институциональные и инновационные связи и пр.) и убывающим с увеличением расстояния между регионами.

Эмпирические результаты

Регионы России различаются между собой климатом, ресурсами, доступностью к морям, рекам. По-разному распределены по территории почвы, полезные ископаемые, сельскохозяйственные угодья, леса и т.д. Однако за последние тридцать лет перехода на рыночные отношения и перестройки экономики страна изменилась. Нельзя рассматривать концепцию экономического роста без учета рыночного взаимодействия между одним регионом и другими, их взаимовлияния друг на друга, рыночного притяжения столицы.

Наше исследование охватывает период с 1995 по 2010 г. В этом интервале в России выделялось 89 субъектов Федерации – областей, автономных округов и областей, а также республик. В настоящее время в связи с укрупнением областей и делением их на федеральные округа мы рассматриваем 80 регионов. Однако в связи с отсутствием официальной статистики с 1995 г. в Чеченской Республике, а также с искажением официальной статистики или ее отсутствием в Республике Ингушетия нами для анализа было оставлено 78 регионов.

Поскольку целью данного исследования является выявление общих для всех регионов России факторов на экономический рост, то такое исключение из анализа регионов, не вписывающихся в общую тенденцию, не повлияло на его результаты.

Был сформирован скорректированный ряд валовых региональных продуктов по регионам в 1995–2010 гг. к постоянным ценам 1995 и 2002 г. с помощью индекса-дефлятора ВВП.

Для тестирования σ -конвергенции был построен ряд коэффициента вариации ВРП на душу населения по 78 регионам за 1995–2010 гг. (рис. 1). Видно, что за рассматриваемый период наблюдается тенденция увеличения разброса подушевого ВВП, что свидетельствует о наличии σ -дивергенции для периода с 1998 по 2005 г., затем – с 2005 по 2010 г. она отмечается явно, с всплеском в 2009 г.

Изменение тенденции в уровнях разброса скорректированного ВРП позволяет предположить, что она может маскировать нетривиальные географические закономерности, которые также меняются со временем. Сюда можно отнести дотации регионам, географическое изменение долей рынка нефтепродуктов, экономические шоки, связанные в кризисом, неурожаем, погодными условиями.

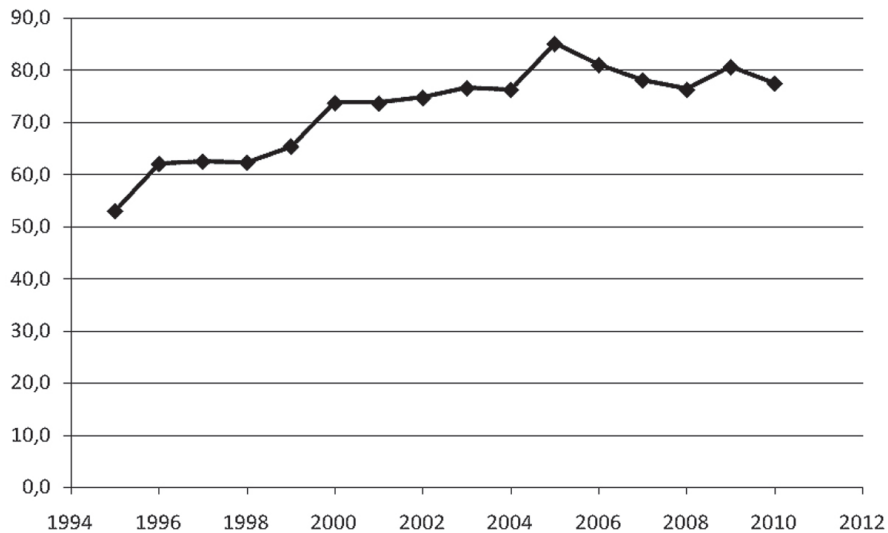


Рис. 1. Динамика коэффициента вариации скорректированного ВВП на душу населения по 78 регионам России за 1995–2010 гг.

Для проверки гипотезы о наличии глобальной пространственной автокорреляции для логарифма средних темпов роста ВРП на душу населения были построены ряды логарифмов темпов роста ВРП по трехлетним интервалам с 1995 по 2010 г. Выбор трехгодичного интервала позволил выявить влияние экономических кризисов в России за исследуемый период. Тесты проводились с помощью статистик пространственной автокорреляции Морана и Гири. Весовая матрица рассчитывалась на основе расстояния между

региональными центрами по автомобильным дорогам. Веса вычислялись как обратные величины расстояния, затем были стандартизованы.

