

## ОЦІНКА $\beta$ -КОНВЕРГЕНЦІЇ СОЦІАЛЬНО-ЕКОНОМІЧНОГО РОЗВИТКУ РЕГІОНІВ УКРАЇНИ

© 2016 КИЗИМ М. О., КОЗИРЄВА О. В.

УДК 332.1

Кизим М. О., Козирєва О. В.

### Оцінка $\beta$ конвергенції соціально-економічного розвитку регіонів України

Статтю присвячено оцінці  $\beta$ -конвергенції соціально-економічного розвитку регіонів України. Досліджено сутність і теоретичні засади оцінки  $\sigma$ - та  $\beta$ -конвергенції. Розглянуто неокласичну теорію зростання Р. Солоу, на якій базуються моделі  $\beta$ -конвергенції. Проаналізовано сутність та особливості оцінки абсолютної (безумовної) та умовної  $\beta$ -конвергенції. Проаналізовано існуючі емпіричні дослідження економічного розвитку країн і їх регіонів із використанням моделей конвергенції та визначено, що: питання теорії конвергентно-дивергентного розвитку країн і їх регіонів достатньо розроблені; існують окремі дослідження, спрямовані на оцінку та аналіз конвергенції регіонального розвитку в Україні, проте відсутнє комплексне дослідження з побудовою всіх наведених різновидів моделей  $\beta$ -конвергенції для періоду часу, який би охоплював роки до- та післякризового періоду 2008–2009 рр. Запропоновано схему дослідження конвергентних процесів у регіонах України та на її основі проведено оцінку  $\beta$ -конвергенції для регіонів України із застосуванням чотирьох видів моделей: Барро, Сала-і-Мартіна; Баумоля; Солоу-Свана; Квадрато-Роура. На базі проведеного дослідження визначено, що для периферійних регіонів частка послуг у валовому регіональному продукті більшою мірою та наявність мінеральних ресурсів – меншою обумовлюють наявність конвергенції їх соціально-економічного розвитку, однак наведений результат одержано лише з використанням моделі Барро, Сала-і-Мартіна, для інших моделей умова  $\beta$ -конвергенції не виконується. Для регіонів-лідерів не ідентифіковано жодного серед досліджених додаткових параметрів як такого, що обумовлює їх конвергенцію.

**Ключові слова:** конвергенція,  $\beta$ -конвергенція, соціально-економічний розвиток, регіон, оцінка, теорія зростання, модель Солоу-Свана, модель Барро, Сала-і-Мартіна, модель Баумоля, модель Квадрато-Роура.

Рис.: 3. Табл.: 4. Формул: 6. Бібл.: 14.

**Кизим Микола Олександрович** – доктор економічних наук, професор, член-кореспондент НАН України, директор Науково-дослідного центру індустріальних проблем розвитку НАН України (пл. Свободи, 5, Держпром, 7 під'їзд, 8 поверх, Харків, 61022, Україна)

E-mail: ndc\_jpr@ukr.net

**Козирєва Олена Вадимівна** – кандидат економічних наук, доцент, здобувач Науково-дослідного центру індустріальних проблем розвитку НАН України (пл. Свободи, 5, Держпром, 7 під'їзд, 8 поверх, Харків, 61022, Україна)

УДК 332.1

UDC 332.1

### Кизим Н. А., Козирева Е. В. Оценка $\beta$ -конвергенции социально-экономического развития регионов Украины

Статья посвящена оценке  $\beta$ -конвергенции социально-экономического развития регионов Украины. Исследованы сущность и теоретические основы оценки  $\sigma$ - и  $\beta$ -конвергенции. Рассмотрена неоклассическая теория роста Р. Солоу, на которой базируются модели  $\beta$ -конвергенции. Проанализированы сущность и особенности оценки абсолютной (безусловной) и условной  $\beta$ -конвергенции. Проанализированы существующие эмпирические исследования экономического развития стран и их регионов с использованием моделей конвергенции и определено, что: вопросы теории конвергентно-дивергентного развития стран и их регионов достаточно разработаны; существуют отдельные исследования, направленные на оценку и анализ конвергенции регионального развития в Украине, однако отсутствует комплексное исследование с построением всех приведенных разновидностей моделей  $\beta$ -конвергенции для периода времени, который бы охватывал года до- и послекризисного периода 2008–2009 гг. Предложена схема исследования конвергентных процессов в регионах Украины и на ее основе проведена оценка  $\beta$ -конвергенции для регионов Украины с применением четырех видов моделей: Барро, Сала-и-Мартина; Баумоля; Солоу-Свана; Квадрато-Роура. На основе проведенного исследования определено, что для периферийных регионов доля услуг в валовом региональном продукте в большей степени и наличие минеральных ресурсов – в меньшее обуславливают наличие конвергенции их социально-экономического развития, однако приведенный результат получен только с использованием модели Барро, Сала-и-Мартина, для

### Kyzym M. O., Kosyrieva O. V. Evaluating $\beta$ -convergence of the Socio-Economic Development of Ukraine's Regions

The article is devoted to evaluating  $\beta$ -convergence of the socio-economic development of Ukraine's regions. The essence and theoretical basis of evaluation of  $\sigma$ - and  $\beta$ -convergence is studied. The neoclassical theory of growth of R. Solow that serves as a basis for models of  $\beta$ -convergence is considered. The essence and features of evaluation of the absolute (unconditional) and conditional  $\beta$ -convergence is examined. The existing empirical researches of the economic development of countries and their regions with the use of convergence models are analyzed and it is found that: the theory of convergent-divergent development of countries and their regions is sufficiently developed; there are certain studies aimed at evaluation and analysis of the convergence of regional development in Ukraine, but there is no comprehensive study that comprises the building of all the above types of  $\beta$ -convergence models for the period covering the years before and after the crisis of 2008–2009. A scheme of the investigation of the convergence process in regions of Ukraine is proposed, and on this basis the evaluation of  $\beta$ -convergence for Ukraine's regions is conducted with the use of four types of models: the Barro and Sala-i-Martin model, the Baumol model, the Solow-Swan model, the Cuadrado-Roura model. On the basis of the study it has been found that for the peripheral regions the presence of convergence of their social and economic development is determined by the share of services in the gross regional product to a greater extent and availability of mineral resources to a less extent, but the given result is obtained only with the use of the Barro Sala-i-Martin model, for the other models the condition of  $\beta$ -convergence is not met.

других моделей условие  $\beta$ -конвергенции не выполняется. Для регионов-лидеров не идентифицировано ни одного среди исследованных дополнительных параметров в качестве такого, который обуславливает их конвергенцию.

**Ключевые слова:** конвергенция,  $\beta$ -конвергенция, социально-экономическое развитие, регион, оценка, теория роста, модель Солоу-Свана, модель Барро, Сала-и-Мартина, модель Баумоля, модель Квадрато-Роура.

