

# МОДЕЛИ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ ЗАВИСИМОСТИ В АНАЛИЗЕ КОНВЕРГЕНЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ РЕГИОНОВ УКРАИНЫ

РАЕВНЕВА Е. В.

доктор экономических наук

БОБКОВА А. Ю.

ХАРЬКОВ

**Р**егionalное развитие любой страны характеризуется двумя тенденциями, которые, определенным образом, противоположны друг другу. С одной стороны, регионы различаются по уровням своего социально-экономического развития, потенциальным и реальным ресурсным возможностям, что провоцирует возникновение регионов-доноров и регионов-аутсайдеров в общем развитии страны; с другой — для формирования эффективной региональной политики государство вынуждено решать задачу пропорционального и равномерного роста территорий с целью снижения и регулирования социальной напряженности внутри страны. В любом случае, одной из важнейших задач государственного управления в современных условиях хозяйствования выступает задача перманентного мониторинга межрегиональной дифференциации и разработка целесообразных мероприятий для снижения эффектов и последствий экономического неравенства территорий.

Вопросам региональной неравномерности в разных ее проявлениях, посвящены работы уже ставшие классикой теории экономического роста: Солоу Р., Мэнкью Г., Барро Р. и многих других ученых. В зарубежной литературе модели, разработанные данными исследователями, нашли широкое применение как в страновом, так и региональном анализе. В последнее время углубление неравномерности развития территорий в странах СНГ и, в частности в Украине, способствовало усилению интереса к проблемам неравенства регионального развития со стороны таких ученых, как Гранберг А. Г., Лавровский Б. Л., Либман А. М., Тугель И. Д., Чужиков В. И., Сторонянская И. З., Яремчук Р. Е., Кизим Н. А. и др.

**Целью статьи** выступает анализ теоретических основ построения модели  $\beta$ -конвергенции с пространственными лаговыми переменными, а также диагностика наличия пространственных зависимостей между регионами Украины.

Концептуально подходы к диагностике наличия процесса сходимости в уровнях развития регионов можно классифицировать на две большие группы. Первая группа подходов основывается на показателях неравномерности развития, широко представленных в работах Коуэлла Ф., Бургенсона Ф. и др. и получила название  $\sigma$ -конвергенции. Вторая группа включает разнообразный спектр эконометрических моделей, разработанных неоклассической школой, которые были дополнены школой новой экономической географии динамическими и пространствен-

ными приложениями. Эта группа подходов получила название моделей  $\beta$ -конвергенции. Наиболее известными учеными, работающими в данном направлении, являются Барро Р., Сала-и-Мартин Х., Анселлин Л. и др.

Во время, как индикаторы  $\sigma$ -конвергенции позволяют выявить уровень однородности регионального развития на определенный момент времени и возможность их сближения при снижении значений данных индикаторов в динамике, модели  $\beta$ -конвергенции позволяют определить ряд факторов, которые влияют на процесс сходимости, а также дают оценку темпа и скорости конвергенции.  $\beta$ -конвергенция возникает при условии, что наиболее бедные регионы увеличивают темпы своего роста и развиваются быстрее чем более богатые. Другими словами, конвергенция наблюдается, когда диагностируется отрицательное отношение между темпом роста показателя развития региона на душу населения и начальным уровнем данного показателя.

**П**ри анализе наличия конвергенции важно учитывать насколько однородными по основным характеристикам социально-экономического развития являются исследуемые объекты (регионы или страны). В зависимости от различия в начальных условиях существует абсолютная (или безусловная) и относительная (условная) конвергенция.

Абсолютная конвергенция возникает при условии, что экономические системы регионов сближаются в своем развитии независимо от внешних для них факторов экономики (экономической политики государства, структуры производственного сектора и т. д.). То есть основной предпосылкой абсолютной конвергенции является предположение о том, что менее развитые экономические системы развиваются быстрее, чем более развитые на данный момент времени. Это неявно требует, чтобы у экономических систем были однородные темпы прироста населения, стратегия регионального развития и технологический уровень.

Барро Р. и Сала-и-Мартин Х. на основе модели Солоу, для анализа абсолютной  $\beta$ -конвергенции предложили следующее уравнение [1, с. 26-30]:

$$\frac{\ln(y_{iT}/y_{i0})}{T} = a - \frac{1 - e^{-bT}}{T} \times \ln(y_{i0}) + u_{i0} \quad (1)$$

где  $y_{iT}$ ,  $y_{i0}$  — показатель доходности региона на душу населения в конечный и начальный момент времени исследования соответственно;  $T$  — период времени от начального (0) до конечного ( $T$ ) момента времени;  $a$  — параметр уравнения, отражающий значений устойчивого регионального роста;  $u_{i0}$  — ошибка модели.

