

## СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ТЕРРИТОРИАЛЬНЫХ ВЗАИМОДЕЙСТВИЙ ПРИ МОДЕЛИРОВАНИИ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РОСТА

© 2009 А.Р. Файзлиев\*

**Ключевые слова:** пространственная корреляция, пространственная матрица весов, коэффициент Морана, пространственная кластеризация, экономический рост, пространственный лаг, безусловная конвергенция, регрессия, анализ.

Анализируются проблемы оценки пространственной корреляции в регионах РФ на примере модели экономического роста. Используются методы пространственной эконометрики для учета возможной автокорреляции оцениваемых показателей в пространстве. Приводятся результаты эмпирического исследования, рассматриваются вопросы наличия пространственной корреляции экономического роста, анализируются модели конвергенции с учетом пространственных связей.

Работа с региональными данными вызывает ряд проблем, изучаемых в рамках пространственной эконометрики. С экономической точки зрения в рамках обычной модели (безусловной или условной) конвергенции игнорируется возможность пространственных взаимодействий, поскольку неявно предполагается, что регионы в рассматриваемой экономической системе представляют собой независимые географические единицы. Такие факторы как мобильность капитала, мобильность человеческого капитала и трудовых ресурсов, распространение (диффузия) знаний и технологий, транспортные затраты - существенно влияют на межрегиональные взаимодействия, а значит и на основные показатели региона и их темпы роста. Экономические отношения соседних регионов более интегрированы между собой, чем с другими. Поэтому основное предположение состоит в том, что региональные наблюдения могут быть коррелированы в пространстве, то есть, связаны между собой географическими, социальными, институциональными факторами.

С эконометрической точки зрения проблема состоит в нарушении предпосылки теоремы Гауса-Маркова о независимости и некоррелированности ошибок. Ошибки могут быть коррелированы с объясняющими переменными, а так же пространственно коррелированы друг с другом. В этом случае применение метода наименьших квадратов

может привести к смещенным, неэффективным или несостоятельным оценкам. Другая проблема состоит в том, что оценки могут оказаться смещенными за счет пропущенных переменных: в модели необходимо учесть пространственные лаги, которые могут быть значимы.

С методологической точки зрения эндогенные и экзогенные переменные эконометрической модели регионального роста, а так же остатки модели, оцененные методом наименьших квадратов, необходимо проверять на возможную пространственную корреляцию. Такая проверка осуществляется при помощи расчета коэффициента общей пространственной автокорреляции Морана (Moran's I) (1), а также пространственной диаграммы рассеивания Морана.

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i^n \sum_j^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_i^n (Y_i - \bar{Y})^2}, \quad (1)$$

где  $Y$  - исследуемый признак,  $\bar{Y}$  - среднее значение признака, а

$S_0$  - сумма

весов пространственной матрицы  $W$ .

Ключевую роль в пространственном анализе играет матрица весов, в которой тем или иным способом задается мера расстоя-

\* Файзлиев Алексей Раисович, аспирант Саратовского государственного социально-экономического университета. E-mail: faizlievar1983@mail.ru.

ния (близости, удаленности), а также соразмерности регионов.

В нашей работе мы использовали стандартную матрицу расстояний. Её пространственные веса рассчитываются следующим образом:

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

где  $d_{ij}$  - расстояние между региональными центрами, а  $D(q)$  - квантили расстояний,  $q = 1,2,3,4$ .

Мы положили коэффициент  $\alpha$  равным единице. В этом случае, притяжение регионов обратно пропорционально расстоянию. Таким образом, чем дальше находятся регионы географически, тем меньшее влияние они оказывают друг на друга. В случае если  $q < 4$ , критическим расстоянием отсечения, дальше которого взаимовлияние считается несущественным, считается соответствующий квантиль  $D(q)$ . Мы взяли  $q=4$ , в этом случае, в матрице весов учитываются все расстояния, так что нули содержат только элементы главной диагонали<sup>2</sup>.