**Рис.:** 3. **Табл.:** 4. **Формул.:** 6. **Библ.:** 14.

**Кизим Николай Александрович** – доктор экономических наук, профессор, член-корреспондент НАН Украины, директор Научно-исследовательского центра индустриальных проблем развития НАН Украины (пл. Свободы, 5, Госпром, 7 подъезд, 8 эт., Харьков, 61022, Украина)

**E-mail:** ndc\_jpr@ukr.net

**Козырева Елена Вадимовна** – кандидат экономических наук, доцент, соискатель Научно-исследовательского центра индустриальных проблем развития НАН Украины (пл. Свободы, 5, Госпром, 7 подъезд, 8 эт., Харьков, 61022, Украина)

**Keywords:** convergence,  $\beta$ -convergence, socio-economic development, region, evaluation, growth theory, Solow-Swan model, Barro and Sala-i-Martin model, Baumol model, Cuadrado-Roura model.

**Fig.:** 3. **Tabl.:** 4. **Formulae:** 6. **Bibl.:** 14.

**Kyzym Mykola O.** – Doctor of Science (Economics), Professor, Corresponding Member of NAS of Ukraine, Director of the Research Centre of Industrial Problems of Development of NAS of Ukraine (8 floor, 7 entrance, Derzhprom, 5 Svobody Square, Kharkiv, 61022, Ukraine)

**E-mail:** ndc\_jpr@ukr.net

**Kosyrieva Olena V.** – Candidate of Sciences (Economics), Associate Professor, Applicant of the Research Centre of Industrial Problems of Development of NAS of Ukraine (8 floor, 7 entrance, Derzhprom, 5 Svobody Square, Kharkiv, 61022, Ukraine)

**Вступ.** Нерівномірність і структурні диспропорції регіонального економічного розвитку є проблемою, що має місце в багатьох країнах світу, в тому числі і в Україні. Нерівномірність розвитку регіонів країн науковцями та практиками визнається тим фактором, що здійснює негативний вплив на їх соціально-економічний розвиток і потребує впровадження відповідних заходів, спрямованих на вирівнювання зазначених диспропорцій.

**Огляд останніх досліджень і публікацій.** Дослідженню проблеми нерівномірності регіонального розвитку присвячено ряд праць видатних як зарубіжних, так і вітчизняних економістів, як-то: Р. Барро, Дж. Гросмана, П. Кругмана, Г. Менк'ю, Г. Мюрдаля, П. Ромера, Т. Свана, К. Сала-і-Мартіна, Р. Солоу, Б. Херза, а також І. Бистрякова, В. Гейця, О. Геймана, Б. Данилишина, І. Лук'яненка, О. Раєвнєвої, І. Сторонянської та ін. Науковцями на цей час розроблено теорію неокласичного аналізу економічного зростання та конвергенції, досліджено певні закономірності міжрегіонального розвитку у країнах світу. Проте, незважаючи на напрацьовану фундаментальну базу дослідження закономірностей функціонування регіональної економіки, залишається актуальною проблема оцінки й аналізу нерівномірності соціально-економічного розвитку регіонів в Україні з метою визначення пріоритетних напрямків його активізації і заходів подолання наявних структурних диспропорцій.

**Метою статті** є оцінка  $\beta$ -конвергенції соціально-економічного розвитку регіонів України.

**Результати.** Одним із найпоширеніших інструментів дослідження міжрегіональної нерівномірності соціально-економічного розвитку є моделі, які засновані на концепції конвергенції, під якою розуміється процес зближення в часі соціально-економічних показників розвитку регіонів до певного рівня.

Значне розповсюдження сьогодні отримали концепції  $\sigma$ - та  $\beta$ -конвергенції [1–5; 7; 8].

Під  $\sigma$ -конвергенцією розуміється тенденція зменшення у часі відмінностей значень показників регіонального розвитку. Для перевірки її наявності використовують модель авторегресії такого вигляду:

$$\sigma_t^2 = b \cdot \sigma_{t-1}^2 + \sigma_e^2, \quad (1)$$

де  $\sigma_t^2$  – дисперсія показника на душу населення в момент часу  $t$ ;

$b$  – коефіцієнт моделі.

Висновок про присутність  $\sigma$ -конвергенції можна зробити, якщо  $0 < b < 1$ .

Як індикатори  $\sigma$ -конвергенції у своїх дослідженнях науковці використовують такі [2; 8]:

- коефіцієнт варіації для визначення кількісної однорідності сукупності об'єктів (регіонів):

$$K_{\text{var}} = \frac{\sigma}{\bar{y}} = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}{\bar{y}},$$

де  $y_i$  – рівень показника на душу населення в регіоні  $i$ ;

$\bar{y}$  – середній рівень показника на душу населення;

$n$  – кількість регіонів;

$\sigma$  – середньоквадратичне відхилення значень показника у.

- коефіцієнт асиметрії для визначення зміщення розподілу об'єктів відносно нормального розподілу:

$$A_s = \frac{\mu_3}{\sigma^3},$$

де  $\mu_3$  – момент третього порядку.

- індекс Джині для визначення середнього співвідношення доходів багатих і бідних регіонів:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{2n^2 \bar{y}}.$$

- індекс Тейла для визначення рівня рівномірності співвідношення частки доходів регіонів і їх населення, тобто концентрації доходів:

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \ln \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right).$$

Перелічені індикатори можна розглядати як у статистиці для аналізу відмінностей, що мають місце в конкретний момент часу, так і у динаміці – для визначення зміни характеристик сукупності об'єктів. Зростання кожного з індикаторів свідчить про загальну дивергентну тенденцію серед регіонів країни.

Моделі  $\beta$ -конвергенції базуються на неокласичній теорії зростання Р. Солоу, згідно з якою темпи економічного зростання додатково корелюють із розбіжністю ВРП на душу населення певного регіону та душевого ВРП регіону, що має стійку траєкторію зростання (постійний темп зростання) [3]. Слід зауважити, що в цій моделі зростання припускається рівність для всіх регіонів фізичного та людського капіталу у ВРП, темпу технічного прогресу, норми збережень, норми амортизації та темпу зростання населення. Таким чином, слабкі регіони повинні розвиватися швидше, ніж сильні, що у довгостроковій перспективі приведе до вирівнювання їх відмінностей в економічному розвитку.

В моделі Р. Солоу використовується виробнича функція Кобба-Дугласа, в якій праця і капітал є взаємозамінними:

$$Y(t) = A(t)K(t)^\alpha L(t)^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1.$$

Взаємозамінність факторів пояснюється технологічними умовами та неокласичною передумовою щодо досконалої конкуренції на ринках ресурсів.

Модель передбачає такі припущення:

- реальна заробітна плата змінюється пропорційно продуктивності праці;
- продуктивність праці та реальна заробітна плата зростають стабільними темпами, які можна охарактеризувати як стійке становище;
- продуктивність капіталу спадаюча;
- постійна віддача від масштабу (сума коефіцієнтів при  $K$  та  $L$  дорівнює 1);
- незмінна норма вибуття (амортизації);
- відсутність інвестиційних лагів;
- державні закупівлі не враховуються, тому сукупний попит визначається інвестиціями та споживанням.

Рівновага в моделі стійка, тобто якщо виникає невідповідність інвестицій вибуттю, модель прямує до рівноважного стану [6].