Данная модель имеет нелинейный вид. Поэтому для удобства расчетов значение параметра при объясняющей переменной выразим через  $b = -\frac{1 - e^{-bT}}{T}$  и по-

лучим следующее соотношение, которое позволяет проверить гипотезу о наличии абсолютной конвергенции с помощью метода наименьших квадратов (МНК):

$$\frac{\ln(y_{iT}/y_{i0})}{T} = a + b \ln(y_{i0}) + u_{i0}, \quad (2)$$

Данное уравнение показывает, что средний темп роста показателя доходности на душу населения  $i$ -го региона за период  $T$  ( $\ln(y_{iT}/y_{i0})$ ) имеет обратно пропорциональную зависимость от показателя дохода на душу населения в начальный момент времени ( $\ln(y_{i0})$ ).

Параметр  $b$  является ключевым в проверке вышеупомянутого соотношения. Если  $b < 0$ , то высокий уровень показателя в начальный момент времени коррелирует со сравнительно низкими темпами регионального роста в текущем периоде, то есть наблюдается процесс конвергенции (сходимости); если  $b > 0$ , то имеет место региональная дивергенция (расхождение). Другими словами, параметр  $b$  показывает, насколько в процентных пунктах снизится темп экономического роста при увеличении начального показателя доходности региона на душу населения на 1%.

Зная значение параметра  $b$  можно определить скорость конвергенции, которая показывает на сколько процентов ежегодно сокращается разрыв в темпах роста региона:  $\beta = -\ln(1-bT)/T$

**В** литературе часто встречается понятие «половина пути» (half-life) конвергенции, что означает время, за которое при данной скорости конвергенции ( $\beta$ ) регионы на половину сократят разрыв в значениях показателей регионального роста, первоначально сложившихся между богатыми и бедными регионами. Данное значение рассчитывается исходя из показателя скорости конвергенции по формуле [1, с. 37]:

$$hl = \ln(2) / \beta \quad (3)$$

Модель условной  $\beta$ -конвергенции подобна уравнению (2), однако включает вектор дополнительных экзогенных факторов [2, с. 20]:

$$\frac{\ln(y_{iT}/y_{i0})}{T} = a + b \ln(y_{i0}) + \psi x_{i0} + u_{i0}, \quad (4)$$

где  $x_{i0}$  – вектор переменных, которые обуславливают устойчивое развитие регионов.

В данной модели угол наклона линии регрессии (параметр  $b$ ) зависит от корреляции между эндогенной переменной (например, лагом валового регионального продукта (ВРП) на душу населения) и дополнительной экзогенной переменной (например, доля валовой добавленной стоимости (ВДС) обрабатывающей промышленности в общей ВДС региона).

При анализе конвергенции важно учитывать, что регионы не существуют изолированно друг от друга. Они являются более открытыми экономическими системами, чем страны. Их взаимодействие выражается в миграционных процессах рабочей силы, инвестиций, инноваций, поэтому на конвергенцию (или дивергенцию) оказывают существенное влияние пространственные зависимости.

Одним из способов, позволяющих учесть в модели условной конвергенции пространственные межрегиональные взаимодействия, является включение в модель лаговой пространственной переменной.

Пусть  $W(n, n)$  – матрица пространственных весов, которые определяют взаимосвязи между различными регионами в системе экономики страны, тогда уравнение (4) трансформируется в следующий вид [3, с. 912]:

$$\frac{\ln(y_{iT}/y_{i0})}{T} = a + b \ln(y_{i0}) + \rho W_y + u_{i0} \quad (5)$$

где  $W_y$  – пространственный лаг показателя доходности региона;  $\rho$  – пространственный авторегрессионный параметр.

Так как уравнение (5) содержит лаговую пространственную переменную  $W_y$ , то данная модель получила название пространственной (авторегрессионной) лаговой модели конвергенции.

**З**начимый лаговый пространственный параметр диагностирует наличие пространственной зависимости, то есть, он измеряет степень влияния пространственных внешних факторов на процесс развития отдельного региона.

