

DOI: <https://doi.org/10.32782/2524-0072/2026-91-20>

УДК 330.43:332.14

ЕКОНОМЕТРИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ РЕГІОНАЛЬНОГО РОЗВИТКУ УКРАЇНИ НА ОСНОВІ ПАНЕЛЬНИХ ДАНИХ

ECONOMETRIC MODELLING OF UKRAINE'S REGIONAL DEVELOPMENT BASED ON PANEL DATA

Грібова Вікторія Володимирівна

кандидат фізико-математичних наук, доцент,

Міжнародний університет, м. Одеса

ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-4193-9590>**Рассадникова Світлана Іванівна**

кандидат економічних наук, старший науковий співробітник, доцент,

Міжнародний університет, м. Одеса

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8215-3649>**Hribova Viktoriia, Rassadnykova Svitlana**

International University, Odesa

Статтю присвячено оцінюванню конвергенції регіонів України на збалансованій панелі 25 регіонів за 2012–2020 рр. (225 спостережень) із використанням даних Держстату про валовий регіональний продукт, дефльованих у ціни 2012 р. Установлено, що розкид реального ВРП на особу зріс на 21,4%, проте ця дивергенція повністю зумовлена обвалом Донецької та Луганської областей після 2014 р.: без цих двох регіонів тренд розкиду статистично незначущий. Абсолютної β -конвергенції не виявлено – бідніші регіони не зростали швидше за багатші. Умовна β -конвергенція за моделлю фіксованих ефектів значуща, однак оцінка зміщена через ефект Нікелла; після корекції методом half-panel jackknife швидкість конвергенції становить 4,9% на рік, що відповідає міжнародним оцінкам. Динамічні GMM-моделі виявилися непридатними через малу кількість регіонів.

Ключові слова: регіональна конвергенція, валовий регіональний продукт, панельні дані, фіксовані ефекти, зміщення Нікелла, регіональна нерівність, економетричне моделювання.

The article estimates regional convergence in Ukraine using a balanced panel of 25 regions over 2012–2020 (225 observations), based on State Statistics Service data on gross regional product deflated to 2012 prices. The relevance of the study stems from the need to establish a pre-war benchmark of regional disparities against which post-war reconstruction policy can be calibrated, since the spatial dimension of recovery will determine whether existing gaps narrow or widen. The purpose of the article is to test for sigma- and beta-convergence of Ukrainian regions and to identify the determinants of regional growth. The methodological framework combines three approaches: analysis of sigma-convergence through the dynamics of the standard deviation of log GRP per capita; cross-sectional estimation of absolute beta-convergence; and panel estimation of conditional beta-convergence using fixed-effects and random-effects models with the Hausman test, complemented by a correction of the Nickell bias through half-panel jackknife and by robustness checks excluding the war-affected Donbas regions and the capital. The results reveal that the dispersion of real GRP per capita increased by 21.4% over the period, yet this divergence is entirely attributable to the collapse of the Donetsk and Luhansk regions after 2014, whose real GRP per capita fell by 53.3% and 71.7% respectively; once these two regions are excluded, the trend in dispersion becomes statistically insignificant. Absolute beta-convergence is absent: poorer regions did not grow faster than richer ones. Conditional beta-convergence is statistically significant under fixed effects, but the estimate is biased by the Nickell effect; after the jackknife correction the convergence speed equals 4.9% per year, which is consistent with international estimates for regional economies. Dynamic GMM estimators proved unreliable given the small number of cross-sectional units. The practical value of the study lies in demonstrating that market mechanisms alone did not equalise regional development in Ukraine, which justifies targeted spatial policy during reconstruction.

Keywords: regional convergence, gross regional product, panel data, fixed effects, Nickell bias, regional inequality, econometric modelling.



Постановка проблеми. Просторова нерівномірність економічного розвитку належить до найстійкіших характеристик української економіки: розрив між найбагатшим і найбіднішим регіоном за валовим регіональним продуктом на особу перевищує двадцятикратний рівень, а частка столиці у ВВП країни наближається до чверті. Питання про те, чи зменшується цей розрив із часом, має не лише академічний вимір. Від відповіді залежить сама логіка повоєнного відновлення: якщо ринкові механізми забезпечують поступове вирівнювання, достатньо загальнонаціональних умов зростання; якщо ж такого вирівнювання не відбувається, відбудова без цілеспрямованої просторової політики законсервує або поглибить наявні диспропорції.