Модель Солоу визначає стійку рівновагу в довгостроковому періоді та пояснює його технічним прогресом, який є єдиною основою стійкого зростання добробуту. Оскільки переважна більшість змінних моделі (норма заощаджень, норма вибуття, темп зростання населення, технічний прогрес) визначається екзогенно, подальші спроби удосконалення моделі були пов'язані з перетворенням їх в ендогенні.

Серед недоліків моделі слід вказати на її достатньо загальний характер – вона не враховує багатьох соціальних, екологічних та інших факторів, які обмежують економічне зростання. Крім того, не завжди виконується передумова щодо постійного темпу приросту населення працездатного віку, який може залежати, зокрема, й від темпів еміграції.

Якщо економічне зростання розвинених країн світу було добре описано цією моделлю, то експерименти на основі даних за країнами, що розвиваються, не дали пе-

реконливих пояснень їх економічного зростання. Стійка рівновага виявилась не завжди досяжною для країн, що розвиваються [6]. Однак слід враховувати, що експерименти з даними за країнами, що розвиваються, проводились на основі даних, які охоплювали приблизно період 1960–1990 рр., коли типовими для провідних країн були саме капіталоемні технології, а основою технічного прогресу можна було вважати зростання капіталоозброєності праці. Після 1990-х рр. відбулись суттєві трансформації складових економічних систем країн світу. Зокрема у 80–90-ті рр. економісти намагаються врахувати вплив людського капіталу у зростання ВВП.

Важливе значення в моделі має тезис про збіжність (конвергенцію). Дві країни з однаковою виробничою функцією, темпом зростання населення, нормою вибуття та нормою заощаджень будуть прямувати до одного й того ж стійкого рівня капіталоозброєності. Країна, що розвивається, має нижчий початковий рівень капіталоозброєності, ніж розвинена, та у обох він нижчий за рівноважний. Таким чином, перша має більш високі темпи зростання капіталоозброєності та при наближенні до стійкого рівня темп приросту капіталоозброєності буде зменшуватись, а отже, і темп зростання економіки в цілому буде зменшуватись.

$\beta$ -конвергенція характеризує ситуацію, коли регіони з низьким рівнем соціально-економічного розвитку мають більш високі темпи економічного зростання, ніж регіони з низьким його рівнем, і, таким чином, у довгостроковому періоді відбувається вирівнювання рівнів економічного розвитку регіонів [1]. Гіпотези  $\sigma$ -конвергенції і  $\beta$ -конвергенції є взаємопов'язаними, але не еквівалентними.  $\beta$ -конвергенція вказує на існування тенденції до зменшення міжрегіональної соціально-економічної диференціації. Але в той же час випадкові шоки, що впливають на економіку регіонів, можуть протидіяти цій тенденції і тимчасово збільшувати дисперсію розподілу показників соціально-економічного розвитку ( $\sigma$ -дивергенцію) [3]. Отже, з  $\beta$ -конвергенції на пряму не витікає  $\sigma$ -конвергенція, тобто  $\beta$ -конвергенція є необхідною, але недостатньою умовою  $\sigma$ -конвергенції. Під глобальною конвергенцією автори розуміють зближення рівнів розвитку регіонів по всій сукупності досліджуваних об'єктів. Клубна конвергенція розрахована на те, що економіки регіонів мають не спільну для всіх траєкторію зростання, а спільну серед групи (кластера) близьких за початковим рівнем розвитку та іншими характеристиками. Отже, кластерна (клубна) конвергенція припускає угруповання регіонів на однорідні кластери, у середині яких швидкість зближення значно перевищує відповідний показник для всієї вибірки [2].

Виокремлюють абсолютну (безумовну) та умовну  $\beta$ -конвергенції. Наявність абсолютної  $\beta$ -конвергенції означає зближення рівнів розвитку регіонів у часі без накладання додаткових умов, тобто до складу екзогенних змінних включено лише початковий рівень розвитку.

Гіпотеза щодо строгої (абсолютної) збіжності пояснює той факт, що у разі виконання наведених вище припущень країни з меншим початковим запасом капіталу розвиваються швидше, ніж ті, що мають більший початковий запас капіталу. Однак абсолютна збіжність на практиці малоймовірна, тому використовується гіпотеза щодо слабкої (умовної) збіжності, коли кожна країна має свій стійкий

рівень капіталоозброєності, тобто передумова щодо однакової норми збереження знімається [6].

Для оцінки абсолютної (безумовної)  $\beta$ -конвергенції використовуються моделі регресії, в яких залежною змінною є середні темпи зростання показника, а незалежною – його початковий рівень. Так, модель Г. Барро і Х. Сала-і-Мартіна  $\beta$ -конвергенції в лінеаризованому вигляді описується рівнянням [9]:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = C - \frac{(1-e^{-\beta T})}{T} \ln y_{i,0} + \varepsilon_i, \quad (2)$$

де  $y_{i,T}$  – темп зростання показника  $i$ -го регіону в кінцевий момент часу  $T$ ;

$y_{i,0}$  – темп зростання показника  $i$ -го регіону в початковий момент часу;

$C, \beta$  – параметри моделі ( $\beta$  показує, наскільки відсотків щорічно скорочується розрив);

$$b = -\frac{(1-e^{-\beta T})}{T} - \text{темп конвергенції (показує, наскільки}$$

відсотків знизиться темп економічного зростання при збільшенні початкового значення показника на 1 %);

$\varepsilon_i$  – випадкова складова (помилка).

Отже, критерієм конвергенції у цій моделі є:  $0 < \beta < 1$ ,  $b < 0$ .

Модель Баумоля має такий вигляд:

$$\ln \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln y_{i,0} + \varepsilon. \quad (3)$$

Критерієм конвергенції моделі Баумоля є:  $\beta < 0$ .

Модель Солоу-Свана є модифікацією моделі Г. Барро і Х. Сала-і-Мартіна для ланцюгових темпів зростання:

$$\frac{1}{T} \left( \frac{\ln y_{i,t}}{\ln y_{i,t-1}} \right) = \alpha - \frac{(1-e^{-\beta T})}{T} \ln y_{t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

$$b = -\frac{(1-e^{-\beta T})}{T},$$

Критерій конвергенції:  $0 < \beta < 1$ ,  $b < 0$ .

Модель Квадрато-Роура має такий вигляд:

$$\Delta Y_{i,t} - \Delta \bar{Y}_t = \alpha + \beta (Y_{i,t-1} - \bar{Y}_{t-1}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (5)$$

де  $Y_{i,t}$  – логарифм показника на душу населення в регіоні  $i$  в період часу  $t$ ;

$$\Delta Y_{i,t} = Y_{i,t} - Y_{i,t-1},$$

$$\Delta \bar{Y}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta Y_{i,t},$$

де  $\alpha, \beta$  – параметри моделі.

Критерій конвергенції:  $\beta < 0$ .

Умовна  $\beta$ -конвергенція має місце у випадку, коли відношення між темпами зростання показника розвитку регіонів на душу населення та його початковим рівнем від'ємне за умови включення додаткових факторів, які є визначальними для стійкого розвитку, до якого прямують економічні об'єкти. У такому випадку модель умовної  $\beta$ -конвергенції виглядає аналогічно рівнянню (2) з включенням матриці додаткових факторів:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = C + b \ln y_{i,0} + \sum_{j=1}^k d_j x_{ij} + \varepsilon_i, \quad (6)$$

де  $x_{ij}$  – матриця додаткових факторів;

$d_j$  – додаткові параметри моделі.

