Khrushch, Y. (2026). Typology of macroeconomic disbalances in post-war recovery: justifying the number of clusters and the stability of the classification. Management and Entrepreneurship: Trends of Development, 3(37), 151–167. https://doi.org/10.26661/2522-1566/2026-3/37-11

ОТРИМАНО:
20 Серпня 2026
ПРИЙНЯТО:
20 Вересня 2026
ВИПУСК:
20 Жовтня 2026

CC BY 4.0

УДК 330.101.541:519.237.8

DOI 10.26661/2522-1566/2026-3/37-11

ТИПОЛОГІЯ МАКРОЕКОНОМІЧНИХ ДИСБАЛАНСІВ ПОВОЄННОГО ВІДНОВЛЕННЯ: ОБҐРУНТУВАННЯ ЧИСЛА КЛАСТЕРІВ І СТІЙКІСТЬ КЛАСИФІКАЦІЇ

Хрущ Ю. І.*
Волинський національний університет імені Лесі Українки
м. Луцьк, Україна
ORCID 0009-0003-1790-3855

** Email автора для листування: info@yk-wood.com*

Анотація. Статтю присвячено перевірці стійкості кластерної типології траєкторій повоєнного відновлення та визначенню меж її інтерпретації. Одиницею спостереження є епізод відновлення: країна разом із п’ятирічним вікном стабілізації; масив містить 50 таких епізодів, серед них об’єднання Німеччини 1990–1994 років, східноазійські стабілізації Малайзії, Індонезії та Таїланду 1999–2003 років, суверенний дефолт Аргентини 2003–2007 років, іракський епізод 2004–2008 років, банківський колапс Ісландії 2010–2014 років та Україна 2000–2004 років. Кожен епізод описано дев’ятьма індикаторами макроекономічних дисбалансів на його вікні; ієрархічне розбиття методом Варда оцінено за трьома критеріями якості. Силуетний коефіцієнт зростає від 0,134 при k = 3 до 0,196 при k = 6 і знижується до 0,192 при k = 7, тобто шість кластерів є останнім поділом у дослідженому діапазоні, який ще покращує розділення. Кофенетична кореляція дорівнює 0,735, збіг ієрархічного розбиття з розв’язком k-means становить 56 %. Отримані значення вказують на обмежену якість класифікації. Сукупність епізодів відновлення неоднорідна, тоді як віднесення окремого прикордонного епізоду до конкретного кластера потребує додаткового обґрунтування. Запропоновано розрізняти два рівні висновків із кластерної типології: про наявність структури і про належність спостереження, застосовуючи до них різні докази. Зовнішня перевірка показала, що розбиття не відтворює поділу епізодів за типом шоку: скоригований індекс Ренда дорівнює 0,059, а постконфліктні епізоди відрізняються від посткризових лише за двома індикаторами з дев’яти, сальдом зовнішньої торгівлі та поточним рахунком. Початкові значення індикаторів на вікні стабілізації формуються дисбалансами воєнного періоду, тому надійність повоєнної типології обмежена точністю вимірювання саме воєнних дисбалансів. Для України еталонний профіль відновлення може слугувати орієнтиром, але не підставою для остаточної класифікації власної траєкторії, оскільки її вікно стабілізації ще не розпочалося.

Ключові слова: макроекономічні дисбаланси, воєнний період, повоєнне відновлення, кластерний аналіз, силуетний коефіцієнт, кофенетична кореляція, валідність класифікації, метод Варда.

JEL класифікація: C38, E32, O11, F44.

eISSN 2522-1566
ISSUE 3 (37), 2026

ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМИ

Типологія – перший крок майже кожного дослідження повоєнного відновлення. Країни розкладають на групи за глибиною спаду, швидкістю повернення до довоєнного рівня, структурою зовнішньої допомоги, і вже на цих групах будують рекомендації. Крок виглядає технічним. Насправді він визначає все, що буде далі: якщо розбиття нестійке, то нестійкі й усі висновки, які на нього спираються.

Проблема в тому, що показники якості розбиття публікують рідко. У переважній більшості прикладних економічних робіт читач бачить дендрограму, перелік країн у кожній групі та змістовну назву кластера – і не бачить жодного числа, яке дозволило б оцінити, наскільки це розділення реальне. Кластерний алгоритм завжди поверне результат. Метод Варда розіб'є на шість груп навіть повністю випадкові дані, а дендрограма виглядатиме цілком переконливо.

Для України надійність порівняльних орієнтирів має практичне значення. Потреби відновлення та економічні передумови його забезпечення розглядаються в оцінці Світового банку [14] та економічному огляді ОЕСР [6]. Якщо референтну групу визначено класифікацією, чия надійність невідома, то невідома й надійність самого порівняння.

Одразу уточнимо співвідношення двох періодів, бо воно визначає межі застосування наших результатів. Кластеризуються епізоди відновлення, тобто п'ятирічні вікна стабілізації після завершення шоку, і в цьому сенсі стаття належить до повоєнної частини проблематики. Але воєнний період входить у цю конструкцію не як фон, а як умова: дисбаланси, накопичені під час війни, задають початкові значення дев'яти індикаторів на першому році вікна, і тому саме вони визначають, до якого кластера епізод потрапить. Класифікація повоєнних траєкторій є, отже, класифікацією наслідків воєнного періоду, а не самостійним сюжетом.

Застосування результатів до України має часове обмеження. Україна перебуває у воєнному періоді, її вікно стабілізації ще не розпочалося, і значень дев'яти індикаторів для нього не існує. Тому в масиві Україна присутня епізодом 2000–2004 років як випадок виходу з трансформаційного спаду, а не з нинішньої війни. Віднесення сучасного українського епізоду до одного із шести кластерів потребуватиме даних за відповідне вікно стабілізації.

Поставимо питання конкретно, бо в загальному вигляді воно звучить абстрактно. Наш масив – 50 епізодів відновлення різних країн, від об'єднання Німеччини і східноазійської валютної кризи до банківського колапсу в Ісландії та іракського епізоду після руйнування державних інституцій. Кластерний алгоритм зводить частину цих випадків в одну групу, і саме таку групу потім використовують як референтну для України: якщо Україна належить до кластера, куди входять Аргентина, Бразилія, Індонезія і Малайзія, то з їхнього досвіду виводять орієнтири фіскальної та курсової політики. Питання, на яке ми відповідаємо, просте: чи достатньо надійне це групування, щоб на ньому будувати такий висновок.

Відповідь виявилася двоскладовою, і саме вона становить зміст статті. Наявність кількох якісно різних режимів відновлення показники якості підтверджують; належність конкретної країни до конкретного режиму – ні. Практичний наслідок для української практики полягає в тому, що еталонний профіль можна брати як орієнтир, але не можна оголошувати Україну «випадком типу такого-то» і виводити з цього рішення.

У статті розбиття епізодів відновлення перевірено трьома критеріями якості. Основну увагу зосереджено на стійкості класифікації та межах застосування отриманої типології.