График изменения статистики Морана по трехлетним периодам представлен на рис. 2. Как видно из него, с 1995 до 2007 г. наблюдается незначимая отрицательная пространственная автокорреляция, а с 2006 по 2010 г. – значимая на 5%-ом уровне глобальная пространственная зависимость, что позволяет говорить о неравномерности развития регионов.

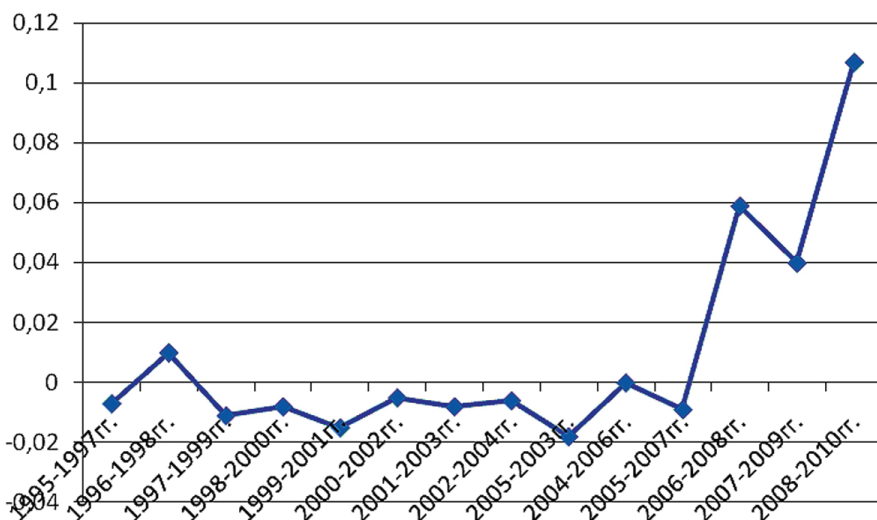


Рис. 2. Динамика статистики Морана для логарифмов темпов роста скорректированного ВРП на душу населения за 1995–2010 гг.

Таким образом, нулевая гипотеза об отсутствии пространственной автокорреляции не принимается для логарифма темпов роста скорректированного ВРП на душу населения для 2006–2010 гг. и темпы роста ВРП на душу

населения пространственно кластеризованы. То есть начиная с 2006 г. регионы с относительно высокими значениями темпов роста ВРП на душу населения в среднем находятся в окружении относительно быстрорастущих соседей.



Такой же вывод можно сделать из анализа диаграммы рассеяния Морана, на котором по оси координат откладываются стандартизированные значения пространственного лага переменной, по оси абсцисс – стандартизированные значения

самой переменной, угловой коэффициент наклона линии регрессии соответствует величине коэффициента пространственной авторегрессии Морана для логарифмов темпов роста ВРП за 2008–2010 гг. (рис. 3).