Критерієм наявності  $\beta$ -конвергенції також є від'ємність коефіцієнта  $b$ .

Значного поширення серед дослідників набуло включення до моделей конвергенції лагової просторової змінної [2; 7]. У цьому випадку рівняння (2) трансформується у таке:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = C - \frac{(1-e^{-\beta T})}{T} \ln y_{i,0} + \rho W_y + \varepsilon_i,$$

де  $\rho$  – просторовий авторегресійний параметр;

$W_y$  – лагова просторова змінна.

Одним із способів побудови матриці просторових ваг  $W$  є визначення її елементів за допомогою фіктивних змінних: «1» – регіони  $i$  та  $j$  мають спільну границю, «0» – регіони  $i$  та  $j$  не мають спільну границю. На основі цієї матриці розраховується вектор лагової просторової змінної:

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

де  $n$  – кількість регіонів.

Адекватність одержаних рівнянь  $\beta$ -конвергенції традиційно перевіряється за допомогою коефіцієнта детермінації  $R$ -квадрат. Значущість параметрів моделі визначається з використанням статистик Стюдента та Фішера.

Серед емпіричних досліджень однаково розповсюдженим є використання моделей конвергенції для аналізу економічного розвитку країн, регіонів однієї країни, окремих регіонів різних країн.

Так, у своїй статті Bernhard Herz і Lukas Vogel представили результати дослідження регіонального розвитку в Центральній та Східній Європі, яке охоплює період 1990–2002 рр. та 31 регіон рівня NUTS 2 Польщі, Угорщини та Чехії [11]. Як інструментарій використовувались показники  $\sigma$ - і  $\beta$ -конвергенції. Метою дослідження було визначення перспектив регіонального економічного надолужування та зближення країн, що вступають до ЄС, та пошук структурних детермінант регіонального зростання. Індикаторами економічного зростання слугували валова додана вартість на одну особу населення та валова додана вартість на одного працюючого.

Antonio Spilimbergo та Natasha Xingyuan Che провели дослідження впливу структурних реформ на швидкість регіональної  $\beta$ -конвергенції 32 країн світу [14].

В. В. Воронов та О. Я. Лавриненко досліджували регіони країн ЄС у період 1995–2009 рр. та як показник економічного розвитку використовували ВВП на одну особу за паритетом купівельної спроможності [4]. Було встановлено наявність процесів  $\sigma$ - і  $\beta$ -конвергенції в регіонах ЄС рівня NUTS 1.

У роботі [2] з метою аналізу нерівномірності розвитку регіонів України досліджено конвергенційно-дивергенційні процеси, що мали місце у період 2000–2009 рр. Обрано три показника доходності, за якими здійснено аналіз  $\sigma$ -конвергенції регіонів: валова додана вартість на душу

населення, середньомісячна номінальна заробітна плата найманих працівників і дохід на душу населення. Як індикатори використано коефіцієнт варіації, індекси Тейла, індекс Джині, коефіцієнт асиметрії. Для визначення динамічної та просторової збіжності регіонів за допомогою моделі  $\beta$ -конвергенції Г. Барро і Х. Сала-і-Мартіна (2) використано показник валової доданої вартості. Побудовані моделі безумовної (абсолютної)  $\beta$ -конвергенції, як для всього досліджуваного періоду, так і для періодів 2000–2004 рр. та 2004–2009 рр., виявились неадекватними, про що свідчать низькі значення коефіцієнтів детермінації рівнянь, у тому числі у випадках виконання умови наявності  $\beta$ -конвергенції. Отже, однозначний висновок про наявність або відсутність регіональної конвергенції авторам зробити не вдалось.

На наступному етапі в модель було включено додаткові умови, а саме обсяги реалізації промислової, сільськогосподарської продукції, торгівлі та послуг, в результаті були одержані адекватні моделі для всіх проаналізованих періодів, і підтверджена гіпотеза про наявність умовної  $\beta$ -конвергенції. На основі аналізу статистичних характеристик рівнянь сформульовано висновок про те, що саме промисловість і сфера послуг в Україні обумовлюють конвергенцію регіонального розвитку.

Для аналізу просторових міжрегіональних взаємодій у модель конвергенції включено лагову просторову зміну, що дозволило виявити відповідність більшості регіонів рівню розвитку сусідніх регіонів [2].

Дослідження І. З. Сторонянської охоплювало період 1996–2006 рр. [7]. На основі вивчення  $\sigma$ -конвергенції було виділено період сильної (1996–2000 рр.) та слабкої дивергенції (2001–2006 рр.) за показником валової доданої вартості регіонів України у розрахунку на одну особу населення. Виходячи з цього, подальша перевірка наявності абсолютної  $\beta$ -конвергенції здійснювалась для періоду 2001–2006 рр. з використанням моделі Г. Барро і Х. Сала-і-Мартіна (2). Статистичні показники якості побудованої моделі були інтерпретовані авторами як слабе свідчення про наявність абсолютної  $\beta$ -конвергенції. Таким чином, не було підтверджено існування абсолютної конвергенції або абсолютної дивергенції.

Також для обраного періоду були побудовані моделі мінімально-умовної  $\beta$ -конвергенції у специфікації моделі просторового лагу й умовної  $\beta$ -конвергенції з використанням рівняння (6), де як умови були включені показники, що відтворюють основні напрями бюджетної політики (зокрема середнє співвідношення обсягу сукупної фінансової допомоги із державного бюджету до ВДВ, середнє співвідношення обсягу сукупної фінансової допомоги із державного бюджету до загального обсягу доходів регіонального бюджету, середнє співвідношення інвестицій в основний капітал, профінансоване із бюджетів усіх рівнів, до ВДВ).

В результаті було підтверджено гіпотезу про існування мінімально-умовної  $\beta$ -конвергенції, що дозволило зробити висновок про додатну кореляцію середніх темпів розвитку регіону з середніми темпами розвитку його сусідів. Для показників бюджетної політики також підтверджена гіпотеза умовної конвергенції. Однак слід констатувати, що у випадках, коли в одержаних рівняннях виконувалась

умова наявності конвергенції, коефіцієнт детермінації становив 0,30–0,40, що свідчить про невисокий рівень адекватності отриманих моделей.

Конвергенція розвитку регіонів Росії досліджена у роботах В. І. Іванової на основі даних за період 1996–2012 рр. з урахуванням панельної структури даних. Як основний індикатор економічного розвитку використано показник середньодушових доходів населення [12].

Лукьянова А. Л. [13] використовує для оцінки конвергенції коефіцієнт варіації, коефіцієнт Джині, індекс Тейла для визначення наявності  $\sigma$ -конвергенції регіонів Росії за рівнем заробітної плати.

