

МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ ТА МОДЕЛІ В ЕКОНОМІЦІ

УДК 336.02:338.124.4(477)
JEL Classification: C32; E32; E62; H62

ЕФЕКТИВНІСТЬ ФІСКАЛЬНОЇ КОНСОЛІДАЦІЇ В УМОВАХ СТРУКТУРНИХ ШОКІВ: ЕМПІРИЧНИЙ АНАЛІЗ УКРАЇНИ

©2026 АРТЮХ О. В., ГАВРИЛЮК Ю. В., ДАНИЛЮК К. В., ЦЕХОЦЬКИЙ Л. Ю.

УДК 336.02:338.124.4(477)
JEL Classification: C32; E32; E62; H62

Артюх О. В., Гаврилюк Ю. В., Данилюк К. В., Цехоцький Л. Ю.

Ефективність фінансової консолідації в умовах структурних шоків: емпіричний аналіз України

У статті досліджено ефективність фінансового стимулювання в Україні в умовах структурних шоків 2018–2026 років. Актуальність дослідження зумовлена тим, що в періоди глибокої макроекономічної нестабільності фактичні бюджетні показники не дають змоги коректно оцінити реальну спрямованість фінансової політики. Зростання дефіциту бюджету або скорочення податкових надходжень може бути наслідком не дискреційних рішень уряду, а автоматичної реакції фінансової системи на падіння економічної активності, зміну податкової бази, воєнні деформації та зовнішні фінансові обмеження. Метою статті є ідентифікація чистого структурного фінансового імпульсу України та оцінка його впливу на динаміку реального ВВП. Методологічну основу дослідження становить поєднання кількох економетричних підходів. Для оцінювання розриву ВВП використано статистичні фільтри, зокрема фільтр Ходріка-Прескотта та фільтр Гамільтона. Для визначення чутливості бюджетних доходів до макроекономічної динаміки застосовано моделі ARDL та DOLS, що дозволяють оцінити довгострокові податкові еластичності. На основі цих оцінок сформовано циклічно скориговану фінансову позицію та розраховано структурний фінансовий імпульс. Динамічний вплив фінансового імпульсу на економічну активність оцінено за допомогою структурної векторної авторегресії та методу локальних проєкцій. Отримані результати свідчать, що фінансова політика України у 2018–2026 роках мала переважно реактивний характер і не демонструвала стійкого контрциклічного правила. Фінансова експансія формувала короткостроковий позитивний ефект для економічної активності, однак цей ефект швидко вичерпувався та не переходив у стале економічне зростання. Виявлено, що мультиплікативна ефективність бюджетного стимулювання обмежується високою імпоротною залежністю, валютними обмеженнями, зростанням боргового навантаження, воєнними ризиками та слабкістю внутрішнього виробничого потенціалу. Особливо важливим каналом послаблення стимулу є імпортований витік, коли частина додаткового попиту, створеного державними видатками, спрямовується на придбання іноземних товарів і послуг, а не на розширення внутрішнього виробництва. У статті обґрунтовано, що для України фінансова експансія може бути ефективним інструментом екстреної стабілізації, проте не є достатньою умовою довгострокового зростання без структурної переорієнтації видатків на підтримку внутрішньої доданої вартості, інвестиційного потенціалу та фінансової стійкості.

Ключові слова: фінансовий імпульс; фінансовий стимул; розрив випуску; структурні шоки; циклічно скоригований баланс; еластичність податків; SVAR; Україна.

DOI: <https://doi.org/10.32983/2222-0712-2026-2-366-378>

Рис.: 5. **Табл.:** 4. **Формул.:** 9. **Бібл.:** 18.