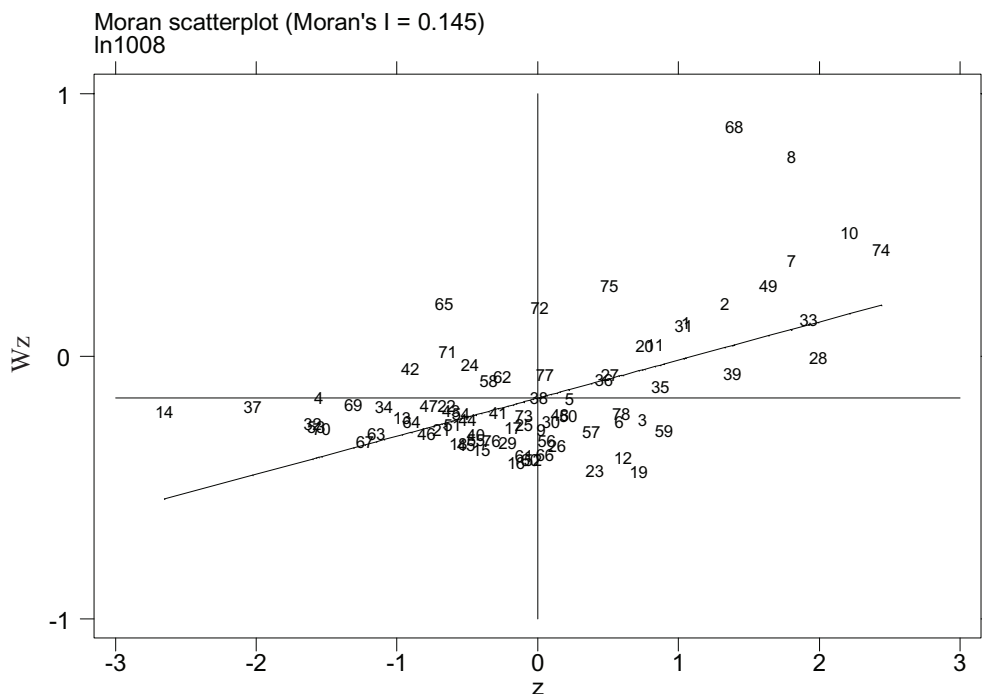


Рис. 3. Диаграмма рассеяния Морана для логарифмов темпов роста ВРП на душу населения за 2008–2010 гг.

Первый и третий квадранты характеризуются положительной пространственной автокорреляцией. Регионы, попавшие в первый квадрант, отражают кластеризацию регионов с относительно высокими значениями темпов роста в окружении относительно быстрорастущих соседей. К таким регионам относятся: Республика Башкортостан (68), Еврейская автономная область (8), Приморский край (10), Амурская область (7), Чукотский автономный округ (2), Республика Хакасия (1), Республика Северная Осетия – Алания (11), Республика Марий Эл (20), Краснодарский край (28), Курская область (31), Липецкая область (33), г. Москва (38), Мурманская область (39), Московская область (35), Республика Карелия (49), Ставропольский край (59), Республика Калмыкия (74), Сахалинская область (75).

Третий же квадрант, хоть и характеризуется положительной пространственной автокорреляцией, наоборот, отражает кластеризацию регионов с относительно низкими темпами роста в окружении слаборастущих соседей. Это следующие регионы: Ульяновская (67), Томская (63), Вологодская (53), Рязанская (14) области и республики Дагестан (37), Тыва (32), Чувашская (70).

Второй квадрант представляет собой кластеры регионов с низкими значениями темпов

роста, окруженных регионами с относительно высокими значениями. Это Тверская (62), Смоленская (58), Калужская (24), Новгородская (42), Тюменская (65), Челябинская (71) области.

Четвертый квадрант – это кластеры регионов с относительно высокими темпами роста, окруженных регионами с более низкими темпами. К ним можно отнести такие регионы, как Владимирская (12), Калининградская (23), Архангельская (3), Белгородская (6), Саратовская (57) области, Республика Алтай (78) и Удмуртская Республика (19).

Также были построены пространственные диаграммы Морана для логарифмов ВРП за базисный 2008 г., которые показывают отсутствие клубной дивергенции.

Сравнив диаграммы Морана логарифмов темпов роста ВРП и логарифма базисного года, мы выделили регионы с высокими значениями темпов роста ВРП на душу населения и подушевым ВРП базисного 2008 г. Это Республика Калмыкия (74), Липецкая область (33), г. Москва (38), Чукотский автономный округ (2), Сахалинская область (75) и Ставропольский край (59).

Далее для анализа условной и безусловной β -конвергенции были построены эконометрические модели.



Проведя тестирование модели безусловной β -конвергенции для 2008–2010 гг. (2), получим:

$$\ln\left(\frac{y_{i,2010}}{y_{i,2008}}\right) = 0,18 - 0,014 \ln(y_{i,2008}).$$

(0,3) (0,025).

В скобках приведены стандартные отклонения.

Скорость конвергенции равна 1,43%, полу- период до устойчивого состояния – 49 лет. Однако

$$\ln\left(\frac{y_{i,2010}}{y_{i,2008}}\right) = 0,2517 - 0,021 \ln(y_{i,2008}) + 0,88W \ln\left(\frac{y_{i,2010}}{y_{i,2008}}\right).$$

(0,24) (0,021) (0,11)

Скорость конвергенции равна 2,17% (этот показатель незначим), полупериод до устойчивого состояния – 33 года.

Наличие пространственного лага, равного 0,88, позволяет говорить, что в данной модели экономический рост регионов статистически значимо связан с экономическим ростом других регионов (на уровне значимости 5%), причем чем ближе и экономически крупнее соседние регионы, тем сильнее их пространственное влияние на регион. Наличие β -конвергенции не подтверждается (коэффициент незначим).

Тесты максимального правдоподобия, мультипликатора Лагранжа и Вальда подтверждают, что средние темпы роста положительно и существенно коррелируют со средним темпом роста соседних регионов ($\rho = 0,88$).