АНАЛІЗ ДОСЛІДЖЕНЬ І ПУБЛІКАЦІЙ

Задача визначення числа груп у даних поставлена задовго до того, як кластерний аналіз потрапив до економіки. Thorndike [11] сформулював її як питання про те, де зупинити послідовне подрібнення, і вже тоді визнав, що формального критерію зупинки не існує. Ward

[13] запропонував агломеративну процедуру, яка на кожному кроці об'єднує пару груп із найменшим приростом внутрішньогрупової суми квадратів; саме вона й досі домінує в економічних застосуваннях завдяки схильності утворювати групи порівнянного розміру.

Критерії якості розбиття розвивалися окремою лінією. Caliński та Harabasz [2] запропонували відношення міжгрупової дисперсії до внутрішньогрупової, нормоване на число ступенів свободи. Rousseeuw [7] увів силуетний коефіцієнт – міру, що для кожного спостереження порівнює середню відстань до сусідів по кластеру із середньою відстанню до найближчого чужого кластера, і тим самим працює на рівні окремого об'єкта, а не лише всього розбиття. Tibshirani, Walther та Hastie [12] побудували gap-статистику, яка порівнює спостережену компактність груп із компактністю на штучно згенерованому однорідному масиві.

Окрему роль відіграє кофенетична кореляція, запропонована Sokal та Rohlf [10] як міра того, наскільки дендрограма зберігає вихідні відстані між об'єктами. Це діагностика іншого типу: вона перевіряє не якість поділу, а сумлінність самого дерева як стиснення матриці відстаней. Gower [4] показав, як конструювати коефіцієнти подібності для різнорідних за природою ознак, що прямо стосується економічних даних, де відсотки, частки ВВП і місяці імпорту співіснують в одному векторі.

Найважливіша для нас праця – порівняльне дослідження Milligan та Cooper [5], у якому тридцять критеріїв визначення числа кластерів перевірено на масивах із відомою структурою. Висновок авторів рідко цитують повністю: жоден критерій не був надійним на всіх типах даних, а розбіжність між критеріями сама по собі є інформацією про структуру. Ми беремо цю тезу як методологічну засаду.

В українській літературі кластерний аналіз застосовують широко, а перевіряють рідко. Геєць, Скрипниченко та Шумська [3] відстежують макроекономічні дисбаланси в Україні на основі MIP Scoreboard і модельно оцінюють їхній вплив на зростання, тобто працюють у логіці порогових значень, а не типології. Скорик [9] використовує кластерний аналіз зовнішньоекономічної діяльності для класифікації ринків, показуючи прикладну корисність методу на мікрорівні. Булик [1] розглядає стратегію повоєнного відновлення України через порівняння з досвідом інших країн, тобто спирається на неявну типологію, критеріїв побудови якої не наводить. Цей розрив між поширеністю методу і рідкістю його перевірки ми й маємо на увазі.

ФОРМУЛЮВАННЯ ЦІЛЕЙ СТАТТІ ТА ПОСТАНОВКА ЗАВДАННЯ

Мета статті – оцінити стійкість кластерної типології макроекономічних дисбалансів повоєнного відновлення, сформованих під впливом дисбалансів воєнного періоду, і встановити, які саме висновки показники якості цієї типології дозволяють робити, а які – ні.

Ми ставимо три завдання. Перше: побудувати профіль силуетного коефіцієнта за числом кластерів і показати, що вибір $k = 6$ випливає з послідовності значень, а не з одного числа. Друге: перевірити розбиття двома незалежними критеріями – кофенетичною кореляцією та збігом із розв'язком k-means. Третє: сформулювати розмежування між висновком про наявність структури і висновком про належність окремого епізоду та закріпити його у вигляді таблиці рішень.

МЕТОДОЛОГІЯ

Об'єкти класифікації

Одиницею спостереження в нас є не країна і не рік, а епізод відновлення – пара «країна плюс п'ятирічне вікно стабілізації, яке починається роком виходу з шоку». Це не формальність: одна країна може дати кілька епізодів, якщо проходила відновлення більше ніж один раз, і такі епізоди трактуються незалежно один від одного.

Усього вибірка містить 50 епізодів післявоєнного та посткризового відновлення. Критеріїв включення три: задокументований макроекономічний шок – збройний конфлікт, суверенний дефолт, валютна або банківська криза, глибока трансформаційна перебудова; наявність порівнюваної річної статистики за всіма дев'ятьма індикаторами; завершеність п'ятирічного вікна до кінця 2023 року.

Повний перелік п'ятдесяти епізодів подано в таблиці 1.

Таблиця 1

Повний склад вибірки: 50 епізодів відновлення

№	Країна	Вікно	№	Країна	Вікно
1	Німеччина	1990–1994	26	Чорногорія	2006–2010
2	Японія	1990–1994	27	Вірменія*	1995–1999
3	Південна Корея	1980–1984	28	Азербайджан*	1996–2000
4	Ізраїль*	1985–1989	29	Казахстан	2000–2004
5	В'єтнам*	1990–1994	30	Україна	2000–2004
6	Боснія і Герцеговина*	1996–2000	31	Туреччина	2002–2006
7	Хорватія*	1996–2000	32	Греція	2015–2019
8	Грузія*	2004–2008	33	Ірландія	2011–2015
9	Руанда*	1996–2000	34	Португалія	2013–2017
10	Ліван*	2019–2023	35	Іспанія	2013–2017
11	Ірак*	2004–2008	36	Ісландія	2010–2014
12	Сирія*	2011–2015	37	Кіпр	2014–2018
13	Польща	1992–1996	38	Аргентина	2003–2007
14	Естонія	1995–1999	39	Бразилія	2003–2007
15	Латвія	2010–2014	40	Мексика	1996–2000
16	Литва	2010–2014	41	Чилі	1985–1989
17	Словаччина	1994–1998	42	Перу	1993–1997
18	Чехія	1993–1997	43	Колумбія*	2003–2007
19	Румунія	1999–2003	44	Індонезія	1999–2003
20	Болгарія	1997–2001	45	Таїланд	1999–2003
21	Сербія*	2001–2005	46	Малайзія	1999–2003
22	Північна Македонія*	2002–2006	47	Філіппіни	2001–2005
23	Албанія	1998–2002	48	Шрі-Ланка*	2010–2014
24	Косово*	2000–2004	49	Мозамбік*	1995–1999
25	Молдова	2000–2004	50	Уганда*	1993–1997

Примітка: Зірочкою позначено вісімнадцять постконфліктних епізодів, у яких вікно стабілізації настає після завершення або деескалації великого збройного конфлікту на території країни.

Джерело: складено автором.

Вибірка навмисно не обмежена одним типом шоку, і на цьому варто зупинитися окремо, бо саме тут лежить головне методологічне рішення роботи. Тема дисертаційного дослідження – воєнний і повоєнний періоди, тому природним здавалося б узяти лише постконфліктні епізоди. Ми цього не робимо з двох причин.

Перша причина змістова. Дев'ять індикаторів, за якими ми описуємо епізод, вимірюють стан макроекономічних контурів – грошового, зовнішнього, реального та фіскального. Вони не містять інформації про природу події, яка цей стан спричинила. Тому питання, чи утворює воєнний шок окремий макроекономічний режим, є емпіричним, а не термінологічним, і

відповісти на нього можна лише за наявності в масиві невоєнних епізодів для порівняння. Обмеживши вибірку війнами, ми позбавили б себе контрольної групи й не змогли б відрізнити властивість воєнного відновлення від властивості відновлення взагалі.