Для определения межрегиональных пространственных связей строится матрица соседства, элементы которой отвечают следующим условиям [4]:

$$w_{ij}^* = \begin{cases} 1, & \text{если регионы } i \text{ и } j \text{ имеют общие границы, } i \neq j \\ 0, & \text{если регионы } i \text{ и } j \text{ не имеют общие границы, } i \neq j \\ 0, & \text{если } i=j \end{cases} \quad (6)$$

На основе данной матрицы формируется матрица пространственных весов  $W^*$ , элементы которой стандартизируются с помощью следующей формулы [3, с. 917]:

$$w_{ij} = \frac{w_{ij}^*}{\sum_{j=1}^n w_{ij}^*} \quad (7)$$

где  $n$  – число регионов.

Вектор пространственных весов  $W_y$  рассчитывается на основе матрицы  $W$  следующим образом [3, с. 916]:

$$W_y = y_{i(-1)} = \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j \quad (8)$$

Для диагностики наличия пространственных взаимосвязей между регионами существует ряд тестов, одним из которых выступает *I-тест* Морана, широко используемый зарубежными учеными. Данная статистическая оценка может быть рассчитана как по остаткам модели  $\beta$ -конвергенции, так и по абсолютным или нормированным значениям исследуемого показателя доходности региона. Наиболее простым подходом является расчет *I-теста* Морана на основании формулы [5, с. 118]:

$$I = \frac{y^T W_y}{y^T y}, \quad (9)$$

где  $y$  и  $y^T$  – исходная и транспонированная матрицы показателей доходности регионов соответственно.

Статистически значимое отличие значения  $I$  от нуля говорит об автокоррелированности остатков регрессии и, следовательно, о необходимости изменения спецификации модели  $\beta$ -конвергенции путём использования модели вида (5).

Отличительной особенностью *I-теста* Морана является возможность его визуализации с помощью

Морановского распределения или Морановской диаграммы рассеяния [5, с. 119].

Диаграмма рассеяния Морана состоит из четырех квадрантов и позволяет группировать регион в соответствии с их пространственным окружением по следующим правилам распознавания:

I квадрант: НН – богатые регионы, окружённые богатыми ( $y_i > 0$  и  $y_{i(-1)} > 0$ );

II квадрант: НL – богатые регионы, окружённые бедными ( $y_i > 0$  и  $y_{i(-1)} < 0$ );

III квадрант: LL – бедные регионы, окружённые бедными ( $y_i < 0$  и  $y_{i(-1)} < 0$ );

IV квадрант: LH – бедные регионы, окружённые богатыми ( $y_i < 0$  и  $y_{i(-1)} > 0$ ).

В работе пространственные взаимодействия между регионами Украины анализируются на основе показателя валовой добавленной стоимости (ВДС) на душу населения за 1998 и 2009 гг. На рис. 1 приведен результаты построения диаграммы Морана.

Положительная пространственная зависимость ( $I_{98} = 0,45$ ;  $I_{09} = 0,38$ ) говорит о том, что большая часть регионов соответствует уровню развития соседних регионов, то есть сосредоточена в первом и третьем квад-

ранте. Уменьшение коэффициента Морана за 11 лет с 0,45 до 0,38 является индикатором снижения пространственной зависимости и повышения количества регионов во втором и четвертом квадранте. Изменения, которые произошли в положении регионов за данный период, можно условно поделить на 6 групп:

1 группа – неизменность собственного положения на фоне снижения уровня развития соседних регионов: Полтавский (НН>НL), Черниговский и Кировоградский (LH>LL);

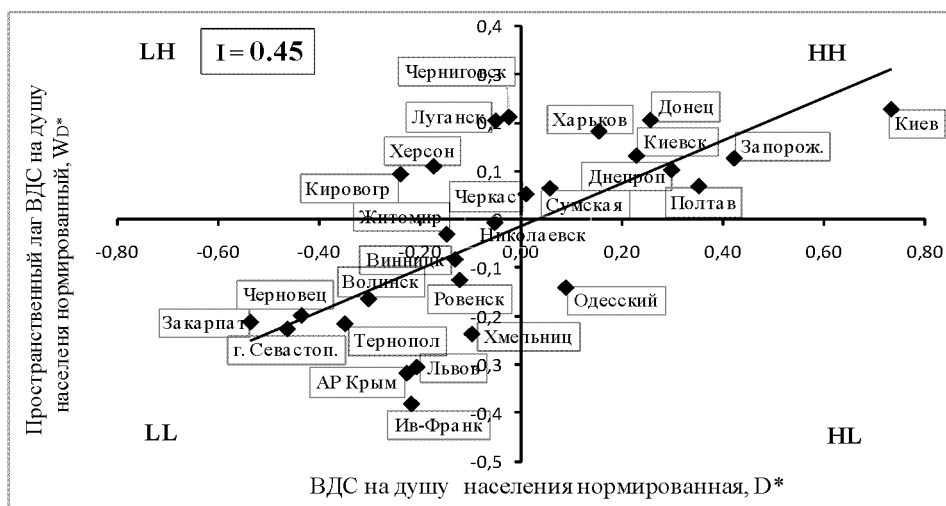
2 группа – неизменность собственного положения с повышением уровня развития соседних регионов: Николаевский (LL>LH);