Начальный уровень ВРП и эндогенный пространственный лаг объясняют около 33,2% вариаций средних темпов роста на душу населения. Такой показатель отмечает наличие других объясняющих факторов, не включенных в модель.

Проведем тестирование модели условной β -конвергенции по модели (3). В качестве контролирующих факторов матрицы X возьмем переменные, характеризующие региональные устойчивые траектории роста базисного 2008 г. К таким показателям относятся: экономическое развитие региона ($inv2008$ – объем инвестиций в основные фонды на душу населения, млн руб.; $act2008$ – коэффициент роста экономически активного населения), запас человеческого капитала ($st2008$ – количество студентов в регионе на 10 тыс. жителей; $pat2008$ – количество выданных патентов, шт.), dpi – сырьевая ориентация региона и географический фактор ($border$ – близость к границе и $port$ – наличие морского порта).

$$\ln\left(\frac{y_{i,2010}}{y_{i,2008}}\right) = 1,22 - 0,107 \ln(y_{i,2008}) + 0,001 inv_{2008} - 0,0002 st_{2008} + 0,00003 pat_{2008} + 0,88W \ln\left(\frac{y_{i,2010}}{y_{i,2008}}\right).$$

(0,4) (0,034) (0,004) (0,00007) (0,0002) (0,113)

уравнение плохо объясняет данные – коэффициент детерминации R^2 равен 0,004. Это можно объяснить неправильной спецификацией модели, не учитывающей пространственного влияния, тогда как рассчитанный ранее коэффициент пространственной авторегрессии Морана для этого периода значим на 5%-ном уровне.

Рассмотрим модель безусловной β -конвергенции. Модель содержит пространственный лаг (SLM) и была оценена методом максимального правдоподобия:

Показатели сырьевой ориентации региона и географического фактора – фиктивные (дамми) переменные. Наличие полезных ископаемых в регионе характеризует специализацию экономики, обусловленную географическим размещением. Доходы, получаемые регионом за счет природной ренты, увеличивают производительность труда и, соответственно, валовой региональный продукт на душу населения. Дамми-переменная определялась следующим образом: если доля в «структуре объема отгруженной продукции (работ, услуг) по виду экономической деятельности “Добыча полезных ископаемых”»¹⁶ превышала 0,5, то регион относился к добывающим, если меньше 0,5, то нет. Город Москва имеет долю, равную 0,99, поскольку все предприятия, относящиеся к данной отрасли, находятся в столице. Мы взяли значение этой переменной, равное нулю.

Предполагается, что регионы, близкие к границе и имеющие выход к морю, развиваются экономически быстрее. Учитывались границы со странами СНГ, Прибалтикой, Казахстаном и странами Средней Азии, Монголией, Китаем. Не брались в расчет регионы, прилегающие к Грузии, в связи с политической ситуацией и отсутствием официальных отношений и торговлей.

К регионам, имеющим морской порт, отнесли Краснодарский, Приморский, Хабаровский края, Ростовскую, Ленинградскую, Мурманскую, Калининградскую, Архангельскую, Сахалинскую области, г. Санкт-Петербург.

Были построены регрессии, учитывающие пространственную зависимость, которые выявили незначимость всех введенных дамми-переменных, а также темпы роста экономически активного населения. Поэтому приводится модель пространственного лага (SLM) без фиктивных переменных:



Знаки коэффициентов при логарифме подушевого ВРП 2008 г. подтверждают наличие β -конвергенции в этот период (на 5%-ном уровне значимости). Скорость конвергенции равна 13%, полупериод до устойчивого состояния – 6,5 года.

Как и следовало ожидать, инвестиции в основной капитал на душу населения и количество выданных патентов увеличивают темп роста ВРП. Однако количество выданных патентов значимо только на 1%-ном уровне значимости.

Знак при переменной st – количество студентов на 10 тыс. жителей в регионе – отрицательный. Показатель, отвечающий за накопление человеческого капитала в регионе, должен увеличивать темпы роста ВРП, однако он отмечает

$$\ln\left(\frac{y_{i,2010}}{y_{i,2008}}\right) = 1,41 - 0,113 \ln(y_{i,2008}) + 0,001 inv_{2008} - 0,002 st_{2008} + 0,0003 pat_{2008};$$

(0,4) (0,035) (0,004) (0,0007) (1,7)

$$\bar{u} = 0,9 Wu.$$

(0,1)

Коэффициент $\lambda = 0,9$ показывает существование пространственного авторегрессионного процесса первого порядка. Это означает, что на темпы ВРП на душу населения помимо случайных шоков в самом регионе существенное влияние оказывают случайные шоки в соседних регионах, причем сила шоков тем больше, чем меньше расстояние до соседей.