Класична теорія зростання дає перевірювану гіпотезу: за спадної віддачі капіталу бідніші території мають зростати швидше за багатші, наближаючись до спільного рівня. Емпірична перевірка цієї гіпотези для України ускладнена подвійно – обмеженістю регіональної статистики і структурним розломом 2014 р., коли частина території опинилася поза контролем держави. Саме тому потрібне економетричне оцінювання на панельних даних, здатне відокремити загальний процес від впливу окремих регіонів і врахувати неспостережувану неоднорідність територій.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Теоретичним підґрунтям аналізу конвергенції є неокласична модель зростання Р. Солоу, з якої випливає гіпотеза наближення економік до стаціонарного стану [1]. Методологію емпіричної перевірки сформував Р. Барро і Х. Сала-і-Мартін, розмежувавши β -конвергенцію (від'ємний зв'язок темпу зростання з початковим рівнем) і σ -конвергенцію (зменшення розкиду доходів у часі), а також абсолютну й умовну β -конвергенцію [2]. Н. Іслам показав переваги панельного підходу перед крос-секційним: фіксовані ефекти дозволяють контролювати неспостережувані відмінності територій, які інакше спричиняють зміщення оцінок [3].

Водночас панельне оцінювання динамічних моделей конвергенції наштовхується на проблему, описану С. Нікеллом: у моделі з лаговою залежною змінною та фіксованими ефектами оцінка є зміщеною, причому зміщення має порядок $1/T$ і не зникає зі зростанням кількості одиниць [4]. Стандартним рішенням стали узагальнені методи моментів М. Ареллано і С. Бонда [5] та Р. Бланделла і С. Бонда [6], розроблені, однак, для панелей

із великою кількістю одиниць спостереження і короткою часовою розмірністю. Д. Рудман наголошує, що застосування цих оцінювачів до панелей із малим числом одиниць призводить до проліферації інструментів і ненадійних результатів тестів надієдентифікації [7]. Альтернативу для таких випадків пропонують Г. Дане і К. Йохманс, чий метод half-panel jackknife коригує зміщення фіксованих ефектів без залучення інструментів [8].

Виділення невирішених раніше частин загальної проблеми. В українській літературі конвергентно-дивергентні процеси розглядалися З. Варналієм, О. Шевченко і Н. Кузьминчук, які на даних 2007–2021 рр. виявили посилення дивергентних тенденцій за групами показників диспропорцій [9]. Проблематику просторових зрушень і регіональної політики в умовах війни систематизували В. Кравців та І. Сторонянська, які показали, що наявний інструментарій регулювання просторового розвитку виявився неефективним і потребує переосмислення методології регіональної політики [10]. Проте наявні дослідження здебільшого не розмежовують загальнонаціональний тренд і вплив окремих регіонів, зокрема Донбасу, обвал якого після 2014 р. здатний самотужки визначати динаміку агрегованих показників нерівності. Не з'ясованим лишається й питання надійності оцінок швидкості конвергенції: застосування динамічних панельних моделей до вибірки з 25 регіонів потребує спеціальної перевірки, якої в опрацьованих джерелах не виявлено. Заповнення цих прогалин визначає завдання дослідження.

Формулювання цілей статті (постановка завдання). Мета статті – на панельних даних 2012–2020 рр. перевірити наявність σ - і β -конвергенції регіонів України за валовим регіональним продуктом на особу, встановити стійкість отриманих висновків до виключення регіонів, уражених війною, та оцінити швидкість конвергенції з урахуванням зміщення динамічних панельних оцінювачів.

Виклад основного матеріалу дослідження. Емпіричну базу становлять відкриті дані Державної служби статистики України [11–13]. Панель охоплює 25 регіонів (24 області та м. Київ) за 2012–2020 рр. і є збалансованою: 225 спостережень без пропусків. Автономну Республіку Крим і м. Севастополь виключено, оскільки регіональна статистика для них не публікується з 2014 р.; верхню межу періоду задає доступність даних про капітальні інвестиції та експорт, нижню – методологічна зіставність рядів.