Таким чином, проведений аналіз дозволив зробити висновки про те, що на цей час:

- достатньо розробленими є питання теорії конвергентно-дивергентного розвитку країн і їх регіонів;
- існують окремі дослідження, спрямовані на оцінку й аналіз конвергенції регіонального розвитку в Україні, проте відсутнє комплексне дослідження з побудовою всіх наведених різновидів моделей  $\beta$ -конвергенції для періоду часу, який би охоплював роки до- та післякризового періоду 2008–2009 рр.

На основі аналізу робіт українських і зарубіжних авторів, присвячених вивченню нерівномірності регіонального розвитку, пропонується така схема дослідження конвергентних процесів у регіонах України (рис. 1).

У межах цього дослідження аналіз  $\beta$ -конвергенції для регіонів України здійснювався за чотирма видами моделей: Барро, Сала-і-Мартіна; Баумоля; Солоу-Свана; Квадрато-Роура. Як показники соціально-економічного розвитку використовувалась валовий регіональний продукт і валова додана вартість у розрахунку на одну особу населення. Інструментарієм для проведення обчислень було обрано пакет прикладних програм Matlab. Дослідження проводилось на основі здійсненої в попередніх дослідженнях кластеризації регіонів України за рівнем соціально-економічного розвитку по даних 2001–2013 рр.: кластер 1 – Дніпропетровська, Донецька, Запорізька, Київська, Луганська, Львівська, Одеська, Харківська області; 2 – всі інші регіони; 3 – м. Київ. Додатково, як експеримент, вказані моделі були реалізовані для множини всіх регіонів України разом і всіх регіонів, за виключенням м. Києва.

Розрахунки майже за всіма моделями продемонстрували відсутність  $\beta$ -конвергенції як за досліджуваними кластерами регіонів, так і за всіма регіонами України в цілому (табл. 1).

Слабка  $\beta$ -конвергенція за показником ВРП на душу населення (табл. 2, рис. 2) для всіх множин регіонів спостерігається лише відповідно до моделі Солоу-Свана, оскільки лише у цьому випадку параметр моделі, що відповідає за темп конвергенції, має статистичну значущість. Однак навіть у цьому випадку рівень адекватності моделі вкрай низький ( $r^2 \approx 0,2$ ).

$\beta$ -конвергенція за показником доходу на душу населення (табл. 3, рис. 3) для усіх множин регіонів спостерігається відповідно до моделі Солоу-Свана, оскільки параметр моделі, що відповідає за темп конвергенції, має статистичну значущість і рівень адекватності моделі достатньо високий ( $r^2 \approx 0,8$ ).



**Рис. 1. Схема дослідження конвергенції соціально-економічного розвитку регіонів України**

Одержаний результат можна пояснити вирівнюванням доходів населення у розрахунку на одну особу інструментами бюджетної політики держави.

Для перевірки припущення про зміну взаємозв'язка темпів зростання економік регіонів, які спричинені кризовими явищами 2008–2009 рр., були побудовані моделі β-конвергенції, що охоплювали такі окремі два періоди: 2001–2007 рр.; 2008–2013 рр.

Для періоду 2001–2007 рр. жодне з побудованих рівнянь моделей не підтвердило наявності β-конвергенції.

Характерною особливістю періоду 2008–2013 рр. стало виконання умови β-конвергенції для всіх моделей та кластерів, однак найвище значення коефіцієнта кореляції становило 0,3 в моделі Барро, Сала-і-Мартіна для множини регіонів Кластера 1 при низькій статистичній значущості коефіцієнта, що відповідає за наявність β-конвергенції.

Для визначення наявності умовної β-конвергенції за ВРП вводилися додаткові параметри в моделі, віднесені до поточних факторів самофінансування та саморозвитку регіонів України: капітальні інвестиції на 1 особу, грн; прями іноземні інвестиції на 1 особу, дол. США; фахівці вищої кваліфікації, зайняті в економіці, на 10000 економічно активного населення, осіб; частка внутрішніх поточних витрат на виконання наукових і науково-технічних робіт власними силами у ВРП, %; частка підприємств, що займалися інноваціями у загальній кількості обстежених промислових підприємств, %; частка інноваційної продукції у загальному обсязі реалізованої промислової продукції, %; частка реалізованої інноваційної продукції за межі України у % до загального обсягу реалізованої інноваційної продукції, %; експорт товарів на одну особу, дол. США; експорт товарів на одну особу, дол. США; експорт послуг на одну особу, дол. США; частка промисловості у ВДВ регіону, %; частка сфери послуг у ВДВ регіону, %; частка переробної

промисловості у ВДВ регіону, %. Поміж природних факторів для аналізу було використано показник, що характеризує мінеральні ресурси регіону.

Переважна більшість експериментів з додатковими параметрами не виявила присутності конвергенційних процесів при побудові тих самих різновидів моделей, які були використані під час дослідження безумовної конвергенції.

Розрахунки показали, що умова β-конвергенції виконується в моделі Барро, Сала-і-Мартіна при включенні показника частки послуг у ВРП та мінеральні ресурси для регіонів другого кластера, тобто тих, що є слабкішими за основними показниками соціально-економічного розвитку. Однак достатньо високий коефіцієнт детермінації та значущі коефіцієнти має лише отримане рівняння, яке містить параметр «частка послуг у ВРП» (табл. 4).

**Висновки.** Таким чином, можна зробити висновок, що для регіонів, які віднесені в результаті кластеризації до периферійних (Кластер 2), частка послуг у ВРП більшою мірою та наявність мінеральних ресурсів – меншою обумовлюють наявність конвергенції їх соціально-економічного розвитку. Однак наведений результат одержано лише з використанням моделі Барро, Сала-і-Мартіна, для інших моделей умова β-конвергенції не виконується. Для регіонів-лідерів, які потрапили до Кластера 1, не ідентифіковано жодного серед досліджених додаткових параметрів як такого, що обумовлює їх конвергенцію.

#### ЛІТЕРАТУРА

1. Современные проблемы моделирования социально-экономических систем : монография / Под ред. В. С. Пономаренко, Н. А. Кизима, Т. С. Клебановой. – Харьков : ФЛП Александра К. М. ; ИД «ИНЖЭК», 2009. – 440 с.