Тест на пространственную автокорреляцию остатков модели LR подтвердил гипотезу о наличии пространственной зависимости.

Статистическая значимость коэффициента при логарифме подушевого ВРП 2008 г. подтверж-

$$\ln\left(\frac{y_{i,2010}}{y_{i,2008}}\right) = 1,33 - 0,114 \ln(y_{i,2008}) + 0,009 inv_{2008} - 0,002 st_{2008} + 0,0003 pat_{2008} + 0,75 \ln\left(\frac{y_{i,2010}}{y_{i,2008}}\right);$$

(0,36) (0,033) (0,003) (0,0007) (1,7) (0,223)

$$\bar{u} = 0,76 Wu.$$

(0,227)

Сравнивая коэффициенты предыдущих моделей, мы получаем одинаковые значения коэффициентов при объясняющих переменных.

Коэффициенты пространственной зависимости показывают: пространственный лаг, равный 0,75 позволяет утверждать, что экономический рост регионов статистически значимо связан с экономическим ростом других регионов, а коэффициент авторегрессии первого порядка $\lambda = 0,76$ – что на темпы ВРП на душу населения кроме случайных шоков в самом регионе существенное влияние оказывают случайные шоки в соседних.

Рассмотрим оценки пространственной модели Дарбина (таблица).

Гипотеза о том, что коэффициенты в модели Дарбина связаны нелинейным отношением, не отвергается, так как модель значима на 5%-ном

статистически значимое снижение. Это можно объяснить приемом в вузы в 2008 г. практически всех выпускников того года.

Тест Вальда подтверждает значимость пространственной зависимости – коэффициента λ . Уравнение показывает высокую пространственную зависимость. Пространственный лаг, равный 0,88, позволяет говорить, что экономический рост регионов статистически значимо связан с экономическим ростом других регионов, и чем ближе и экономически крупнее соседние регионы, тем сильнее их влияние на регион.

Модель пространственной ошибки дает практически одинаковый результат с предыдущей моделью:

дает наличие β -конвергенции. Скорость конвергенции по модели составляет 13,8%, полупериод до устойчивого состояния – 6 лет.

Аналогично, инвестиции в основной капитал на душу населения и количество выданных патентов увеличивают темп роста ВРП. Количество выданных патентов значимо на 1%-ном уровне. Знак при переменной st – количество студентов на 10 тыс. жителей в регионе – сохраняется, переменная значима.

Модель пространственной автокорреляции SAC (spatial autocorrelation model):

уровне (тест отношения правдоподобия равен 7,54).

Коэффициент конвергенции значим на 5%-ном уровне. Полупериод, необходимый региону для устойчивого состояния роста, составляет 6,25 года со скоростью конвергенции 13,5%.

В отличие от предыдущих моделей переменные, отражающие накопление человеческого капитала, незначимы, хотя знаки сохранили, как в предыдущей модели. Статистически значима переменная, отражающая экономическое развитие региона – инвестиции в основной капитал на душу населения. Незначим на 5%-ном уровне пространственный лаг логарифма средних темпов роста ВРП на душу населения базисного 2008 г. Отвергается гипотеза о наличии зависимости средних темпов роста от начальных значений подушевых ВРП соседних регионов.

Модель безусловной β -конвергенции – пространственная модель Дарбина SDM

Зависимая переменная: логарифмы средних темпов роста ВРП на душу населения за 2008–2010 гг.	Коэффициенты модели	Стандартная ошибка
Логарифм средних темпов роста ВРП на душу населения в 2008 г.	– 0,1110206**	0,0315
Численность студентов на 10 тыс. жителей в 2008 г.	– 0,0000747	0,0000738
Инвестиции в основной капитал на душу населения в 2008 г.	0,000947*	0,0003457
Количество выданных патентов в 2008 г.	0,000006	0,0000175
Пространственный лаг численности студентов на 10 тыс. жителей в 2008 г.	0,0015845	0,0008782
Пространственный лаг инвестиций в основной капитал на душу населения в 2008 г.	0,000935	0,0036316
Пространственный лаг количества выданных патентов в 2008 г.	– 0,0002724	0,0003872
Пространственный лаг логарифма средних темпов роста ВРП на душу населения в 2008 г.	0,2374209	0,2460955
Константа	– 1,99848	2,564945
Коэффициент ρ	0,6989**	0,2549

Примечание. * – значимость коэффициентов (отклонение нулевой гипотезы) на 5%-ном уровне, ** – на 10%-ном уровне.