Друга причина технічна. Постконфліктних епізодів із повною річною статистикою за дев'ятьма індикаторами в нашому масиві вісімнадцять. Для ієрархічної кластеризації в дев'ятивимірному просторі це замало: число ознак стає порівнянним із числом об'єктів, і показники якості розбиття втрачають зміст. Стаття про надійність класифікації на такій підвибірці закінчилася б висновком, що класифікація неможлива.

Тому масив складається з вісімнадцяти постконфліктних епізодів, які утворюють ядро дослідження, і тридцяти двох посткризових та трансформаційних епізодів, які виконують роль контрольної групи. Поділ на ці дві сукупності виконано нами за країною та періодом епізоду: до постконфліктних віднесено випадки, у яких вікно стабілізації настає безпосередньо після завершення або деескалації великого збройного конфлікту на території країни. Це авторське кодування, а не запозичена з бази даних мітка, і межа між деескалацією та продовженням конфлікту низької інтенсивності у кількох випадках дискусійна. Перевірку того, чи розділяє класифікація ці дві сукупності, ми виносимо в окремий підрозділ результатів; поки що зазначимо лише, що жодної інформації про тип шоку алгоритм не отримує.

Позначка постконфліктного статусу використовується далі лише як зовнішня перевірочна ознака: у матрицю відстаней вона не входить.

Процедура методу Варда

Процедура кластеризації охоплює стандартизацію ознак, розрахунок відстаней та ієрархічне об'єднання епізодів.

Спершу кожен епізод перетворюється на вектор із дев'яти чисел. Далі всі дев'ять ознак стандартизуються: із кожного значення відраховується середнє по вибірці, а результат ділиться на стандартне відхилення. Крок обов'язковий і не є формальністю: індикатори виміряні у відсотках, частках ВВП, місяцях імпорту та безрозмірному коефіцієнті, тому на нестандартизованих даних евклідова відстань визначалася б переважно тими ознаками, що мають найбільший числовий масштаб. На стандартизованих даних кожна ознака входить у метрику з однаковою вагою.

Потім будується матриця евклідових відстаней між усіма парами епізодів – 1225 відстаней для 50 об'єктів. На цій матриці працює агломеративна процедура Варда [13]. Спочатку кожен епізод утворює власний кластер. На кожному кроці процедура перебирає всі пари наявних кластерів і обчислює, наскільки зросте загальна внутрішньогрупова сума квадратів відстаней до центроїдів, якщо цю пару об'єднати. Об'єднується та пара, для якої приріст найменший. Крок повторюється, поки всі об'єкти не зіллються в один кластер; послідовність об'єднань і утворює дендрограму.

Критерій найменшого приросту внутрішньогрупової дисперсії має побічний наслідок, про який у прикладних роботах згадують рідко: метод Варда схильний утворювати кластери порівнянного розміру і погано виявляє малі відособлені групи. Це не дефект, а властивість критерію, і вона впливає на інтерпретацію нашого результату.

Розбиття на конкретне число груп отримується розрізанням дендрограми на відповідній висоті. Саме вибір цієї висоти, тобто числа k, і є першим питанням, яке ми перевіряємо в розділі результатів. Дендрограма при цьому лишається однією й тією самою: розрізи на різних висотах не є різними моделями, вони є різними рівнями деталізації одного дерева.

Розрахунки виконано мовою Python із використанням бібліотек scipy та scikit-learn; для порівняльного розв'язку методом k-means зафіксовано початкове значення генератора випадкових чисел, щоб результат відтворювався.

Отримане розбиття

Розрізання дендрограми на шість груп дає розподіл, наведений у таблиці 2.

Таблиця 2

Повний склад шести кластерів за результатами розбиття методом Варда

Кластер	Епізодів	Склад
1	2	Ліван 2019–2023; Вірменія 1995–1999
2	4	Боснія і Герцеговина 1996–2000; Грузія 2004–2008; Чорногорія 2006–2010; Азербайджан 1996–2000
3	19	Японія 1990–1994; Південна Корея 1980–1984; В'єтнам 1990–1994; Руанда 1996–2000; Польща 1992–1996; Естонія 1995–1999; Словаччина 1994–1998; Чехія 1993–1997; Румунія 1999–2003; Албанія 1998–2002; Молдова 2000–2004; Казахстан 2000–2004; Туреччина 2002–2006; Мексика 1996–2000; Чилі 1985–1989; Перу 1993–1997; Шрі-Ланка 2010–2014; Мозамбік 1995–1999; Уганда 1993–1997
4	11	Німеччина 1990–1994; Ірак 2004–2008; Україна 2000–2004; Ісландія 2010–2014; Аргентина 2003–2007; Бразилія 2003–2007; Колумбія 2003–2007; Індонезія 1999–2003; Таїланд 1999–2003; Малайзія 1999–2003; Філіппіни 2001–2005
5	4	Ізраїль 1985–1989; Сирія 2011–2015; Болгарія 1997–2001; Сербія 2001–2005
6	10	Хорватія 1996–2000; Латвія 2010–2014; Литва 2010–2014; Північна Македонія 2002–2006; Косово 2000–2004; Греція 2015–2019; Ірландія 2011–2015; Португалія 2013–2017; Іспанія 2013–2017; Кіпр 2014–2018

Джерело: розраховано автором.

На це розбиття варто подивитися, перш ніж переходити до показників якості. Розміри груп украй нерівні: у найбільшому кластері 19 епізодів, у найменшому – два. Кластер 6 має прозоре змістове прочитання: це майже цілком європейські країни з високими доходами, які проходили боргову або балансову кризу в межах спільної валюти чи жорсткої курсової прив'язки. Кластер 3 такого прочитання не має – у ньому сусідять Японія, Руанда, Чилі та Уганда, і спільним у них є лише конфігурація дев'яти індикаторів. Номери кластерів довільні: вони присвоюються алгоритмом і не означають ні рангу, ні порядку.

Звідки взято еталонний кластер

Вибір еталонного кластера потребує окремого критерію. Кластерний аналіз групує епізоди, але не впорядковує групи за успішністю. Тому після кластеризації застосовано процедуру порівняння середніх профілів за композитним показником.

Ми обчислили середній профіль кожного кластера за дев'ятьма індикаторами (таблиця 3), потім стандартизували ці профілі по стовпцях, щоб індикатори з різними одиницями вимірювання мали однакову вагу, і додали їх із заздалегідь заданими знаками. Знак відображає напрям, у якому індикатор пов'язаний з успішністю відновлення: інфляція, безробіття та накопичена девальвація входять зі знаком мінус, сальдо поточного рахунку, сальдо зовнішньої торгівлі, реальне зростання, валове нагромадження капіталу та резерви – зі знаком плюс. Державне споживання входить з нульовою вагою: його рівень сам собою не є ні ознакою успіху, ні ознакою провалу, і приписати йому напрям без додаткової теорії ми не можемо.