При пространственном анализе в качестве меры расстояния между регионами нами использовалась дистанция между центроидами регионов. Расчет расстояний был осуществлен при помощи программного обеспечения MapInfo. Использование при анализе такого показателя как минимальное расстояние между регионами более предпочтительно с географической точки зрения, поскольку этот показатель показывает кратчайшее "географическое" расстояние, отражающее минимальные временные затраты на преодоление расстояния между центроидами регионов. Нужно отметить, что в этом случае нами не учитывается, каким видом транспорта будет осуществляться связь между регионами (авиа, ж/д или автотранспортом). Очевидно лишь, что под такую меру расстояния менее всего подходят перевозки по железным и автомобильным дорогам, которые имеют далеко непрямолинейное направление движения.

Отправной точкой для анализа сходимости является так называемая модель безусловной  $\beta$ -конвергенции, основанная на неоклассической теории роста. В рамках этой модели, темпы экономического роста положительно коррелированы с разрывом подушевого ВРП данного региона и подушевого ВРП, находящегося на устойчивой траектории роста (steady state), которая характеризуется постоянными темпами роста. Под устойчивой траекторией роста понимается равновесная траектория пропорционального (линейного) роста в состоянии устойчивого равновесия, характеризующаяся постоянными темпами роста уровня дохода на душу населения. Следовательно, бедные регионы должны расти более быстрыми темпами, чем богатые, и в долгосрочной перспективе будет происходить выравнивание региональных уровней экономического развития.

Формально модель безусловной конвергенции можно представить в виде

(3)

где  $g_T$  - логарифм средних темпов роста за период длины  $T$ :

$$g_T = (y - y_0) / T,$$

где  $y_0$  - логарифм начального значения признака, исследуемого на сходимость,  $y$  - логарифм конечного значения признака,  $\alpha$  - параметр, содержащий норму технологического прогресса,  $\beta$  - коэффициент конвергенции,  $\epsilon$  - случайная компонента.

Процесс конвергенции обычно характеризуется скоростью конвергенции (convergence speed) и временем преодоления половины расстояния, отделяющего экономику региона от ее устойчивого состояния (half-life). Эти показатели могут быть рассчитаны при помощи оценки коэффициента конвергенции как

и соответственно<sup>3</sup>.

По полной выборке Росстата, состоящей из 79 регионов, в период с 2001 по 2006 г. наблюдалось расхождение уровней экономического развития регионов. Диаграмма показывает разброс значений (логарифма) средних темпов роста за период в зависимости от (логарифма) ВРП на душу населения в 2001 г. (рис. 1).

**Рис. 1. Диаграмма рассеяния логарифма средних темпов роста ВРП в РФ на душу населения в 2001-2006 гг. относительно логарифма начального значения ВРП в 2001 г.**

На диаграмме хорошо видно, что Магаданская область (28) и Республика Калмыкия (48) были регионом с довольно низкими темпами роста за период, в то время как Московская (30) и Омская (35) области продемонстрировали самые высокие темпы роста в стране.

Оценка уравнения безусловной конвергенции по полной выборке из 79 регионов для ВРП на душу населения не дала статистически значимой оценки коэффициента конвергенции  $\beta$ . Иными словами, мы не можем подтвердить ни наличия, ни отсутствия сходимости экономического развития регионов. Как видно из уравнения (4), величина коэффициента конвергенции положительна, но статистически незначима на любом уровне доверия. Таким образом, нулевая гипотеза об отсутствии конвергенции не отвергается. В связи с этим, скорость конвергенции довольно низкая. Так, регионам потребуется приблизительно 416 лет для преодоления половины расстояния до траектории устойчивого роста по показателю ВРП на душу населения.

Отметим, что безусловная модель потенциально может быть неправильно специфицирована из-за наличия пространственной автокорреляции ошибок. Результат проверки оцененных МНК-остатков модели на пространственную автокорреляцию оказался значимым на 1%-м уровне значимости (Moran's  $I=0,182$ ). Таким образом мы установили наличие положительной пространственной корреляции в ошибках регрессии.