3 группа – улучшение собственного положения при неизменном уровне развития соседей: г. Севастополь (LL>НL);

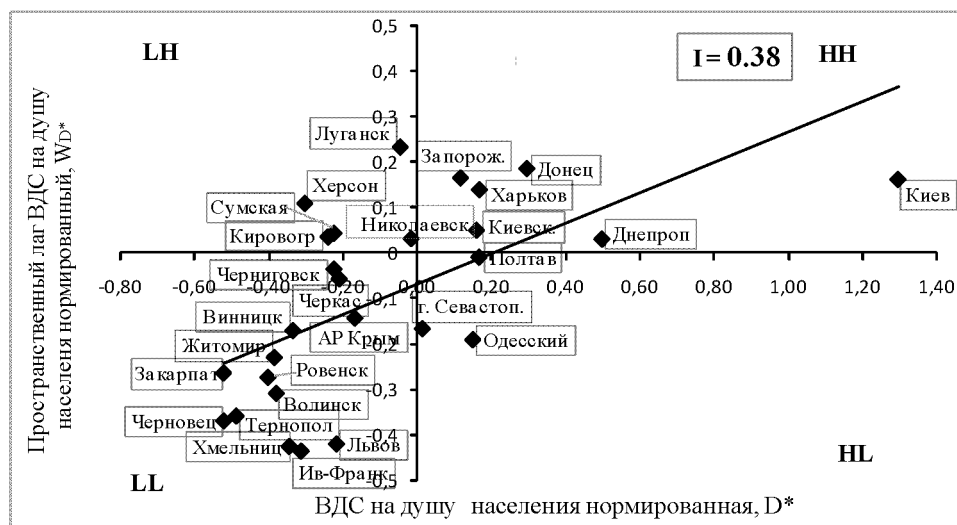
4 группа – ухудшение собственного положения без изменения развития соседей: Сумской (НН>LH);

5 группа – ухудшение собственного положения в сочетании со снижением развития соседних регионов: Черкасский (НН>LL);

6 группа – все регионы (21), которые не изменили своего положения.



а) 1998 год



б) 2009 год

Рис. 1. Диаграмма Морана для показателя ВДС на душу населения

Таким образом, большая часть изменений в выделенных группах обусловлено либо ухудшением положения самих регионов, либо их соседей, что свидетельствует об ухудшении общеэкономической ситуации в стране. К тому же большая часть регионов располагается в IV квадранте, что свидетельствует о наличии большого количества экономически слаборазвитых регионов в Украине

Таким образом, полученные положительные значения *I*-теста Морана, для большого сосредоточения регионов, сосредоточенных в квадрантах HH и LL показывает, что пространственные взаимосвязи среди регионов Украины имеют высокое влияние. Поэтому для исследования источников возникновения конвергенционно-дивергенционных тенденций регионального развития в Украине целесообразно применять модель условной  $\beta$ -конвергенции с лаговой пространственной переменной ■

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Barro R. J., Sala-i-Martin X. Economic Growth. – New York: VcGraw–Hill, 1995. – 654 с.
2. George D. Santopietro. Analyzing Income Convergence at the County Level: The Case of Development in Central Appalachia // Journal of economic issues. – 2002. – №4. – P. 893-906.
3. Anselin L. Spatial Econometrics // Palgrave Handbook of Econometrics: Volume 1, Econometric Theory. – Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2006. – P. 901-969.
4. Arbia G., Battisti M., Di Vaio G. Institutions and geography: Empirical test of spatial growth models for European regions // Economic Modelling – 2010. – № 27(1) – P. 12-21.
5. Anselin, L. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association // Spatial Analytical Perspectives on GIS in Environmental and Socio-Economic Sciences. – London, 1996. – P. 111-125.