Как видно из таблицы, эндогенные пространственные лаги также незначимы. Таким образом, динамика регионального экономического роста не связана с уровнем развития соседних регионов. Однако имеет место значительный пространственный внешний эффект, связанный с динамикой развития соседних регионов. Увеличение пространственно взвешенных средних темпов роста на 1% приводит к 69%-ному увеличению средних темпов роста в регионе, то есть регион извлекает выгоду от увеличения потенциального роста в соседнем регионе, и чем ближе, тем больше.

Таким образом, статистический анализ подтвердил наличие пространственной зависимости для экономического роста регионов России. Географический фактор играет важную роль в экономическом развитии регионов, поэтому необходимо его учитывать при исследовании социально-экономического развития страны.

Примечания

- 1 См.: *Black D., Henderson V.* A theory of urban growth // *J. of Political Economy.* 1999. Vol. 107. P. 252–284.
- 2 См.: *Fujita M., Thisse J.* Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? And Who Gains and Losses from it? // *International Econ. Rev.* 2002. № 47. P. 811–836.
- 3 См.: *Lucas R. E.* On the mechanics of economic development // *J. of Monetary Economics.* 1988. Vol. 22. P. 3–42.
- 4 См.: *Krugman P.* Increasing Returns and Economic Geography // *J. of Political Economy.* 1991. Vol. 99, № 3. P. 483–499.
- 5 *Abramovitz M.* Catching up, forging ahead, and falling behind // *J. Econ. Hist.* 1986. Vol. 46. P. 385–406.
- 6 См.: *Гэлбрейт Дж. К.* Экономические теории и цели общества. М., 1976.
- 7 См.: *Solow R. M.* A Contribution to the Theory of Economic Growth // *The Quarterly J. of Economics.* 1956. № 70. P. 65–94.

- 8 См.: *Baumol W.* Productivity growth, convergence and welfare : what the long run data show // *Amer. Econ. Rev.* 1986. Vol. 76, № 5. P. 1072–1085 ; *De Long B.* Productivity growth, convergence, and welfare : comment // *Amer. Econ. Rev.* 1988. Vol. 78, № 5. P. 1138–1159.
- 9 См.: *Carlino G., Mills L.* Are US regional incomes converging? // *J. Monetary Econ.* 1993. № 32. P. 335–346 ; *Idem.* Testing neoclassical convergence in regional incomes and earnings // *Reg. Sci. Urban Econ.* 1996. № 26. P. 565–590 ; *Idem.* Convergence and the US states: a time-series analysis // *J. Reg. Sci.* 1996. № 36. P. 597–616 ; *Crown W. H., Wheat L. F.* State per capita income convergence since 1950 : sharecropping's demise and other influences // *J. Reg. Sci.* 1995. № 35. P. 527–552 ; *Bernard A., Jones C.* Productivity and convergence across US states and industries // *Empirical Econ.* 1996. № 21. P. 113–135 ; *Vohra R.* How fast do we grow? // *Growth & Change.* 1996. № 27. P. 47–54.
- 10 См.: *Krugman P.* Op. cit.
- 11 См.: Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах / Консорциум по вопр. приклад. эконом. исслед., Канадское агентство по международ. развитию [и др.] ; О. Луговой [и др.]. М., 2007 ; *Глуценко К. П.* Исследования неравенства по доходам между российскими регионами // *Регион : экономика и социология.* 2010. № 4. С. 88–119 ; *Он же.* Методы анализа межрегионального неравенства по доходам // *Регион : экономика и социология.* 2010. № 1. С. 54–87.
- 12 См.: *Carlino G., Mills L.* Testing neoclassical convergence in regional incomes and earnings. P. 565–590.
- 13 См.: *Bernard A., Jones C.* Op. cit.
- 14 См.: *Solow R. M.* Op. cit.
- 15 См.: *Quah D.* Empirical cross-section dynamics in economic growth // *European Econ. Rev.* 1993. Vol. 37, № 2–3. P. 426–434.
- 16 См.: Регионы России. Социально-экономические показатели. URL: <http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstatsite/main/publishing/catalog/statisticsCollection/doc1138623506156> (дата обращения: 10.08.2012).