Таблиця 1

Моделі  $\beta$ -конвергенції та їх статистичні характеристики за кластерами

Різновид моделі	2001–2007 рр.			2008–2013 рр.			2001–2013 рр.		
	коефіцієнт	t-статистика	p	коефіцієнт	t-статистика	p	коефіцієнт	t-статистика	p
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>Кластер 1 (Дніпропетровська, Донецька, Запорізька, Київська, Луганська, Львівська, Одеська, Харківська області)</b>									
<b>Модель Барро, Сала-і-Мартіна</b>									
Константа	-0,07	-0,3094	0,7675	0,4033	1,9449	0,0998	0,0048	0,0556	0,9575
Логарифи ВРП на одну особу у початковий рік дослідження	0,037	1,3023	0,2406	-0,0317	-1,4679	0,1925	0,0217	2,0038	0,0919
Швидкість конвергенції / дивергенції	-0,0334			0,0345			-0,0193		
R-квадрат	0,2204			0,2642			0,4009		
Модель Баумоля									
Логарифи ВРП на одну особу у початковий рік дослідження	0,2221			-0,1586			0,2604		
Модель Солоу-Свана									
Константа	0,1654	42,0618	2,3E-38	0,2129	54,4113	7,93E-25	0,0908	78,5061	1,68E-87
Логарифи ВРП на одну особу у початковий рік дослідження	0,0007	1,4564	0,1521	-0,0011	-1,2469	0,2201	-0,0006	-5,0502	2,16E-06
Швидкість конвергенції / дивергенції	-0,0007			0,0011			0,0006		
R-квадрат	0,0441			0,0393			0,2134		
Модель Квадрато-Роура									
Константа	-2E-17	-3,7E-15	1	-5,2E-18	-6,9E-16	1	-1,8E-18	-4,1E-16	1
Швидкість конвергенції/дивергенції	0,0374	1,7176	0,0926	-0,0365	-1,5589	0,1273	0,0075	0,4735	0,637
R-квадрат	0,0603			0,0601			0,0024		
<b>Кластер 2 (всі інші області)</b>									
<b>Модель Барро, Сала-і-Мартіна</b>									
Константа	-0,1355	-0,9588	0,3539	0,3401	2,0573	0,1672	0,1429	1,4325	0,174
Логарифи ВРП на одну особу у початковий рік дослідження	0,0448	2,5441	0,0234	-0,025	-1,457	0,1317	0,0043	0,3434	0,7364
Швидкість конвергенції/дивергенції	-0,0397			0,0267			-0,0042		
R-квадрат	0,3162			0,1317			0,0084		
Модель Баумоля									

Закінчення табл. 1

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Логарифми ВРП на одну особу у початковий рік дослідження	0,2688			-0,1248			0,0512		
Модель Солоу-Свана									
Константа	0,1645	59,6146	1,74E-76	0,2106	36,8231	4,5E-51	0,0908	115,8213	3,5E-178
Логарифми ВРП на одну особу у початковий рік дослідження	0,0008	2,361	0,0203	-0,0009	-1,4991	0,1379	-0,0006	-7,417	3,87E-12
Швидкість конвергенції / дивергенції	-0,0008			0,0009			0,0006		
R-квадрат	0,056			0,028			0,2245		
Модель Квадрато-Роура									
Константа	-3,1E-17	-8,9E-15	1	1,28E-17	2,81E-15	1	-1,5E-18	-5,5E-16	1
Швидкість конвергенції / дивергенції	0,0418	3,1951	0,0019	-0,023	-1,4873	0,141	0,0025	0,2331	0,8005
R-квадрат	0,098			0,0276			0,0003		
<b>Всі регіони разом (без м. Києва)</b>									
<b>Модель Барро, Сала-і-Мартіна</b>									
Константа	-0,1064	-0,9301	0,3624	0,3633	2,9593	0,0072	0,0983	1,3902	0,1784
Логарифми ВРП на одну особу у початковий рік дослідження	0,0143	2,8901	0,0085	-0,0274	-2,1518	0,0426	0,0099	1,1176	0,2758
Швидкість конвергенції / дивергенції	-0,0369			0,0295			-0,0093		
R-квадрат	0,2752			0,1739			0,0537		
Модель Баумоля									
Логарифми ВРП на одну особу у початковий рік дослідження	0,2479			-0,1371			0,1184		
Модель Солоу-Свана									
Константа	0,1648	73,5876	5,70E-115	0,2114	-2,50E-15	1,28E-75	0,0908	140,3715	8,30E-266
Логарифми ВРП на одну особу у початковий рік дослідження	0,0007	2,7725	0,0063	-0,001	-2,1618	0,0508	-0,0006	-8,9955	3,34E-17
Швидкість конвергенції / дивергенції	-0,0007			0,001			0,0006		
R-квадрат	0,0514			0,0319			0,2205		
Модель Квадрато-Роура									
Константа	-4,40E-18	-1,50E-15	1	-9,80E-18	-2,50E-15	1	-1,70E-18	-7,00E-16	1
Швидкість конвергенції / дивергенції	0,0398	3,5396	0,0005	-0,0279	-2,1618	0,0327	0,004	0,4723	0,6371
R-квадрат	0,0811			0,0381			0,0008		



Таблиця 2

Результати оцінки безумовної  $\beta$ -конвергенції регіонів України за ВРП на душу населення (2013 р.)

Моделі	Всі регіони		1 кластер		2 кластер		
	Параметр конвергенції / дивергенції	Статистична значущість, $p(b)$	Параметр конвергенції / дивергенції	Статистична значущість, $p(b)$	Параметр конвергенції / дивергенції	Статистична значущість, $p(b)$	
Модель Барро, Салаї-Мартіна	b	0,007506	0,19148	0,01449	0,772239	0,001992	0,838827
	$\beta$	-0,00719		-0,01319		-0,0019	
Модель Баумоля	$\beta$	0,090067		0,202891		0,027885	
Модель Солоу-Свана	b	<b>-0,00531</b>	<b><math>6,3 \cdot 10^{-51}</math></b>	<b>-0,00067</b>	<b><math>1,5 \cdot 10^{-8}</math></b>	<b>-0,0005</b>	<b><math>4,6 \cdot 10^{-16}</math></b>
	$\beta$	<b>0,005486</b>		<b>0,000668</b>		<b>-0,000527</b>	
Модель Квадрато-Роура	$\beta$	0,00454	0,45726	0,01268	0,74901	-0,0088	0,510225