Показник валового регіонального продукту на особу сконструйовано у два кроки. Оскільки Держстат не публікує чисельність населення регіонів у форматі відкритих даних за весь період, її відновлено як відношення наявного доходу населення регіону до наявного доходу в розрахунку на одну особу [12]. Перевірка коректності цієї процедури дала збіг із офіційними даними: обчислена чисельність населення України у 2019 р. становить 42,0 млн осіб проти офіційної оцінки 41,9 млн, а ВРП на особу по Україні – 94,6 тис. грн, що відповідає публікаціям Держстату. Номінальні величини дефльовано індексом споживчих цін у ціни 2012 р. Описову статистику робочих змінних наведено у табл. 1.

Аналіз розпочинаємо з σ -конвергенції, яка вимірює, чи зменшується розкид рівнів розвитку між регіонами. Показником слугує стандартне відхилення логарифма ВРП на особу за сукупністю регіонів у кожному році. За 2012–2020 рр. цей показник зріс із 0,406 до 0,493, тобто на 21,4%, а лінійний тренд є додат-

ним і статистично значущим (+0,0128 на рік, $p = 0,004$). Формально це означає дивергенцію: регіони не зближувалися, а розходилися.

Проте агрегований показник приховує механізм процесу. Розкладання динаміки за регіонами показує, що реальний ВРП на особу за період зменшився лише у двох областях – Луганській (–71,7%) і Донецькій (–53,3%), тоді як решта 23 регіони демонстрували зростання від 2,5% (Дніпропетровська) до 58,2% (Вінницька). Повторне оцінювання тренду розкиду без цих двох областей дає принципово інший результат: тренд стає від'ємним і статистично незначущим (–0,0015 на рік, $p = 0,390$). Той самий висновок зберігається за додаткового виключення столиці (–0,0013, $p = 0,564$). Зіставлення обох траєкторій подано на рис. 1.

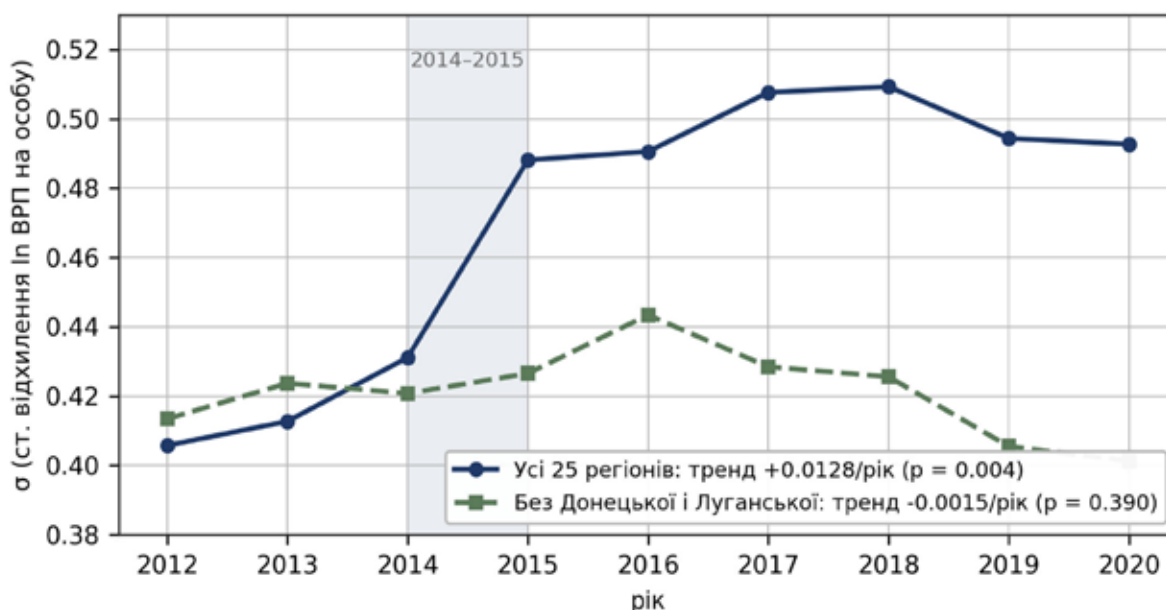
Отриманий результат має самостійне значення. Зростання регіональної нерівності в Україні у 2012–2020 рр. не було проявом загального ринкового процесу поляризації – воно є прямим статистичним наслідком

Таблиця 1

Описова статистика робочих змінних панелі (25 регіонів, 2012–2020 рр., $n = 225$)

Змінна	Середнє	Ст. відх.	Мін.	Макс.
ВРП на особу, грн (ціни 2012 р.)	28 351	18 278	6 004	124 298
Капітальні інвестиції, % ВРП	13,56	4,12	7,01	30,03
Експорт товарів, % ВРП	27,31	18,44	5,99	89,41

Джерело :сформовано та розраховано авторами на основі [11–13]

**Рис. 1. Динаміка σ -розкиду реального ВРП на особу регіонів України, 2012–2020 рр.**

Джерело: сформовано та розраховано авторами на основі [11–13]

воєнних дій на сході. Решта регіонів країни зберігала стабільний розкид рівнів розвитку: без Донбасу економіка не демонструвала ані зближення, ані розходження територій.

