

РЕГИОНЫ И ГОРОДА РОССИИ

В.И. Иванова

О динамике пространственного взаимодействия российских регионов

В работе исследуется динамика пространственного взаимодействия российских регионов, а также проводится эмпирическая оценка роли плотности транспортных систем в экономическом росте региона.

В [1] на данных с 1870 по 1979 г. показано, что страны с низким уровнем среднедушевого ВВП демонстрируют более быстрый экономический рост, чем страны с высоким среднедушевым ВВП. Темпы экономического роста положительно скоррелированы с начальным отрывом стран от устойчивого уровня доходов, одинакового для всех стран. Регионы на траектории устойчивого роста характеризуются постоянными темпами роста среднедушевых доходов. Согласно модели, бедные регионы растут более быстрыми темпами, чем богатые, так что в долгосрочной перспективе межрегиональные различия в экономическом развитии постепенно сглаживаются, наблюдается сходимость (конвергенция) регионов к траектории устойчивого роста.

Эмпирические работы, выполненные на различных выборках по странам и регионам, показывают различные темпы конвергенции. В [2] в качестве возможной причины невысокой скорости конвергенции отмечается различие в уровнях развития технологий.

Исследования, проведенные на российских региональных данных (регионы – субъекты федерации), выявляют различные пространственные детерминанты экономического роста. Обоснование применения пространственных моделей конвергенции обычно проводится с помощью индекса Морана – коэффициента пространственной автокорреляции индикаторов экономического роста. Ранние работы, выполненные по российским данным, охватывают короткий временной интервал (менее 10 лет) и не обнаруживают статистически значимую пространственную автокорреляцию как по среднедушевым доходам населения, так и по среднедушевому ВВП. Однако последние исследования, проведенные на расширенных данных, говорят о значимой пространственной составляющей, объясняющей сходимость российских регионов. Простран-

ственные взаимосвязи регионов в существующих работах представлены матрицами смежности, расстояний и времени в пути. Подробный обзор работ по конвергенции российских регионов можно найти в [3], [4].

В данной работе будет проведен анализ динамики пространственной автокорреляции индикаторов экономического роста и оценена роль транспортных систем в пространственном взаимодействии российских регионов с помощью модели бета-конвергенции.

Эмпирический анализ, проведенный в данной работе, охватывает период с 1996 по 2010 гг. Выборка включает 79 субъектов федерации; при этом составные субъекты федерации рассматриваются как единые регионы, Чеченская Республика исключена из рассмотрения ввиду отсутствия данных по ВРП. Для межрегионального сопоставления значения ВРП на душу населения пересчитаны в постоянные цены с помощью индекса физического объема ВРП, затем скорректированы с использованием стоимости фиксированного набора (СФН) потребительских товаров (данные о СФН доступны с 2002 г.; за период до 2002 г. оценка СФН проведена с помощью индекса потребительских цен).

Теснота пространственного взаимодействия регионов по некоторому показателю X их развития измеряется индексом I Морана (Moran's I):

$$I = \frac{N \sum_i \sum_j w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_i \sum_j w_{ij} \sum_i (X_i - \bar{X})^2},$$

где N – объем выборки, w_{ij} – элемент матрицы W пространственного взаимодействия регионов i и j , x_i – значение показателя X в регионе i , \bar{X} – среднее значение показателя X .

В работе используются следующие матрицы пространственных весов:

1) матрица обратных расстояний с параметром, элементы которой определяются по формуле:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^\gamma}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases},$$

где d_{ij} – расстояние между региональными центрами i и j , параметр $\gamma \in \{1, 2, 3, 4\}$. При составлении этой матрицы была использована матрица кратчайших расстояний между административными центрами российских регионов [5];

2) матрица соседства (смежности):

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{если регионы } i \text{ и } j \text{ имеют общую границу,} \\ 0, & \text{в остальных случаях.} \end{cases}$$

Эта матрица является несвязной, т.к. Калининградская область не имеет общих границ с другими регионами;

3) матрица соседства с поправкой на Калининградскую область – «соседом» этого региона указана Псковская область;

4) матрица соседства с поправкой на Москву:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{если } i \text{ или } j \text{ - г. Москва,} \\ 1, & \text{если } i \text{ или } j \text{ имеют общую границу,} \\ 0 & \text{в остальных случаях.} \end{cases}$$

Выбор последней модификации обусловлен спецификой транспортных систем страны, в частности, железных дорог.

Динамика индекса Морана для логарифмов среднедушевого ВРП, рассчитанная по матрице обратных расстояний с различными параметрами, представлена на рис. 1, на рис. 2 – по матрицам соседства (точками выделены статистически значимые на уровне значимости 0,05 коэффициенты).