Напівжирним шрифтом виділено значущі параметри конвергенції

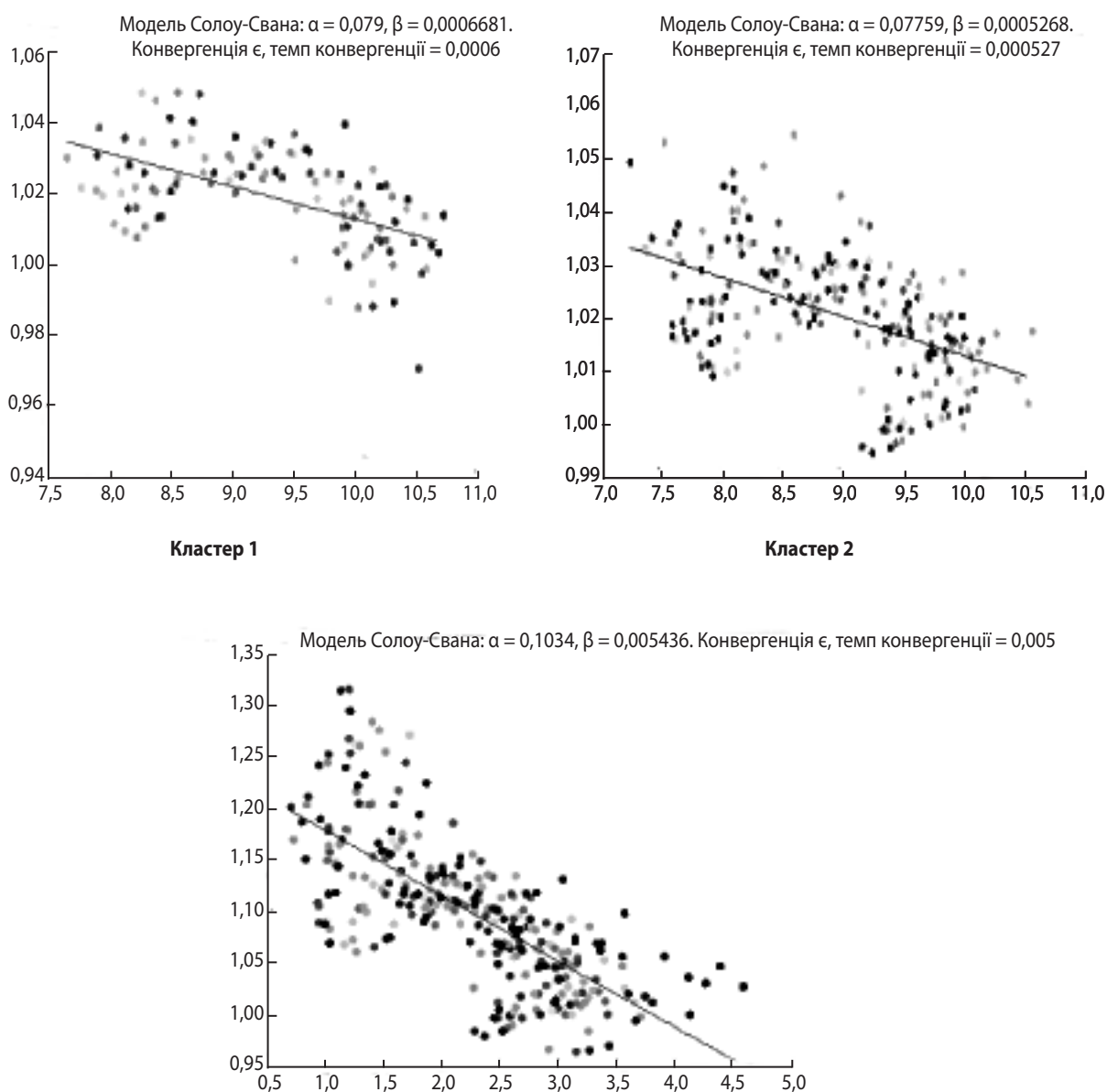


Рис. 2. Всі регіони України

Результати оцінки безумовної  $\beta$ -конвергенції регіонів України за доходами населення

Моделі		Всі регіони		1 кластер		2 кластер	
		Параметр конвергенції / дивергенції	Статистична значущість, $p(b)$	Параметр конвергенції / дивергенції	Статистична значущість, $p(b)$	Параметр конвергенції / дивергенції	Статистична значущість, $p(b)$
Модель Барро, Сала-і-Мартіна	b	0,027548	0,026169	-0,03288	0,177447	-0,01692	0,071638
	$\beta$	-0,0238		0,041812		0,018918	
Модель Баумоля	$\beta$	0,330572		0,031377		-0,20309	
Модель Солоу-Свана	b	<b>-0,00763</b>	<b>1,5*10<sup>-93</sup></b>	<b>-0,00694</b>	<b>4,93*10<sup>-31</sup></b>	<b>-0,0085</b>	<b>1,7*10<sup>-64</sup></b>
	$\beta$	<b>0,008007</b>		<b>0,007249</b>		<b>0,00896</b>	
Модель Квадрато-Роура	$\beta$	0,026371	0,000266	-0,0387	0,096696	-0,03479	0,026649

Напівжирним шрифтом виділено значущі параметри конвергенції

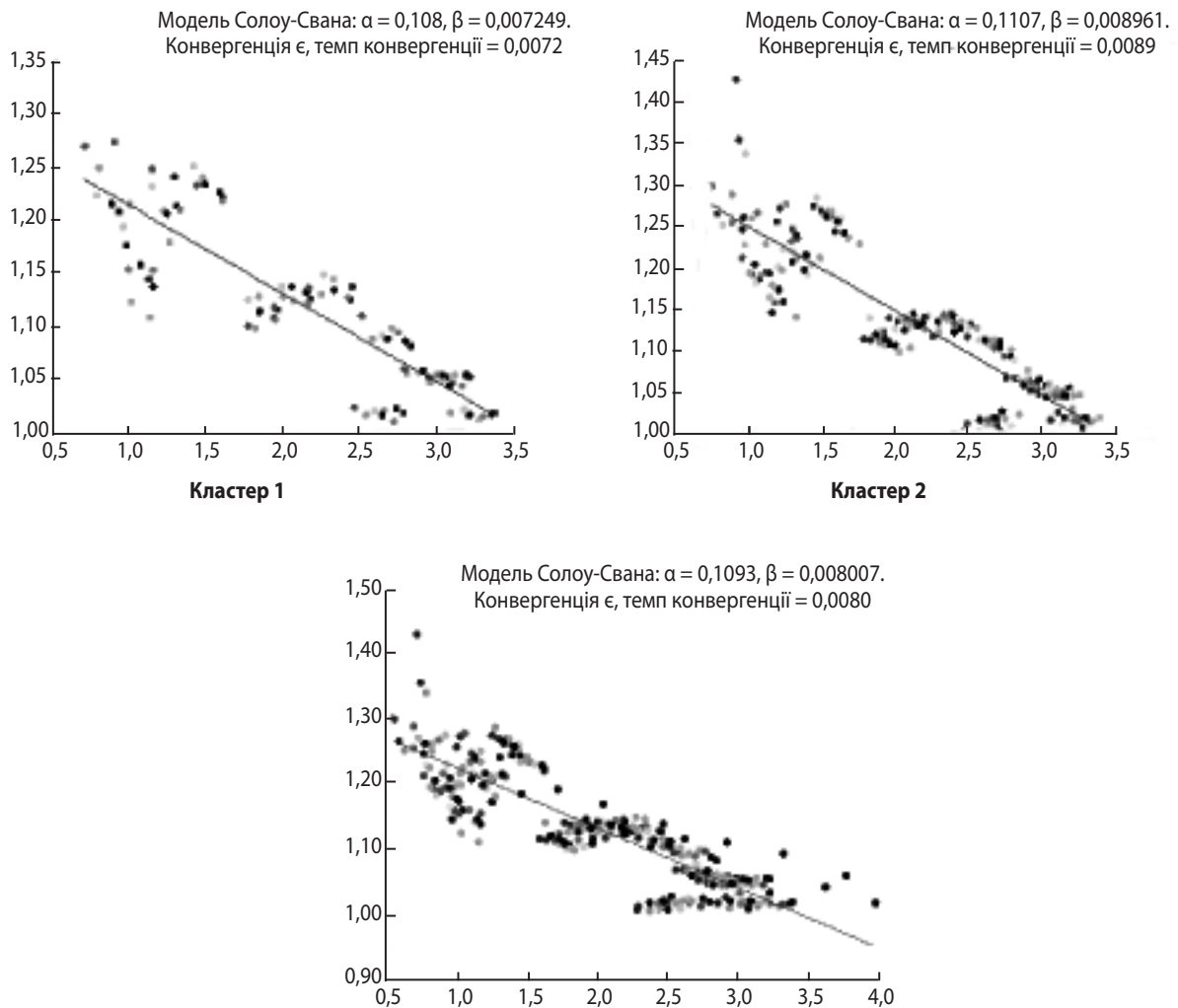


Рис. 3. Всі регіони України

2. Кизим Н. А. Неравномерность регионального развития в Украине: теоретические основы, инструментарий диагностики, тенденции : монография / Н. А. Кизим, Е. В. Раевнева, А. Ю. Бобкова. – Харьков : ИД «ИНЖЭК», 2011. – 224 с.