Наступний крок – перевірка абсолютної β -конвергенції, тобто гіпотези про те, що бідніші регіони зростають швидше за багатші. Оцінюється крос-секційна регресія середньорічного темпу зростання на початковий рівень у стандартній формі Барро – Сала-і-Мартіна:

$$\frac{\ln y_{i,T} - \ln y_{i,0}}{T} = \alpha + \beta \ln y_{i,0} + \varepsilon_i \quad (1)$$

де $y_{i,0}$ і $y_{i,T}$ – ВРП на особу регіону i на початку і в кінці періоду; T – тривалість періоду; β – параметр конвергенції. Від’ємне і значуще β свідчить про наявність конвергенції.

Оцінювання за 2012–2020 рр. дає $\beta = -0,022$ при стандартній похибці 0,020 ($p = 0,264$), а коефіцієнт детермінації не перевищує 0,04. Гіпотеза про абсолютну конвергенцію відхиляється: початковий рівень розвитку не пояснює подальших темпів зростання регіону. Виключення Донбасу висновку не змінює ($\beta = -0,008$, $p = 0,240$). Графічно відсутність зв'язку показано на рис. 2: хмара точок не має вираженого нахилу, а регіони з подібним стартовим рівнем демонструють різні траєкторії.

Відсутність абсолютної конвергенції не виключає умовної – ситуації, коли регіони наближаються не до спільного, а до власних

стаціонарних станів, що залежать від їхніх структурних характеристик. Для її перевірки оцінюємо панельну модель:

$$\Delta \ln y_{it} = \beta \ln y_{i,t-1} + x_{it}'\gamma + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

де $\Delta \ln y_{it}$ – темп зростання ВРП на особу; X_{it} – вектор контрольних змінних (частка капітальних інвестицій та експорту у ВРП); μ_i – фіксовані ефекти регіонів; λ_t – фіксовані ефекти років, що вловлюють спільні для країни шоки.

Результати оцінювання моделей фіксованих (FE) і випадкових (RE) ефектів наведено у табл. 2. Тест Хаусмана рішуче відхиляє гіпотезу про некорельованість індивідуальних ефектів із регресорами ($\chi^2 = 104,4$; $p < 0,001$), що вимагає обрати специфікацію з фіксованими ефектами. У ній параметр β становить $-0,291$ і є високозначущим, тобто умовна конвергенція наявна: за контролю структурних характеристик і спільних шоків регіони наближаються до власних стаціонарних станів.

Контрольні змінні виявилися незначущими в обох специфікаціях. Для капітальних інвестицій це на перший погляд суперечить теорії, проте узгоджується з їїньою структурою в Україні: значна частина інвестицій спрямовується у видобувні та інфраструктурні проекти з тривалим лагом віддачі, який виходить за межі річного горизонту моделі. Від'ємний, хоч і незначущий, коефіцієнт експорту відображає сировинну спеціалізацію найбільш ек-