Поправка матрицы соседства на Калининградскую область несущественно влияет на значение индекса Морана, в отличие от модификации матрицы по Москве. В целом динамика индексов на рис. 2 довольно схожая. Коэффициенты пространственной автокорреляции, рассчитанные по скорректированной с учетом связей регионов с Москвой матрице, примерно в 2 раза меньше соответствующих индексов, найденных по матрице соседства. Это говорит о довольно сильной роли столицы в пространственном взаимодействии регионов, причем в последние годы, согласно рис. 3, можно заметить укрепление роли Москвы.

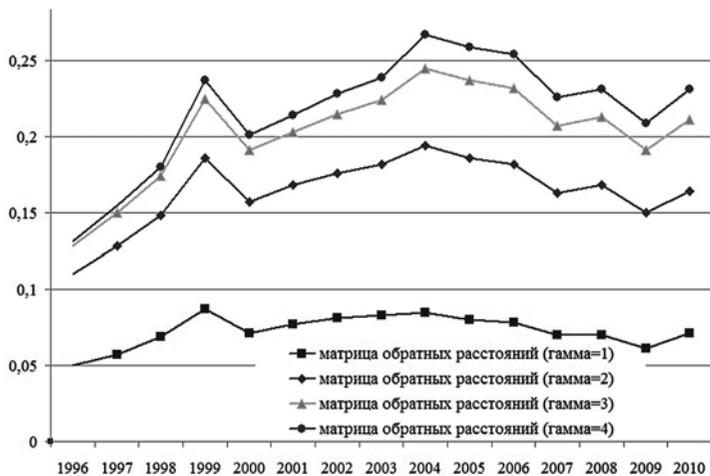


Рис. 1. Динамика индекса I Морана для логарифмов среднедушевого ВРП (матрица обратных расстояний с различными параметрами)



Рис. 2. Динамика индекса I Морана для логарифмов среднедушевого ВРП (модифицированные матрицы соседства)

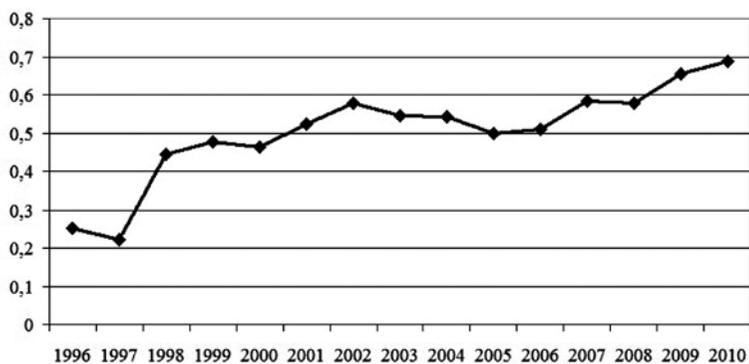


Рис. 3. Динамика отношения индексов I Морана для логарифмов среднедушевого ВРП, рассчитанных по матрице соседства, модифицированной по Москве, к соответствующим коэффициентам, найденным по базовой матрице соседства

Как видно по рис. 1 и 2, динамика тесноты пространственного взаимодействия регионов, рассчитанная по среднедушевому ВРП по различным пространственным матрицам, в целом схожая: с 1996 по 1999 гг. наблюдается усиление объясняющей роли пространственного взаимодействия регионов, затем – резкое ослабевание тесноты пространственных связей, объясняемое последствиями финансового кризиса, после которого снова наблюдается возрастающая тенденция до следующего финансового кризиса.

Стоит отметить, что коэффициенты автокорреляции, полученные на основе матрицы обратных расстояний при увеличении параметра γ , мало отличаются от соответствующих значений, полученных по матрице соседства. Это говорит о том, что при возрастании роли расстояния регионы предпочитают строить свои взаимодействия, в первую очередь, с территориально близко расположенными регионами.

Оценим роль транспортных систем в пространственном взаимодействии регионов. Выдвигая гипотезу о наличии равновесной траектории роста регионов, воспользуемся уравнением условной бета-конвергенции:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{Y_{T,i}}{Y_{t_0,i}} = a + b \ln Y_{t_0,i} + cX_{t_0,i} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

где $Y_{t,i}$ – ВРП на душу населения в регионе i в год T , $Y_{t_0,i}$ – ВРП на душу населения в регионе i на начальный год t_0 , $\frac{1}{T} \ln \frac{Y_T}{Y_{t_0}}$ – логарифмы средних темпов роста ВРП на душу населения за период с t_0 по T , $i = \overline{1; N}$, X – дополнительные факторы, учитывающие межрегиональные различия, которые могут оказывать влияние на темпы роста ВРП, a, b, c – параметры модели, $\varepsilon \sim N(0; \sigma^2)$.