3. Гейман О. А. Нелинейность экономики и неравномерность развития регионов : монография / О. А. Гейман. – Харьков : ФЛП Либуркина Л.М. ; ИД «ИНЖЭК», 2009. – 428 с.

Таблиця 4

Результати аналізу умовної  $\beta$ -конвергенції за ВРП (2001–2013 рр.) з використанням моделі Барро, Сала-і-Мартіна

Різновид моделі	Кластер 2					
	додатковий параметр – «частка послуг у ВРП»			додатковий параметр – «мінеральні ресурси»		
	коефіцієнт	t-статистика	p	коефіцієнт	t-статистика	p
Константа	0,5363	5,4007	0,0001	0,2033	2,1597	0,0501
Логарифм ВРП на одну особу у початковий рік дослідження	<b>-0,0419</b>	-3,4934	0,0040	<b>-0,0044</b>	-0,3612	0,7237
Швидкість конвергенції / дивергенції	-0,0754	-	-	0,4449	-	-
Додатковий параметр	-	-5,6788	7,556E-05	-	2,7994	0,0151
R-квадрат	0,7363	-	-	0,4151	-	-

Напівжирним шрифтом виділено параметри, які свідчать про наявність  $\beta$ -конвергенції

4. Воронов В. В. Процессы конвергенции и дивергенции в регионах Европейского Союза: особенности и квалиметрия / В. В. Воронов, О. Я. Лавриненко // Балтийский регион. – 2013. – № 3 (17). – С. 65–81.

5. Лук'яненко І. Г. Системне моделювання показників бюджетної системи України / І. Г. Лук'яненко. – Київ: ВД «Києво-Могилянська академія», 2004. – 242 с.

6. Нуреев Р. М. Экономика развития: учебник / Р. М. Нуреев. – М.: Норма, 2008. – 367 с.

7. Сторонянська І. З. Регіони України: пошук моделі конвергентного розвитку: монографія / І. З. Сторонянська; Ін-т регіон. досл. НАН України. – Львів: Арал, 2008. – 144 с.

8. Толмачев М. Н. Теоретические и эмпирические подходы к конвергенции сельскохозяйственного производства / М. Н. Толмачев // Вестник Волгоградского государственного ун-та. Серия 3: Экономика. Экология. – 2012. – № 1 (20). – С. 193–199.

9. Barro R. J. Economic Growth and Convergence across the United States / R. J. Barro, X. Sala-i-Martin // Working Paper 3419. – Cambridge; Mass.: NBER, 1990. – 69 p.

10. Sala-i-Martin X. Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence [Електронний ресурс] / Xavier Sala-i-Martin // Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra. – Режим доступу: <http://www.econ.upf.edu/docs/papers/downloads/104.pdf>

11. Herz B. Regional Convergence in Central and Eastern Europe: Evidence from a Decade of Transition [Електронний ресурс] / B. Herz, L. Vogel // Social Science Research Network. – Режим доступу: [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=988275](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=988275)

12. Иванова В. И. Региональная конвергенция доходов населения: пространственный анализ / В. И. Иванова // Пространственная экономика. – 2014. – № 4. – С. 100–119.

13. Лукьянова А. Л. Динамика и структура неравенства по заработной плате (1998–2005 гг.) / А. Л. Лукьянова; препринт WP3/2007/06. – М.: ГУ ВШЭ, 2007. – 68 с.

14. Spilimbergo A. Structural Reforms and Regional Convergence / A. Spilimbergo, N. Xingyuan Che // IMF Working Paper. – 2012. – 33 p.

REFERENCES

Barro, R. J., and Sala-i-Martin, X. "Economic Growth and Convergence across the United States" In *Working Paper 3419* Cambridge; Mass.: NBER, 1990.

Herz, B., and Vogel, L. "Regional Convergence in Central and Eastern Europe: Evidence from a Decade of Transition" [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=988275](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=988275)

Ivanova, V. I. "Regionalnaya konvergentsiya dokhodov naseleniya: prostranstvennyy analiz" [Regional convergence of income: spatial analysis]. *Prostranstvennaya ekonomika*, no. 4 (2014): 100-119.

Kizim, N. A., Rayevneva, E. V., and Bobkova, A. Yu. *Neravnomernost regionalnogo razvitiya v Ukraine: teoreticheskiye osnovy, instrumentariy diagnostiki, tendentsii* [The uneven regional development in Ukraine: theoretical foundations, diagnostic tools, trends]. Kharkiv: INZHEK, 2011.

Lukienko, I. H. *Systemne modeliuвання pokaznykiv biudzhethnoi systemy Ukrainy* [System simulation of the indicators of budget system of Ukraine]. Kyiv: VD «Kyievo-Mohylianska akademii», 2004.

Lukyanova, A. L. *Dinamika i struktura neravenstva po zarabotnoy plate (1998-2005 gg.)* [Dynamics and structure of wage inequality (1998-2005)]. Moscow: GU VShE, 2007.

Nelineynost ekonomiki i neravnomernost razvitiya regionov [The nonlinearity of the economy and the uneven development of regions]. Kharkiv: FLP Liburkina L. M.; INZHEK, 2009.

Nureyev, R. M. *Ekonomika razvitiya* [Economics of development]. Moscow: Norma, 2008.

Sovremennyye problemy modelirovaniya sotsialno-ekonomicheskikh sistem [Modern problems of modeling socio-economic systems]. Kharkiv: FLP Aleksandrova K. M.; INZHEK, 2009.

Sala-i-Martin, X. "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence" <http://www.econ.upf.edu/docs/papers/downloads/104.pdf>

Storonianska, I. Z. *Rehiony Ukrainy: poshuk modeli konverhentnoho rozvytku* [Regions of Ukraine: in search of a model of convergent development]. Lviv: Aral, 2008.

Spilimbergo, A., and Xingyuan Che, N. "Structural Reforms and Regional Convergence" *IMF Working Paper* (2012).

Tolmachev, M. N. "Teoreticheskiye i empiricheskiye podkhody k konvergentsii selskokhozyaystvennogo proizvodstva" [Theoretical and empirical approaches to the convergence of agricultural production]. *Vestnik Volgogradskogo gosudarstvennogo un-ta. Seriya 3 «Ekonomika. Ekologiya»*, no. 1 (20) (2012): 193-199.

Voronov, V. V., and Lavrinenko, O. Ya. "Protsessy konvergentsii i divergentsii v regionakh Yevropeyskogo Soyuza: osobennosti i kvalimetriya" [Processes of convergence and divergence in the regions of the European Union: characteristics and qualimetry]. *Baltiyskiy region*, no. 3 (17) (2013): 65-81.