Включение в модель безусловной конвергенции пространственных лагов преследует целью проверку двух основных гипотез:

- ♦ пространственной кластеризации по темпам роста, а именно: регионы, находящиеся в окружении относительно быстрорастущих соседей, как правило, также будут расти более быстрыми темпами;

- ♦ пространственной кластеризации по начальным значениям: регионы, находящиеся в начальный момент времени в окружении относительно богатых соседей, будут характеризоваться более высокими темпами роста<sup>4</sup>.

*Модель минимально-условной  $\beta$ -конвергенции, модель пространственного лага на эндогенную переменную (МНК оценки):*

(4)

$$g_T = 0,174 + 0,002y_0 + 0,748g_T \cdot W; \quad (5)$$

(0,069) (0,007) (0,311)

*Модель минимально-условной  $\beta$ -конвергенции, модель пространственного лага на экзогенную переменную (МНК оценки):*

(6)

Эмпирическая проверка этих гипотез для ВРП на душу населения (в рамках моделей пространственной эконометрики) подтверждает первую и вторую гипотезы (уравнения (5),(6)). Средние темпы роста ВРП на душу населения положительно и статистически значимо связаны со средними темпами роста ВРП на душу в соседних регионах посредством эндогенного пространственного лага. Мы также оценили модель темпов роста с пространственным лагом только на экзогенную переменную начального уровня подушевого ВРП. Оценка этого лага оказалась также статистически значимой, т.е. начальные темпы роста ВРП на душу населения связаны с начальными значениями ВРП в соседних регионах. Иными словами, региональная экономическая динамика пространственно коррелирована с динамикой других регионов, а также с их уровнями развития.

Результаты статистической проверки гипотезы о наличии глобальной пространственной автокорреляции для переменных логарифма средних темпов роста ВРП на душу населения и логарифма начального уровня ВРП на душу населения оказались статистически значимыми на 95%-м уровне значимости. Так коэффициент пространственной корреляции для логарифма средних темпов роста ВРП оказался равным: Moran's I=0,192. А для логарифма начальных значений ВРП статистика Moran's I=0,109.

Согласно результатам, нулевая гипотеза об отсутствии пространственной автокорреляции не принимается для обеих переменных на 5%-м уровне значимости. С определенной степенью уверенности можно говорить, что показатели уровня подушевых доходов и темпов их роста положительно пространственно кластеризованы. Другими сло-

вами, регионы с относительно высокими значениями средних темпов роста ВРП на душу населения в среднем находятся в окружении относительно быстрорастущих соседей, также как и относительно богатые регионы - в окружении относительно богатых (в 2001 г.).

Такой же вывод можно сделать и из анализа диаграмм рассеивания Морана, на которых по оси ординат наносятся стандартизованные значения пространственного лага переменной, а по оси абсцисс - стандартизованные значения самой переменной, а также линия регрессии, угол наклона которой соответствует величине оценки Moran's I<sup>5</sup>.

На рис. 2 представлена диаграмма Морана (для пространственной матрицы расстояния) для средних темпов роста ВРП на душу населения.

Первый и третий квадранты диаграммы характеризуются положительной пространственной автокорреляцией. Верхний правый (нижний левый) квадрант отражает кластеризацию регионов относительно высокими (низкими) значениями средних темпов роста в окружении относительно быстрорастущих (слаборастущих) соседей. Важно отметить, что наблюдаемая пространственная кластеризация регионов по темпам роста довольно умеренна в силу значительного числа регионов, расположенных в верхнем левом и нижнем правом квадрантах диаграммы, что соответствует отрицательной пространственной корреляции. Эти квадранты представляют собой, в первом случае, кластеры регионов с относительно низкими значениями средних темпов роста, окруженные регионами с относительно высокими значениями, и, наоборот, кластеры регионов с относительно высокими значениями, окруженные регионами с относительно низкими значениями, - во втором. Значительное число регионов, характеризующихся отрицательной пространственной корреляцией, свидетельствует, на наш взгляд, о преждевременности выводов о долгосрочной тенденции кластеризации регионов по средним темпам роста. В то же время, даже с учетом относительно небольшого рассматриваемого промежутка времени можно говорить о наличии значимой пространственной неоднородности в экономическом развитии регионов России, которая, по-видимому, должна приниматься во внимание в эмпирических исследованиях регионального роста.