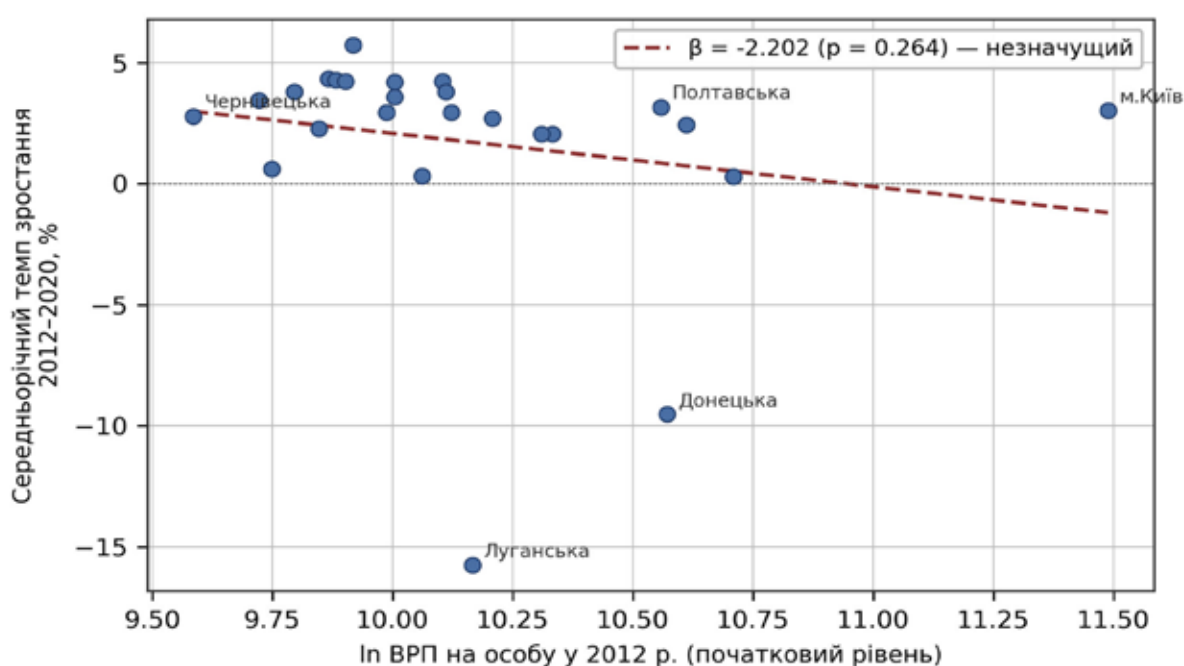


Рис. 2. Абсолютна β -конвергенція: початковий рівень і темп зростання регіонів, 2012–2020 рр.

Джерело: сформовано та розраховано авторами на основі [11–13]

Таблиця 2

Оцінки умовної β -конвергенції: моделі фіксованих і випадкових ефектів

Змінна	FE (фіксовані ефекти)	RE (випадкові ефекти)
ln ВРП на особу (лаг)	-0,291*** (0,010)	-0,022 (0,016)
Капітальні інвестиції, % ВРП	0,001 (0,003)	0,004 (0,003)
Експорт, % ВРП	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)
ФЕ регіонів і років	так	ні
R ² (within)	0,150	0,032
Спостережень	200	200
Тест Хаусмана	$\chi^2 = 104,4$; $p < 0,001 \rightarrow$ FE	

Примітка: *** $p < 0,01$. У дужках – стандартні похибки, кластеризовані за регіонами.

Джерело: сформовано та розраховано авторами

портоорієнтованих регіонів, чиї доходи залежать радше від світової кон'юнктури, ніж від внутрішніх чинників зростання.

Отримана оцінка потребує критичного розгляду. Модель (2) містить лаговану залежну змінну разом із фіксованими ефектами, а отже підпадає під зміщення Нікелла, порядок якого становить приблизно $1/T$ [4]. За $T = 8$ очікуване зміщення сягає -0,125, і воно спрямоване у бік перебільшення конвергенції. Прямий перерахунок підтверджує проблему: FE-оцінка $\beta = -0,291$ відповідає швидкості конвергенції 34,3% на рік і періоду напівконвергенції у 2,0 роки, що не має економічного сенсу – у міжнародній літературі типові оцінки для регіонів лежать у межах 2–10% на рік.

Стандартним засобом подолання зміщення є динамічні панельні оцінювачі. Їх застосування, однак, дало негативний результат, який варто зафіксувати окремо. Difference GMM Ареллано – Бонда за будь-якої глибини лагів інструментів (від 8 до 23 інструментів) відхиляв тест Хансена на надідентифікацію ($p < 0,001$), а оцінка швидкості конвергенції коливалася в неправдоподібному діапазоні 35–47% на рік. Оцінювач Андерсона – Хсіао виявився непридатним

через слабкість інструмента: F-статистика першої стадії становила 0,07 за порогового значення 10, а точкова оцінка ($\alpha = 5,21$) втратила економічний зміст. Причина обох невдач одна: $N = 25$ регіонів недостатньо для методів, розроблених під панелі з великим числом одиниць [7].