Артюх Оксана Валентинівна – доктор економічних наук, професор, професор кафедри фінансів, Одеський національний економічний університет (вул. Преображенська, 8, Одеса, 65082, Україна)

E-mail: oksana_art_2017@ukr.net

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8845-8002>

Гаврилюк Юрій Валентинович – магістрант, Одеський національний економічний університет (вул. Преображенська, 8, Одеса, 65082, Україна)

E-mail: ugavryliuk90@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0009-0004-6112-0118>

Данилюк Катерина Володимирівна – студент, Одеський національний економічний університет (вул. Преображенська, 8, Одеса, 65082, Україна)

E-mail: katerynadanylyuk@gmail.com

Цехоцький Лев Юрійович – студент, Одеський національний економічний університет (вул. Преображенська, 8, Одеса, 65082, Україна)

E-mail: lev.tsekhotskyi@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0009-0005-4491-3092>

UDC 336.02:338.124.4(477)

JEL Classification: C32; E32; E62; H62

**Artiukh O. V., Havryliuk Yu. V., Danyliuk K. V., Tsekhotskyi L. Y. The Efficiency of Fiscal Consolidation Under Structural Shocks:
An Empirical Analysis of Ukraine**

The article examines the efficiency of fiscal stimulus in Ukraine under structural shocks during 2018–2026. The relevance of the study is determined by the fact that, in periods of severe macroeconomic instability, actual budget indicators do not provide a sufficient basis for assessing the true stance of fiscal policy. An increase in the budget deficit or a decline in tax revenues may reflect not only discretionary government decisions, but also the automatic response of public finances to output fluctuations, changes in the tax base, wartime distortions, and external financing constraints. The aim of the article is to identify Ukraine's structural fiscal impulse and assess its impact on real GDP dynamics. The methodological framework combines several econometric approaches. The output gap is estimated using statistical filtering techniques, including the Hodrick-Prescott filter and the Hamilton filter. ARDL and DOLS models are applied to estimate long-run tax elasticities and to assess the sensitivity of budget revenues to macroeconomic dynamics. These estimates are then used to construct the cyclically adjusted fiscal position and to derive the structural fiscal impulse. The dynamic effects of fiscal impulse on economic activity are evaluated using a structural vector autoregression model and the local projections method. The results show that Ukraine's fiscal policy during 2018–2026 was predominantly reactive rather than systematically countercyclical. Fiscal expansion generated a positive short-term response of economic activity, but this effect quickly weakened and did not translate into sustained output growth. The findings indicate that the fiscal multiplier in Ukraine is constrained by high import dependence, exchange rate and monetary restrictions, rising debt pressure, wartime risks, and limited domestic production capacity. A particularly important channel is the import leakage of fiscal stimulus, whereby part of the additional demand generated by public spending is redirected toward foreign goods and services rather than domestic output. The article substantiates that, in Ukraine's case, fiscal expansion can serve as an emergency stabilization tool, but it cannot ensure long-term growth unless it is accompanied by a structural reorientation of public spending toward domestic value added, investment potential, and fiscal sustainability.

Keywords: fiscal impulse; fiscal stimulus; output gap; structural shocks; cyclically adjusted balance; tax elasticities; SVAR; Ukraine.

Fig.: 5. Tabl.: 4. Formulae: 9. Bibl.: 18.

Artiukh Oksana V. – Doctor of Sciences (Economics), Professor, Professor of the Department of Finance, Odesa National Economic University (8 Preobrazhenska Str., Odesa, 65082, Ukraine)

E-mail: oksana_art_2017@ukr.net

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8845-8002>

Havryliuk Yurii V. – Master's Student, Odesa National Economic University (8 Preobrazhenska Str., Odesa, 65082, Ukraine)

E-mail: ugavryliuk90@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0009-0004-6112-0118>

Danyliuk Kateryna V. – Student, Odesa National Economic University (8 Preobrazhenska Str., Odesa, 65082, Ukraine)

E-mail: katernadanyliuk@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0009-0001-4199-8650>

Tsekhotskyi Lev Yu. – Student, Odesa National Economic University (8 Preobrazhenska Str., Odesa, 65082, Ukraine)

E-mail: lev.tsekhotskyi@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0009-0005-4491-3092>

Вступ. В умовах макроекономічної нестабільності, екзогенних шоків та обмеженості урядових коштів в Україні розуміння впливу їх використання та факторів, що визначають динаміку випуску, є необхідним. Відсутність вітчизняних досліджень у сучасних реаліях після 2018 року додатково посилює актуальність цієї роботи. Метою є ідентифікація структурного фіскального імпульсу України у 2018–2026 рр. та оцінка його впливу на економічну активність. Вирішення цього завдання забезпечується використанням економетричних моделей для декомпозиції факторів впливу й аналізу поточної макроекономічної ситуації.