Оценка параметров уравнения (1) за период с 1999 по 2010 г. подтвердила наличие статистически значимой сходимости регионов к равновесной траектории роста (табл. 1, модель 1). Предварительный анализ [6] данных показал, что имеются регионы, существенно отличающиеся от остальных – регионы с особыми траекториями роста (Ингушетия, Дагестан, Сахалинская область, Чукотский АО). Результаты оценивания модели условной конвергенции с фиктивными переменными для указанных регионов (табл. 1, модель 2) подтвердили гипотезу о региональных различиях. Включение в уравнение (2) плотности автомобильных и железных дорог показало статистически значимое влияние железнодорожной транспортной системы на экономический рост региона (табл. 1, модели 3 и 4).

Гипотеза о наличии глобальной пространственной автокорреляции МНК-остатков регрессионных моделей 3 и 4 подтвердилась с помощью тестов Морана для рассмотренных выше пространственных матриц. Оценим уравнение условной конвергенции с пространственной ошибкой:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{Y_T}{Y_{t_0}} = a + b \ln Y_{t_0} + cX + u, \quad (2)$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon,$$

где W – скорректированная по Калининграду матрица соседства, $\varepsilon \sim N(0; \sigma^2 I_n)$, методом максимального правдоподобия (табл. 2).

Таблица 1. Результаты МНК-оценивания уравнений (1) и (2)

Переменные	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4
Константа	0,171*** (0,057)	0,201*** (0,046)	0,182*** (0,052)	0,192*** (0,045)
$\ln Y_{t_0}$	-0,009* (0,005)	-0,012*** (0,004)	-0,011** (0,004)	-0,011*** (0,004)
Региональные индикаторы	нет	есть	есть	есть
Плотность автодорог (log)	-	-	0,001 (0,001)	-
Плотность железных дорог (log)	-	-	-	0,001** (0,000)
\tilde{R}^2	0,028	0,453	0,450	0,487
Скорость конвергенции, %	0,95	1,27	1,12	1,22
Полупериод сходимости, лет	73,0	54,8	61,7	56,6

Примечание. *, **, *** означают статистическую значимость параметра при уровне значимости $\alpha > 0,1$, $\alpha > 0,05$, $\alpha > 0,01$ соответственно. В скобках указаны стандартные отклонения.

Таблица 2. Результаты оценивания модели пространственной ошибки

Переменные	Модель 5	Модель 6
Константа	0,174* (0,047)	0,202*** (0,041)
$\ln Y_{t_0}$	-0,010*** (0,003)	-0,012*** (0,004)
Региональные индикаторы	есть	есть
Плотность автодорог (log)	0,003 (0,002)	-
Плотность железных дорог (log)	-	0,001*** (0,000)
Скорость конвергенции, %	1,12	1,34
Полупериод сходимости, лет	61,7	51,6

Модели 5 и 6 табл. 2 содержат статистически значимый отрицательный коэффициент при начальном уровне ВРП, что говорит об условной бета-конвергенции регионов при включении плотности региональных транспортных систем и при учете «особых» регионов.

Один из выводов, который можно сделать по результатам проведенного исследования, состоит в том, что имеет место значимое пространственное взаимодействие регионов, имеющих общие границы, а также усиление роли Москвы в последние годы. Также полученные результаты подтверждают гипотезу о статистической значимости плотности железных дорог в экономическом росте российских регионов при учете регионов с особыми траекториями роста.

Литература

1. Baumol, W. J. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-run Data Show, *American Economic Review*, American Economic Association, 1986, vol. 76(5), 107 – 285.

2. Barro R. J., X. Sala-i-Martin. Regional growth and migration: a Japan – United States Comparison, *Journal of Japanese and International Economies*. 1992, 6, 312 – 346.

3. Глущенко К.П. Мифы о бета-конвергенции // *Журнал Новой экономической ассоциации*. – 2012. – № 4. – С. 26 – 44.

4. Guriev, S., E. Vakulenko. Convergence between Russian regions. *Working Papers w0180*, 2012. Center for Economic and Financial Research (CEFIR).

5. Абрамов А. Матрица кратчайших расстояний между административными центрами российских регионов: http://econom.nsu.ru/staff/chair_et/gluschenko/Research/Data.htm

6. Иванова В.И. Выявление российских регионов с особыми траекториями развития с помощью регрессий Барро // *Математика в образовании: сб. статей. Вып. 8 / под ред. И.С. Емельяновой*. – Чебоксары: Изд-во Чуваш. ун-та, 2012. – 344 с. – С. 247 – 252.