Тому для корекції зміщення застосовано метод half-panel jackknife [8], який не потребує інструментів: панель ділиться навпіл за часом, і скоригована оцінка обчислюється як подвоєна оцінка на повній панелі мінус середня з оцінок на половинках. Результати наведено у табл. 3. Скоригована оцінка $\beta = -0,048$ відповідає швидкості конвергенції 4,9% на рік і періоду напівконвергенції 14,2 року – значенням, що узгоджуються з міжнародними оцінками для регіональних економік. Різниця між зміщеною і скоригованою оцінками (-0,291 проти -0,048) наочно показує, наскільки серйозним є ефект Нікелла у коротких панелях і як легко він призводить до хибних висновків про надшвидке вирівнювання.

Окремої уваги заслуговує співвідношення між двома результатами: умовна конвергенція наявна, тоді як абсолютна відсутня, а розкид не зменшується. Це не суперечність, а

Таблиця 3

Корекція зміщення Нікелла методом half-panel jackknife

Оцінка	β	λ , % на рік	Напівперіод, років
FE, повна панель (2012–2020)	-0,291	34,3	2,0
FE, перша половина періоду	-0,331	–	–
FE, друга половина періоду	-0,737	–	–
Half-panel jackknife (скоригована)	-0,048	4,9	14,2

Примітка: $\lambda = -\ln(1 + \beta)$; напівперіод $= \ln 2 / \lambda$.

Джерело: сформовано та розраховано авторами

змістовний висновок. Регіони України дійсно наближаються до стаціонарних станів, проте ці стани різні й визначаються структурними характеристиками територій, які за досліджуваній період не зблизилися. Механізм автоматичного вирівнювання, передбачений неокласичною теорією для однорідних економік, в українському просторі не діяв. Це підтверджує і динаміка розриву між крайніми групами регіонів (рис. 3): попри незначне скорочення співвідношення середніх рівнів п'яти найбагатших і п'яти найбідніших регіонів (з 3,06 до 2,73 раза), обидві групи рухалися майже паралельними траєкторіями, а абсолютна відстань між ними у гривневому вимірі не зменшилася.

Окреслимо межі отриманих результатів. Період завершується 2020 роком, тому оцінки характеризують довоєнну структуру процесів і не враховують зрушень після лютого 2022 р.; водночас саме це робить їх придатними як база порівняння для майбутніх досліджень. Чисельність населення відновлено розрахунковим шляхом, і хоча перевірка показала високу точність цієї процедури, вона не враховує внутрішнього переміщення населення після 2014 р., що може занижувати ВРП на особу для приймаючих регіонів. Набір контрольних змінних обмежений доступними у відкритих даних показниками; включення людського капіталу та галузевої структури є природним напрямом розширення моделі. Нарешті, за $N = 25$ надійне динамічне панельне оцінювання неможливе, тому наведена швидкість конвергенції спирається на

аналітичну корекцію, а не на інструментальну ідентифікацію.

Висновки. Економетричний аналіз панелі 25 регіонів України за 2012–2020 рр. дав три взаємопов'язані результати. Розкид реального ВРП на особу за період зріс на 21,4%, проте ця дивергенція повністю пояснюється обвалом Донецької та Луганської областей: без них тренд розкиду статистично незначущий, тобто зростання регіональної нерівності в Україні є прямим наслідком війни, а не проявом загального процесу поляризації. Абсолютної β -конвергенції не виявлено – початковий рівень розвитку не пояснює темпів подальшого зростання регіону, і цей висновок стійкий до виключення уражених війною областей. Умовна β -конвергенція наявна, однак її швидкість, оцінена моделлю фіксованих ефектів, зміщена ефектом Нікелла у 6 разів; після корекції методом half-panel jackknife вона становить 4,9% на рік, що відповідає міжнародним оцінкам і передбачає період напівконвергенції близько 14 років.

Практичний зміст цих результатів для політики відновлення полягає в такому. Оскільки абсолютної конвергенції не спостерігалось навіть у порівняно спокійні довоєнні роки, покладатися на автоматичне вирівнювання регіонів у процесі відбудови немає підстав: за відсутності цілеспрямованої просторової політики повоєнне відновлення відтворить довоєнну структуру диспропорцій. Наявність умовної конвергенції водночас указує на дієвий важіль: оскільки регіони наближаються