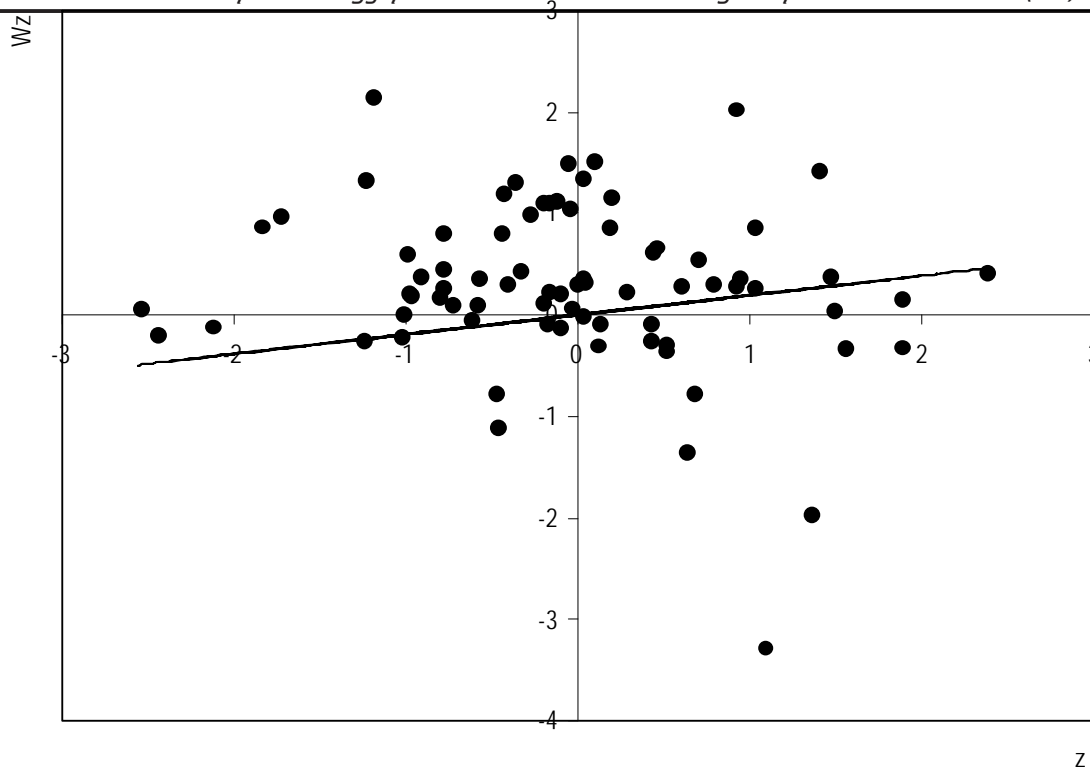


Рис. 2. Диаграмма рассеяния Морана для логарифма средних темпов роста ВРП на душу населения за 2001-2006 гг. (Moran's I=0,192)

В работах, посвященных анализу европейского регионального роста, диаграмма рассеяния Морана используется для выявления так называемых “пространственных клубов” конвергенции. Кластеризация клубов проводится по душевому доходу в начальный период времени. Выделяются регионы, попадающие в первый и третий квадранты диаграммы, после чего гипотеза безусловной конвергенции проверяется для каждого из клубов: относительно бедных в окружении относительно бедных и относительно богатых в окружении относительно богатых регионов<sup>6</sup>.