Таблиця 3

Середні профілі шести кластерів за дев'ятьма індикаторами дисбалансів

Індикатор	Кластер 1	Кластер 2	Кластер 3	Кластер 4	Кластер 5	Кластер 6
Інфляція (максимум по вікну), % річних	5,29	2,57	3,10	2,33	5,24	1,16
Сальдо поточного рахунку, % ВВП	−20,76	−19,48	−4,17	+3,67	−0,99	−1,45
Безробіття, %	10,68	16,94	7,60	7,41	14,88	17,57
Сальдо зовнішньої торгівлі, % ВВП	−32,60	−34,41	−7,92	+5,21	−11,80	−0,44
Реальне зростання, % річних	−1,00	10,86	6,53	5,78	−1,26	3,21
Валове нагромадження капіталу, % ВВП	11,30	29,23	25,41	19,18	15,92	18,26
Міжнародні резерви, місяців імпорту	11,02	2,00	3,96	5,73	4,41	2,36
Державне споживання, % ВВП	9,36	18,74	14,44	15,38	22,10	18,58
Накопичена девальвація за вікно, коефіцієнт	5,10	1,19	2,42	0,85	3,39	1,95
Кількість епізодів	2	4	19	11	4	10

Джерело: розраховано автором.

Композит дає таке впорядкування кластерів: № 4 – +5,97; № 3 – +3,24; № 6 – +0,74; № 2 – −0,17; № 5 – −3,78; № 1 – −6,00. Еталонним є кластер 4, і відрив від наступного за ним кластера 3 становить 2,73 одиниці, тобто результат не є прикордонним і не змінився б від невеликої зміни ваг.

Зрозуміти, чому виграв саме він, можна безпосередньо з таблиці 3. Кластер 4 – єдиний із шести, у якого одночасно позитивне сальдо поточного рахунку, +3,67 % ВВП, і позитивне сальдо зовнішньої торгівлі, +5,21 % ВВП: відновлення в цих епізодах не фінансувалося зростанням зовнішнього дефіциту. Він має найнижчу накопичену девальвацію, 0,85, і найнижче безробіття, 7,41 %, за реального зростання 5,78 % річних. Найбільший запас резервів, 11,02 місяця, має кластер 1, але це не ознака міцності, а наслідок обвалу імпорту: у того ж кластера сальдо торгівлі −32,60 % ВВП і зростання −1,00 %. Кластер 2 має найвище зростання, 10,86 %, і найвище нагромадження капіталу, 29,23 % ВВП, однак за сальдо торгівлі −34,41 % ВВП, тобто за рахунок зовнішнього дефіциту граничного розміру. Кластер 6 має найнижчу інфляцію, 1,16 %, але найгірше серед шести безробіття, 17,57 %.

Результат упорядкування залежить від заданих знаків у композиті: за інших теоретичних передумов порядок кластерів може змінитися. Кластер 4 має найвище значення за прийнятим правилом, яке можна відтворити за таблицею 3; це не означає його успішності в абсолютному сенсі. На відміну від експертного вибору референтної групи, застосоване правило допускає перевірку та аналіз чутливості.

Склад еталонного кластера наведено в таблиці 4.

Таблиця 4

Склад еталонного кластера № 4

Країна	Вікно стабілізації	Постконфліктний епізод
Німеччина	1990–1994	ні
Малайзія	1999–2003	ні
Індонезія	1999–2003	ні
Таїланд	1999–2003	ні
Україна	2000–2004	ні
Філіппіни	2001–2005	ні
Аргентина	2003–2007	ні
Бразилія	2003–2007	ні
Колумбія	2003–2007	так
Ірак	2004–2008	так
Ісландія	2010–2014	ні

Джерело: складено автором за результатами кластеризації.

Цей перелік варто розглянути уважно, бо він відразу показує, про що йдеться. Алгоритм поставив в одну групу об'єднання Німеччини, іракський епізод після руйнування державних інституцій, ісландський банківський колапс і східноазійську четвірку. Жодна регіональна чи політична таксономія цього б не зробила. Спільним у цих одинадцяти випадках є конфігурація дев'яти індикаторів, а не історія. Саме тому питання про надійність такого групування стає центральним: якщо показники якості слабкі, перед нами може бути артефакт алгоритму, а не режим. Окремо зафіксуємо склад кластера за постконфліктною ознакою: із одинадцяти епізодів лише два, Колумбія 2003–2007 і Ірак 2004–2008, є постконфліктними. Наслідки цього для застосування еталонного профілю до України ми розглядаємо в результатах.

Склад решти п'яти кластерів тут не розглядається: предмет цієї статті – надійність розбиття як такого, а не змістова характеристика кожної групи. Україна 2000–2004 років потрапила до цього ж кластера, і це окремо цікавий факт, але робити з нього висновок про поточну траєкторію ми не будемо, і причину пояснимо в підрозділі про клас припустимих висновків.

Система ознак і дані

Кожен епізод описано дев'ятьма індикаторами макроекономічних дисбалансів, виміряними на його п'ятирічному вікні: інфляція за індексом споживчих цін (максимум по вікну, % річних), сальдо поточного рахунку (% ВВП), безробіття (%), сальдо зовнішньої торгівлі (% ВВП), реальне зростання (% річних), валове нагромадження основного капіталу (% ВВП), міжнародні резерви (місяців імпорту), державне споживання (% ВВП) та накопичена девальвація за вікно (коефіцієнт).

Дані річні, зі статистики Світового банку, МВФ і Держстату; квартальних рядів і темпорального розукрупнення ми свідомо не застосовуємо, бо річна періодичність – єдина, доступна на всьому історичному проміжку вибірки. Для України масив охоплює 1996–2023 роки, 28 річних спостережень, 2,7 % значень інтерпольовано. Питання коректності роботи з пропусками ми трактуємо в межах класифікації механізмів відсутності даних за Rubin [8]: інтерполяція припустима лише за відсутності залежності пропуску від самого значення, і частка 2,7 % робить цей ризик малим, але не нульовим.

Змістове обґрунтування самої дев'ятивимірної системи вимірювання ми подали в окремій праці й тут не повторюємо.

Деталі побудови масиву та змістовне обґрунтування дев'ятивимірної системи вимірювання ми описали в попередніх працях і тут не повторюємо; предметом цієї статті є виключно перевірка стійкості розбиття.

Перед кластеризацією всі дев'ять індикаторів стандартизовано. Це не формальність. Вони виміряні у відсотках, частках ВВП, місяцях імпорту та безрозмірному відношенні, тож евклідова відстань на сирих значеннях дала б інфляції фактичну монополію на визначення структури. Розбиття будували методом Варда на евклідовій метриці.

Якість розбиття оцінювали трьома незалежними інструментами.

Силуетний коефіцієнт за Rousseeuw [7] для кожного спостереження обчислюють як

$$s(i)=b(i)-a(i)\max\{a(i), b(i)\}$$

де a(i) – середня відстань від об'єкта i до решти об'єктів свого кластера, b(i) – мінімальна із середніх відстаней до об'єктів кожного чужого кластера. Значення змінюється в межах від −1 до +1; загальний показник розбиття – середнє s(i) по всіх спостереженнях. Ми обчислювали його для k від 3 до 7.