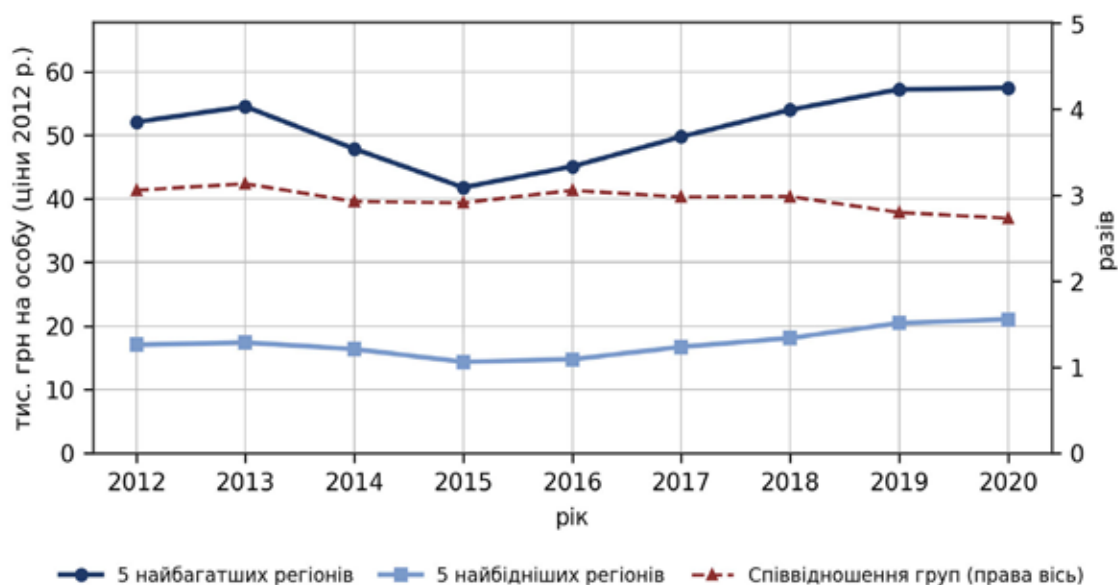


Рис. 3. Динаміка реального ВРП на особу у групах найбагатших і найбідніших регіонів, 2012–2020 рр.
Джерело: сформовано та розраховано авторами на основі [11–13]

до власних стаціонарних станів, політика має бути спрямована не на перерозподіл результату, а на зміну самих детермінант цих станів – інфраструктури, людського капіталу, галузевої структури. Період напівконвергенції у 14 років задає реалістичний часовий горизонт, у якому можна очікувати помітних зрушень.

Методичний висновок дослідження полягає у демонстрації того, що застосування динамічних панельних оцінювачів до вибірок із малим числом регіонів вимагає обов'язкової

перевірки: як GMM, так і інструментальні підходи дали в цьому випадку неправдоподібні результати, і лише аналітична корекція зміщення забезпечила економічно змістовну оцінку. Перспективи подальших досліджень пов'язані з розширенням набору детермінант стаціонарних станів, застосуванням просторових економетричних моделей, які враховують міжрегіональні ефекти сусідства, а також з оцінюванням структурного розлому 2022 р., щойно відповідна регіональна статистика стане доступною.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ:

1. Solow R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*. 1956. Vol. 70, No. 1. P. 65–94. DOI: <https://doi.org/10.2307/1884513>
2. Barro R. J., Sala-i-Martin X. Convergence. *Journal of Political Economy*. 1992. Vol. 100, No. 2. P. 223–251. DOI: <https://doi.org/10.1086/261816>
3. Islam N. Growth empirics: A panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*. 1995. Vol. 110, No. 4. P. 1127–1170. DOI: <https://doi.org/10.2307/2946651>
4. Nickell S. Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*. 1981. Vol. 49, No. 6. P. 1417–1426. DOI: <https://doi.org/10.2307/1911408>
5. Arellano M., Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*. 1991. Vol. 58, No. 2. P. 277–297. DOI: <https://doi.org/10.2307/2297968>
6. Blundell R., Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*. 1998. Vol. 87, No. 1. P. 115–143. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
7. Roodman D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*. 2009. Vol. 9, No. 1. P. 86–136. DOI: <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
8. Dhaene G., Jochmans K. Split-panel jackknife estimation of fixed-effect models. *The Review of Economic Studies*. 2015. Vol. 82, No. 3. P. 991–1030. DOI: <https://doi.org/10.1093/restud/rdv007>
9. Варналій З., Шевченко О., Кузьминчук Н. Оцінювання показників диспропорцій соціально-економічного розвитку регіонів України на основі конвергентно-дивергентних процесів. *Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. Економіка*. 2023. № 1 (222). С. 14–20. DOI: <https://doi.org/10.17721/1728-2667.2023/222-1/2>
10. Кравців В. С., Сторонянська І. З. Регіональна політика vs просторові зрушення економіки України: пошук відповідей на актуальні питання. *Вісник Національної академії наук України*. 2025. № 3. С. 29–38. DOI: <https://doi.org/10.15407/visn2025.03.029>
11. Валовий регіональний продукт : відкриті дані. Державна служба статистики України. URL: <https://data.gov.ua/dataset/b5b74954-eb45-4e0b-bdf0-273a881b636e>
12. Наявний дохід у розрахунку на одну особу по регіонах : відкриті дані. Державна служба статистики України. URL: <https://data.gov.ua/dataset/867fab08-62e3-4cb4-a067-9f1c30ae819d>
13. Капітальні інвестиції за регіонами : відкриті дані. Державна служба статистики України. URL: <https://data.gov.ua/dataset/435c4682-2faa-47d0-970d-2bc13985eb3b>