*Модель безусловной -конвергенции по выборке из относительно богатых в окружении относительно богатых регионов (МНК оценки):*

$$g_T = 0,967 - 0,069y_{\text{богат}}; \quad (0,263) \quad (0,024)$$

$$h_I = 11,696; \quad \delta = 5,926 \quad (7)$$

В результате, оценка уравнения безусловной конвергенции по выборке из относительно бедных в окружении относительно бедных регионов не дала статистически значимой оценки коэффициента конвергенции, как и по полной выборке из 79 регио-

нов. Таким образом, мы не можем подтвердить ни наличия, ни отсутствия сходимости экономического развития для таких регионов. Однако если мы оставим в выборке только относительно богатые регионы в окружении относительно богатых, то сходимость регионов по уровню экономического развития все же наблюдается. Таким образом, отвергается нулевая гипотеза об отсутствии конвергенции. При прочих равных, в регионах с низкими начальными значениями ВРП на душу населения на рассматриваемом промежутке времени наблюдаются более высокие средние темпы роста. Среднестатистическому региону для преодоления половины расстояния, отделяющего экономику региона от ее устойчивого состояния роста, потребуется 12 лет, что соответствует скорости конвергенции приблизительно 6% в год (см. уравнение (7)).

С позиций новой экономической географии и анализа конвергенции особый интерес представляют собой регионы с относительно высокими начальными значениями подушевого ВРП и, одновременно, относительно высокими значениями средних темпов роста. К таким регионам относятся в основном регионы Европейской части (г. Санкт-Петербург (61), Ленинградская область (26),

г. Москва (29), Московская область (30), Архангельская область (3), Мурманская область (31), Вологодская область (9), Липецкая область (27)), а так же некоторые регионы Урала (Республики Башкортостан (44), Оренбургская (36), Тюменская (71), Свердловская (64) и Челябинская (75) области), Западной Сибири (Кемеровская (19) и Томская (69) области) и юга Дальнего Востока (Сахалинская область (63)). Указанные регионы, за исключением Липецкой и Сахалинской областей формируют небольшие группы регионов с общими границами, одновременно характеризующихся относительно высокими средними темпами роста и значениями ВРП на душу населения в стартовом 2001 г. Если рассмотреть Москву и Московскую область, как один регион, то он также является исключением, т.е. не имеет общих границ с регионами одновременно характеризующихся относительно высокими средними темпами роста и значениями ВРП на душу населения в стартовом 2001 г. Таким образом можно утверждать, что близость к столице РФ отрицательно сказывается на экономическом росте регионов.

Стоит отметить также, что расчет показателей пространственной корреляции являет-

ся лишь предварительным этапом пространственного эконометрического анализа. Указанные показатели свидетельствуют о наличии, но не объясняют причин кластеризации регионов в пространстве. Для проверки гипотез о причинах такой кластеризации, объясняемых, в целом, новой экономической географией и теориями эндогенного роста, а также гипотез о влиянии пространственной неоднородности на динамику экономического развития используются пространственные эконометрические модели.

<sup>1</sup> *Fingleton B.* European Regional Growth. Springer; Berlin, 2003.

<sup>2</sup> *Anselin L.* Spatial econometrics: Methods and models. Dordrecht, the Netherlands: Kluwer Academic Publishers, 1988.

<sup>3</sup> *Solow R.M.* A Contribution to the Theory of Economic Growth // Quarterly J. of Economics. 1956. Vol. 70 (1). P. 65-94.

<sup>4</sup> *Иваненко Л.В.* Региональные кластеры и способы их выделения // Вестн. Самар. гос. экон. ун-та. Самара, 2007. № 1 (27).

<sup>5</sup> Факторы экономического роста в регионах РФ. М, 2005. С. 278.

<sup>6</sup> *Baumont C., Ertur C., Le Gallo J.* The European Regional Convergence Process, 1980-1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter? 2002.

*Поступила в редакцию 10.03.2009 г.*