Кофенетична кореляція за Sokal та Rohlf [10] – це коефіцієнт кореляції Пірсона між елементами вихідної матриці відстаней і кофенетичними відстанями, тобто висотами злиття пар об'єктів на дендрограмі. Вона відповідає на інше питання, ніж силует: не наскільки добре розділені групи, а наскільки дерево взагалі відтворює вихідну геометрію даних.

Третя перевірка – зовнішня. Ми оцінили розв'язок k-means на тих самих стандартизованих даних при тому самому k і виміряли частку епізодів, які обидва методи віднесли до відповідних одна одній груп. Логіка тут та сама, що у Milligan та Cooper [5]: якщо структура реальна, різні за принципом алгоритми мають її знаходити; розбіжність є сигналом, а не технічною похибкою.

ВИКЛАД ОСНОВНОГО МАТЕРІАЛУ ДОСЛІДЖЕННЯ

Профіль силуетного коефіцієнта

Ключова відмінність нашого підходу від звичної практики полягає в тому, що ми не повідомляємо одне значення силуету для обраного розбиття, а розглядаємо всю послідовність. Результати наведено в таблиці 5 і на рисунку 1.

Таблиця 5

Силуетний коефіцієнт розбиття 50 епізодів відновлення за числом кластерів

Число кластерів k	Силуетний коефіцієнт	Приріст до попереднього k	Рішення
3	0,134	–	поділ надто грубий
4	0,162	+0,028	покращення
5	0,176	+0,014	покращення сповільнюється
6	0,196	+0,020	максимум, обране рішення
7	0,192	−0,004	подрібнення погіршує розділення

Джерело: розраховано автором за річними даними Світового банку, МВФ і Держстату України.

eISSN 2522-1566
ISSUE 3 (37), 2026

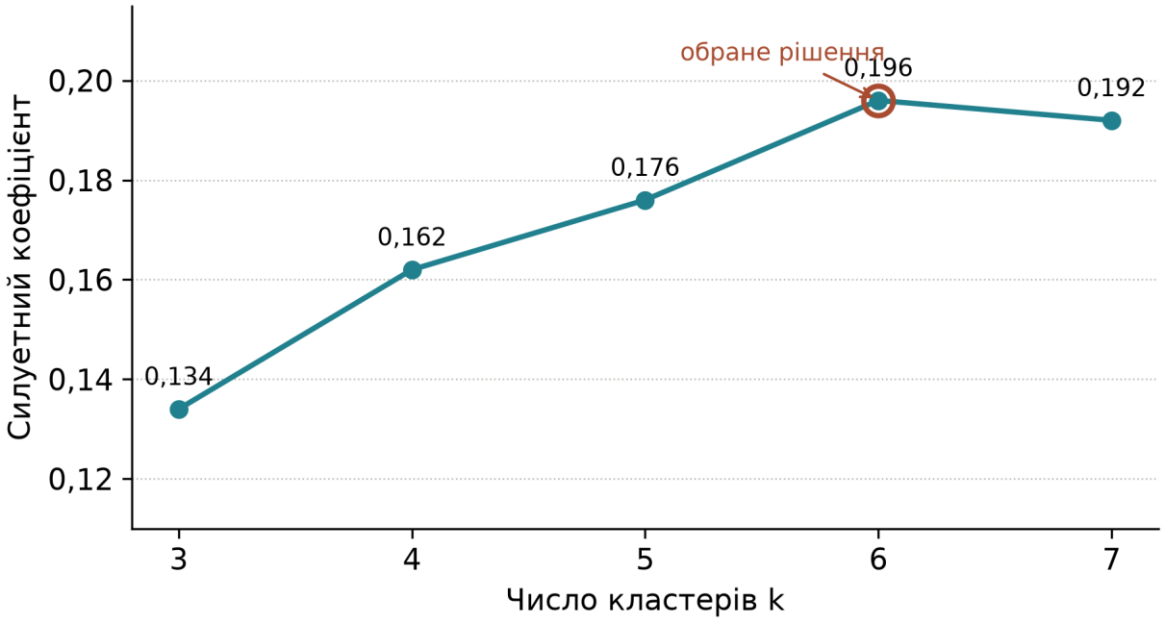


Рис. 1. Залежність силуетного коефіцієнта від числа кластерів

Джерело: побудовано автором.

Форма профілю важливіша за його висоту. Від трьох до шести кластерів показник монотонно зростає, при семи – вперше падає. Шість, отже, є останнім поділом, який ще покращує розділення, і саме ця властивість, а не абсолютна величина 0,196, обґрунтовує вибір. Якби ми навели тільки фінальне число, читач не мав би змоги відрізнити справжній максимум від довільно обраної точки на плато.

Відстань між сусідніми значеннями мала: різниця між рішеннями при k = 6 і k = 7 становить лише 0,004. Отже, шестикластерне розбиття не є єдиним обґрунтованим варіантом; семикластерне поступається йому мінімально. Незначна перевага за силуетним коефіцієнтом обмежує силу подальших тверджень.

Три критерії поруч

Силует вимірює розділення груп, кофенетична кореляція характеризує точність відтворення відстаней деревом, а збіг із k-means відображає відтворюваність структури іншим алгоритмом. Зіставлення трьох результатів наведено в таблиці 6 і на рисунку 2.

Таблиця 6

Показники якості кластерного розбиття та їхня інтерпретація

Критерій	Значення	Що вимірює	Оцінка
Силуетний коефіцієнт при k = 6	0,196	розділення груп у просторі ознак	слабке розділення, структура наявна
Кофенетична кореляція	0,735	збереження вихідних відстаней дендрограмою	помірна, дерево відтворює геометрію з втратами
Збіг з розв’язком k-means	56 %	відтворюваність іншим алгоритмом	часткова, майже половина епізодів переходить

Джерело: розраховано автором.

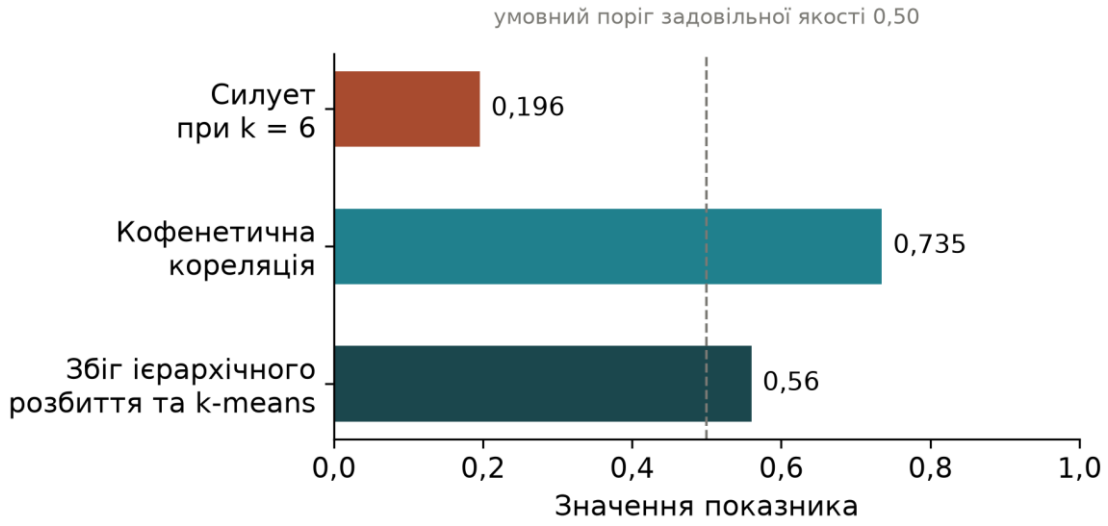


Рис. 2. Показники якості класифікації у зіставленні з умовним порогом задовільної якості
Джерело: побудовано автором.