REFERENCES:

1. Solow R. M. (1956) A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, no. 1, pp. 65–94. Available at: <https://doi.org/10.2307/1884513>
2. Barro R. J., Sala-i-Martin X. (1992) Convergence. *Journal of Political Economy*, vol. 100, no. 2, pp. 223–251. Available at: <https://doi.org/10.1086/261816>
3. Islam N. (1995) Growth empirics: A panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, no. 4, pp. 1127–1170. Available at: <https://doi.org/10.2307/2946651>
4. S. (1981) Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, vol. 49, no. 6, pp. 1417–1426. Available at: <https://doi.org/10.2307/1911408>

5. Arellano M., Bond S. (1991) Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, vol. 58, no. 2, pp. 277–297. Available at: <https://doi.org/10.2307/2297968>
6. Blundell R., Bond S. (1998) Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, vol. 87, no. 1, pp. 115–143. Available at: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
7. Roodman D. (2009) How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, vol. 9, no. 1, pp. 86–136. Available at: <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
8. Dhaene G., Jochmans K. (2015) Split-panel jackknife estimation of fixed-effect models. *The Review of Economic Studies*, vol. 82, no. 3, pp. 991–1030. Available at: <https://doi.org/10.1093/restud/rdv007>
9. Varnalii Z., Shevchenko O., Kuzmynchuk N. (2023) Otsiniuvannia pokaznykiv dysproportsii sotsialno-ekonomichnoho rozvytku rehioniv Ukrainy na osnovi konverhentno-dyverhentnykh protsesiv [Evaluation of disparities in the socio-economic development of the regions of Ukraine on the basis of convergent-divergent processes]. *Visnyk Kyivskoho natsionalnoho universytetu imeni Tarasa Shevchenka. Ekonomika*, no. 1 (222), pp. 14–20. Available at: <https://doi.org/10.17721/1728-2667.2023/222-1/2> (in Ukrainian)
10. Kravtsiv V. S., Storonianska I. Z. (2025) Rehionalna polityka vs prostorovi zrushennia ekonomiky Ukrainy: poshuk vidpovidei na aktualni pytannia [Regional policy vs spatial shifts in Ukraine's economy: Searching for answers to current issues]. *Visnyk Natsionalnoi akademii nauk Ukrainy*, no. 3, pp. 29–38. Available at: <https://doi.org/10.15407/visn2025.03.029> (in Ukrainian)
11. Valovyi rehionalnyi produkt: vidkryti dani [Gross regional product: Open data]. State Statistics Service of Ukraine. Available at: <https://data.gov.ua/dataset/b5b74954-eb45-4e0b-bdf0-273a881b636e> (in Ukrainian)
12. Naiavnyi dokhid u rozrakhunku na odnu osobu po rehionakh: vidkryti dani [Disposable income per capita by region: Open data]. State Statistics Service of Ukraine. Available at: <https://data.gov.ua/dataset/867fab08-62e3-4cb4-a067-9f1c30ae819d> (in Ukrainian)
13. Kapitalni investytsii za rehionamy: vidkryti dani [Capital investment by region: Open data]. State Statistics Service of Ukraine. Available at: <https://data.gov.ua/dataset/435c4682-2faa-47d0-970d-2bc13985eb3b> (in Ukrainian)

Дата надходження статті: 17.07.2026

Дата прийняття статті до публікації: 28.09.2026

Дата публікації статті: 20.10.2026