Жодне зі значень не є високим. Силует 0,196 у прийнятих у літературі шкалах відповідає слабкому розділенню. Кофенетична кореляція 0,735 говорить, що дендрограма зберігає вихідні відстані лише частково. Збіг 56 % означає, що майже кожен другий епізод змінює групу при переході до іншого алгоритму. Окреме наведення кофенетичної кореляції не характеризувало б усіх аспектів якості розбиття. Три критерії вимірюють різні властивості, а їх зіставлення дає змогу визначити межі надійності класифікації.

Чи відповідає класифікація типу шоку

Дотепер ми перевіряли розбиття зсередини – його власними показниками якості. Тепер перевіримо його зовні, зіставивши з ознакою, яка в кластеризації не брала участі: чи є епізод постконфліктним. Це найважливіша для теми дисертаційного дослідження перевірка, бо від її результату залежить, чи можна взагалі переносити висновки, отримані на змішаному масиві, на воєнний і повоєнний контекст України. Почнемо з прямого порівняння індикаторів у двох сукупностях – вісімнадцяти постконфліктних епізодах і тридцяти двох посткризових (таблиця 7).

Таблиця 7

Порівняння постконфліктних і посткризових епізодів за дев'ятьма індикаторами дисбалансів

Індикатор	Постконфліктні (n = 18)	Посткризові (n = 32)	p
Інфляція (максимум по вікну), % річних	12,02	13,42	0,271
Сальдо поточного рахунку, % ВВП	−5,21	−2,02	0,015
Безробіття, %	11,65	10,18	0,863
Сальдо зовнішньої торгівлі, % ВВП	−18,63	−0,04	0,000
Реальне зростання, % річних	7,12	4,89	0,095
Валове нагромадження капіталу, % ВВП	19,14	20,20	0,384
Міжнародні резерви, місяців імпорту	3,33	3,40	0,777
Державне споживання, % ВВП	14,74	16,59	0,656
Накопичена девальвація за вікно, %	18,95	8,96	0,708

Примітка: Наведено медіани; p – рівень значущості різниці за критерієм Манна–Уітні.
Джерело: розраховано автором.

Оскільки розподіли дисбалансів мають важкі хвости, порівнюємо медіани, а значущість різниці оцінюємо непараметричним критерієм Манна–Уітні.За сімома індикаторами з дев'яти статистично значущих відмінностей між постконфліктними та посткризовими епізодами не виявлено. Це стосується інфляції, безробіття, реального зростання, нагромадження капіталу, резервів, державного споживання та накопиченої девальвації. Медіана девальвації у постконфліктних епізодах удвічі вища, 18,95 проти 8,96 %, однак p = 0,708: за наявного внутрішньогрупового розкиду ця різниця не є статистично значущою.

Різниця зосереджена в зовнішньому контурі й там вона велика. Сальдо зовнішньої торгівлі: −18,63 % ВВП проти нуля, p < 0,001. Сальдо поточного рахунку: −5,21 проти −2,02 % ВВП, p = 0,015. Тобто постконфліктне відновлення відрізняється від посткризового не глибиною спаду, не інфляцією і не станом ринку праці, а тим, що воно на порядок більше опирається на зовнішнє фінансування імпорту. Змістовно це зрозуміло: відбудова фізично зруйнованих активів вимагає імпорту капітальних товарів, якого внутрішнє виробництво дати не може, тоді як посткризова стабілізація здебільшого відбувається на наявних виробничих потужностях.

Друга перевірка – чи відтворює кластерне розбиття цей поділ. Скоригований індекс Ренда між розбиттям на шість груп і бінарною ознакою постконфліктного статусу дорівнює **0,059** при нулі для випадкового збігу та одиниці для повного. Тобто алгоритм, який про тип шоку не знав нічого, і не відтворив його. Розподіл постконфліктних епізодів по кластерах подано в таблиці 8.

Постконфліктні епізоди присутні в усіх шести кластерах, однак розподілені нерівномірно. У кластерах 1, 2 і 5 вони становлять від 75 до 100 %, і це саме ті кластери, у яких сальдо зовнішньої торгівлі найгірше: −32,60, −34,41 та −11,80 % ВВП відповідно. Тобто там, де воєнні епізоди концентруються, їх об'єднує не війна як подія, а той стан зовнішнього контуру, який вона створює. Це узгоджується з таблицею 7 і підтверджує її з іншого боку.

Таблиця 8

Розподіл постконфліктних епізодів за кластерами

Кластер	Постконфліктних	Посткризових	Частка постконфліктних, %
1	2	0	100
2	3	1	75
3	5	14	26
4 (еталонний)	2	9	18
5	3	1	75
6	3	7	30

Джерело: розраховано автором.

Отримані результати дають підстави сформулювати три висновки.

Перший. Воєнний шок не утворює окремого макроекономічного режиму. Він зсуває зовнішній контур і майже не зсуває решту. Тому класифікувати епізоди відновлення за типом породжуючої події методологічно неправильно: подія не визначає конфігурацію дисбалансів, і наш масив це показує числом, а не міркуванням. Одиницею спостереження має бути вікно стабілізації, а не війна.

Другий. Це виправдовує конструкцію нашої вибірки постфактум. Якби кластери збігалися з поділом на постконфліктні та посткризові епізоди, індекс Ренда був би високим, а це означало б, що дев'ять індикаторів вимірюють подію, а не стан економіки, і всю систему ознак треба було б переглядати. Значення 0,059 знімає це заперечення.

Третій. Еталонний кластер на 82 % складається з посткризових епізодів: постконфліктних у ньому лише два з одинадцяти. Отже, коли ми пропонуємо його середній профіль як нормативний орієнтир для повоєнної України, ми пропонуємо орієнтир, отриманий переважно на невоєнних відновленнях. За сімома індикаторами з дев'яти таке перенесення допустиме, бо групи за ними не відрізняються. За двома – сальдо зовнішньої торгівлі та сальдо поточного рахунку – воно неприпустиме без поправки: вимагати від повоєнної України позитивного торговельного сальда +5,21 % ВВП на першому п'ятиріччі означає вимагати того, чого не досягав жоден постконфліктний епізод у нашому масиві. Для цих двох цілей еталонний профіль потребує коригування на постконфліктний статус, і розмір коригування можна оцінити з таблиці 7 – приблизно вісімнадцять пунктів ВВП за торговельним сальдом і три пункти за поточним рахунком.

Що ці числа дозволяють стверджувати

Головна теза статті полягає в розрізненні двох типів висновків, які кластерна типологія дає з різною надійністю. Перший – про наявність структури в сукупності. Другий – про належність конкретного спостереження до конкретної групи. Ці твердження зазвичай подають разом, хоча докази під ними різні за силою.

Наведені показники впевнено підтверджують перше. Якби 50 епізодів були однорідною сукупністю, силует не зростав би монотонно від k = 3 до k = 6, а коливався б без вираженого максимуму; кофенетична кореляція 0,735 була б помітно нижчою; збіг двох алгоритмічно різних методів на рівні 56 % істотно перевищує випадковий. Отже, епізоди повоєнного відновлення справді розпадаються на якісно відмінні режими, і твердження «країни виходять із війни по-різному» має емпіричну основу, а не лише риторичну.

Друге твердження ті самі числа не витримують. Збіг 56 % прямо означає, що для значної частини епізодів мітка кластера залежить від вибору алгоритму. Слабке розділення при силуеті 0,196 говорить, що межі між групами розмиті, а не чіткі. Приписувати конкретній країні членство в конкретному кластері на такій підставі – методологічна помилка, навіть якщо алгоритм таке членство видав.

Таблиця 9 фіксує це розмежування у придатному для практики вигляді.

Таблиця 9

Клас висновків, який підтримується наявними показниками якості

Твердження	Підтримується	На якій підставі
Сукупність епізодів відновлення неоднорідна	так	монотонне зростання силуету до k = 6; кофенетична 0,735; збіг 56 % вище випадкового
Оптимальне число режимів дорівнює шести	умовно	максимум силуету, але перевага над k = 7 лише 0,004
Профіль успішного кластера придатний як орієнтир	так	профіль є середнім по 11 епізодах, а не міткою окремої країни
Конкретний епізод належить до конкретного кластера	ні	збіг з k-means лише 56 %, розділення слабке
Країну можна перекласифікувати за зміною індикаторів	ні	межі груп розмиті, зсув мітки не інтерпретований

Джерело: складено автором.

Практичний наслідок для досліджень українського відновлення прямий. Еталонний профіль успішного кластера – усереднення по одинадцяти епізодах, і його стійкість забезпечена саме усередненням; таким орієнтиром користуватися можна. Але висновок на

кшталт «Україна за підсумками року перейшла з одного кластера до іншого» наявні дані не підтримують, і будувати на ньому оцінку політики не можна.

Обмеження

Дослідження має чотири основні обмеження.

Вибірка з 50 епізодів не є випадковою: це задокументовані випадки відновлення, за якими збереглася придатна статистика. Країни, де статистичну систему зруйновано війною, до масиву не потрапили, і ця неповнота зміщує вибірку в бік відносно успішних випадків.

Річна періодичність прибирає внутрішньорічну динаміку. Дисбаланс, який відкривається і закривається в межах календарного року, за побудовою невидимий, і правило максимуму для інфляції компенсує цю втрату лише частково.

П'ятирічне вікно стабілізації – умовність, продиктована доступністю даних, а не теорією. Оцінки на його межах найменш надійні.

Стійкість перевірено трьома критеріями без бутстрепу з повторним семплюванням епізодів. Така перевірка дала б розподіл силуету замість точкового значення та дозволила б оцінити значущість відмінності між 0,196 і 0,192. Бутстреп-оцінювання становить напрям подальших досліджень.

ВИСНОВКИ

Ми перевірили стійкість кластерної типології макроекономічних дисбалансів повоєнного відновлення трьома незалежними критеріями й отримали помірні результати: силует 0,196 при обраних шести кластерах, кофенетична кореляція 0,735, збіг із k-means 56 %.

Головний висновок методологічний. Показники такого рівня надійно підтверджують, що сукупність епізодів відновлення неоднорідна, і не підтверджують віднесення окремого епізоду до окремого кластера. Ці два твердження в прикладній літературі подають разом, спираючи обидва на одну дендрограму, – і саме тут виникає більшість неспроможних інтерпретацій.

Обґрунтування числа кластерів має спиратися на послідовність значень, а не на одне число. Профіль силуету, що монотонно зростає від 0,134 до 0,196 і потім знижується, є набагато сильнішим аргументом на користь шести груп, ніж саме значення 0,196, яке в ізоляції виглядає непереконливо.

Окремий результат дала зовнішня перевірка розбиття. Постконфліктні епізоди не відрізняються від посткризових за сімома індикаторами з дев'яти, а кластерне розбиття не відтворює поділу за типом шоку: скоригований індекс Ренда дорівнює 0,059. Воєнний шок зсуває зовнішній контур – сальдо торгівлі −18,63 проти −0,04 % ВВП – і майже не зсуває решту. Звідси практичний наслідок для роботи з еталонним профілем: перенесення його цілей на повоєнну Україну виправдане за сімома індикаторами й потребує поправки за двома, бо еталонний кластер на 82 % складається з посткризових епізодів.

Окремо підкреслимо співвідношення двох періодів. Оскільки початкові значення індикаторів на вікні стабілізації формуються дисбалансами воєнного періоду, надійність повоєнної типології обмежена насамперед точністю вимірювання воєнних дисбалансів. Кластер відновлення – це не властивість повоєнної політики окремо, а спільний результат того, з яким станом економіка вийшла з війни, і того, що робилося далі. Розділити ці два внески в межах кластерного підходу неможливо, і ми цього не робимо.

Для дослідження повоєнного відновлення України це означає конкретне правило роботи. Еталонний профіль успішного кластера, як усереднення по одинадцяти епізодах, придатний для використання як нормативний орієнтир. Класифікаційні твердження щодо самої України – ні.

Найближчий напрям продовження – бутстреп-оцінка розподілу силуетного коефіцієнта, яка дозволить перевірити, чи є перевага шестикластерного розв'язку над семикластерним статистично значущою, чи лежить у межах вибіркового шуму.

Khrushch, Y. (2026). Typology of macroeconomic disbalances in post-war recovery: justifying the number of clusters and the stability of the classification. Management and Entrepreneurship: Trends of Development, 3(37), 151–167. https://doi.org/10.26661/2522-1566/2026-3/37-11

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Булик О. Стратегія відновлення економіки України після війни. Економіка та суспільство. 2023. № 48. DOI: https://doi.org/10.32782/2524-0072/2023-48-51.

2. Caliński T., Harabasz J. A dendrite method for cluster analysis. Communications in Statistics. 1974. Vol. 3, no. 1. P. 1–27. DOI: https://doi.org/10.1080/03610927408827101.

3. Геєць В. М., Скрипниченко М. І., Шумська С. С. Макроекономічні дисбаланси в Україні: моніторинг на основі MIP Scoreboard та модельні оцінки їхнього впливу на зростання і стабільність. Фінансово-кредитна діяльність: проблеми теорії та практики. 2020. Т. 2, № 33. С. 296–305. DOI: https://doi.org/10.18371/fcaptp.v2i33.206956.

4. Gower J. C. A general coefficient of similarity and some of its properties. Biometrics. 1971. Vol. 27, no. 4. P. 857–871. DOI: https://doi.org/10.2307/2528823.

5. Milligan G. W., Cooper M. C. An examination of procedures for determining the number of clusters in a data set. Psychometrika. 1985. Vol. 50, no. 2. P. 159–179. DOI: https://doi.org/10.1007/BF02294245.

6. OECD. OECD Economic Surveys: Ukraine 2025. Paris : OECD Publishing, 2025. DOI: https://doi.org/10.1787/940cee85-en.

7. Rousseeuw P. J. Silhouettes: A graphical aid to the interpretation and validation of cluster analysis. Journal of Computational and Applied Mathematics. 1987. Vol. 20. P. 53–65. DOI: https://doi.org/10.1016/0377-0427(87)90125-7.

8. Rubin D. B. Inference and missing data. Biometrika. 1976. Vol. 63, no. 3. P. 581–592. DOI: https://doi.org/10.1093/biomet/63.3.581.

9. Скорик О. В. Аналітична інтерпретація кластерного аналізу зовнішньоекономічної діяльності та використання його результатів на мікро-рівні. Український економічний часопис. 2024. № 6. С. 137–141. DOI: https://doi.org/10.32782/2786-8273/2024-6-23.

10. Sokal R. R., Rohlf F. J. The comparison of dendrograms by objective methods. Taxon. 1962. Vol. 11, no. 2. P. 33–40. DOI: https://doi.org/10.2307/1217208.

11. Thorndike R. L. Who belongs in the family? Psychometrika. 1953. Vol. 18, no. 4. P. 267–276. DOI: https://doi.org/10.1007/BF02289263.

12. Tibshirani R., Walther G., Hastie T. Estimating the number of clusters in a data set via the gap statistic. Journal of the Royal Statistical Society: Series B. 2001. Vol. 63, no. 2. P. 411–423. DOI: https://doi.org/10.1111/1467-9868.00293.

13. Ward J. H., Jr. Hierarchical grouping to optimize an objective function. Journal of the American Statistical Association. 1963. Vol. 58, no. 301. P. 236–244. DOI: https://doi.org/10.1080/01621459.1963.10500845.

14. World Bank. Ukraine – Third Rapid Damage and Needs Assessment (RDNA3), February 2022 – December 2023. World Bank Group, 2024. URL: https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/099021324115085807 (дата звернення: 30.07.2026).

REFERENCES

Bulyk, O. (2023). Stratehiia vidnovlennia ekonomiky Ukrainy pislia viiny [Strategy for the recovery of Ukraine's economy after the war]. *Ekonomika ta suspilstvo, 48*. https://doi.org/10.32782/2524-0072/2023-48-51 [in Ukrainian]

Caliński, T., & Harabasz, J. (1974). A dendrite method for cluster analysis. *Communications in Statistics, 3*(1), 1–27. https://doi.org/10.1080/03610927408827101

Geyets, V. M., Skrypnychenko, M. I., & Shumska, S. S. (2020). Makroekonomichni dysbalansy v Ukraini: monitorynh na osnovi MIP Scoreboard ta modelni otsinky yikhnoho vplyvu na zrostannia i stabilnist [Macroeconomic disbalances in Ukraine: monitoring based on the MIP Scoreboard and model estimates of their impact on growth and stability]. *Finansovo-kredytna*

diialnist: problemy teorii ta praktyky, 2(33), 296–305. https://doi.org/10.18371/fcaptp.v2i33.206956 [in Ukrainian]

Gower, J. C. (1971). A general coefficient of similarity and some of its properties. *Biometrics, 27*(4), 857–871. https://doi.org/10.2307/2528823

Milligan, G. W., & Cooper, M. C. (1985). An examination of procedures for determining the number of clusters in a data set. *Psychometrika, 50*(2), 159–179. https://doi.org/10.1007/BF02294245

OECD. (2025). *OECD Economic Surveys: Ukraine 2025*. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/940cee85-en

Rousseeuw, P. J. (1987). Silhouettes: A graphical aid to the interpretation and validation of cluster analysis. *Journal of Computational and Applied Mathematics, 20*, 53–65. https://doi.org/10.1016/0377-0427(87)90125-7

Rubin, D. B. (1976). Inference and missing data. *Biometrika, 63*(3), 581–592. https://doi.org/10.1093/biomet/63.3.581

Skoryk, O. V. (2024). Analitychna interpretatsiia klasternoho analizu zovnishnoekonomichnoi diialnosti ta vykorystannia yoho rezultativ na mikrorivni [Analytical interpretation of cluster analysis of foreign economic activity and the use of its results at the micro level]. *Ukrainskyi ekonomichnyi chasopys, 6*, 137–141. https://doi.org/10.32782/2786-8273/2024-6-23 [in Ukrainian]

Sokal, R. R., & Rohlf, F. J. (1962). The comparison of dendrograms by objective methods. *Taxon, 11*(2), 33–40. https://doi.org/10.2307/1217208

Thorndike, R. L. (1953). Who belongs in the family? *Psychometrika, 18*(4), 267–276. https://doi.org/10.1007/BF02289263

Tibshirani, R., Walther, G., & Hastie, T. (2001). Estimating the number of clusters in a data set via the gap statistic. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B, 63*(2), 411–423. https://doi.org/10.1111/1467-9868.00293

Ward, J. H., Jr. (1963). Hierarchical grouping to optimize an objective function. *Journal of the American Statistical Association, 58*(301), 236–244. https://doi.org/10.1080/01621459.1963.10500845

World Bank. (2024). *Ukraine – Third Rapid Damage and Needs Assessment (RDNA3), February 2022 – December 2023*. World Bank Group. https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/099021324115085807

TYPOLOGY OF MACROECONOMIC DISBALANCES IN POST-WAR RECOVERY: JUSTIFYING THE NUMBER OF CLUSTERS AND THE STABILITY OF THE CLASSIFICATION

Yurii Khrushch
Lesya Ukrainka Volyn National University
Lutsk, Ukraine

This article asks whether a cluster typology of post-war recovery trajectories is stable enough to carry the weight placed on it, and separates two claims such typologies conflate: that the episodes are heterogeneous, and that a given episode belongs to a given cluster. Design/methodology/approach. We cluster 50 recovery episodes, 18 of them post-conflict, described by nine disbalance indicators over a five-year stabilisation window, using Ward's linkage on standardised annual World Bank series. The unit of observation is a country-window pair. Rather than reporting a single partition, we examine the silhouette profile across k from three to seven, the cophenetic correlation, and the agreement with a k-means solution. Findings. The silhouette coefficient rises from 0.134 at k = 3 to 0.196 at k = 6, then falls to 0.192 at k = 7, so six clusters is the

last split that still improves separation. The cophenetic correlation is 0.735 and the agreement with k-means is 56 %; all three diagnostics are moderate, supporting the existence of structure but not the assignment of borderline episodes. An external check shows the partition does not reproduce shock type (adjusted Rand index 0.059), and post-conflict episodes differ from post-crisis ones on only two of the nine indicators, the trade balance and the current account. Originality/value. The contribution is a two-level reading of cluster validity, with a decision table linking each quality metric to the class of inference it supports, and a correction rule for transferring the benchmark profile to post-war Ukraine.

Keywords: macroeconomic disbalances, war period, post-war recovery, cluster analysis, silhouette coefficient, cophenetic correlation, classification validity, Ward's method.