Огляд літератури. Теоретичний аналіз стабілізаційної ролі фіскальної політики базується на фундаментальному протиріччі між нормативними установами кейнсіанської ідеї та фактичною динамікою державних фінансів у країнах із ринками, що формуються. Ключовий внесок у концептуалізацію цього явища зробили Г. Камінський, К. Рейнхарт та К. Вег, які ідентифікували феномен проциклічності фіскальних і капітальних потоків [1]. Дослідники встановили, що, на відміну від розвинених економік, країни з перехідною економікою демонструють асиметричний доступ до фінансових ринків. Ця асиметрія характеризується розширенням можливостей запозичення у періоди

економічного піднесення та їх різким обмеженням під час рецесій. Це створює інституційні передумови для реалізації фіскальної консолідації саме в ті моменти, коли макроекономічна логіка вимагає стимулювання сукупного попиту.

У працях К. Бутевіллена, Н. Жируара та К. Андре розроблено алгоритми декомпозиції бюджетного сальдо на циклічну компоненту, що визначається дією автоматичних стабілізаторів, та структурну компоненту [2; 3]. Застосування цього інструментарію дозволяє нівелювати вплив розриву випуску на фіскальні показники, що є критично важливим для коректної ідентифікації напрямку фіскального імпульсу й оцінки реального впливу урядових рішень на економіку.

Динамічні ефекти фіскальних змін у різних фазах ділового циклу ґрунтовно проаналізовано у роботі О. Бланшара та Р. Перотті [4]. Автори довели, що результативність податкових і видаткових важелів суттєво залежить від інституційного та поточного макроекономічного середовища. Відповідну ідею досліджено у праці А. Ауербаха та Ю. Городніченка, що дозволило встановити існування вираженої асиметрії фіскальних мультиплікаторів, їх величина суттєво зростає в умовах рецесії порівняно з періодами експансії [5]. На протиріччя, як зазначає Е. Ільзецькі, для

економік із високим рівнем державного боргу та обмеженою довірою інвесторів мультиплікативний ефект може бути нівельований ефектом витіснення або зростанням вартості обслуговування зобов'язань [6].

Серед вітчизняних дослідників фундаментальні засади аналізу фіскальної циклічності закладено у працях А. Вдовиченка [7]. Було проведено системний аналіз за допомогою методик ОЕСР на національних даних, що дозволило ідентифікувати хронічну проциклічність української фіскальної системи. Дослідник пов'язує цей стан із залежністю бюджетного процесу від зовнішніх джерел фінансування дефіциту та жорсткими ліквідними обмеженнями, що виникають у періоди макроекономічної нестабільності. Оцінки еластичності податкових баз, наведені у роботах Вдовиченка, слугують методологічним базисом для зіставлення сучасних тенденцій із довгостроковою ретроспективою розвитку державних фінансів України. Проте наявний методологічний інструментарій ОЕСР та МВФ, орієнтований на помірні циклічні коливання, виявляє алгоритмічну неспроможність при оцінці систем, які зазнали одноментної фізичної руйнації третини потенційного випуску.

Сучасна література, опублікована МВФ та Світовим банком, приділяє особливу увагу стійкості фіскальних систем в умовах масштабних екзогенних шоків. У контексті України криза через пандемію, повномасштабне вторгнення 2022 року кардинально змінили структуру бюджетних обмежень. Залучення значних обсягів міжнародної допомоги частково трансформувало традиційний зв'язок між падінням випуску та бюджетними можливостями, дозволяючи уряду підтримувати критичні видатки. Водночас це створює нові виклики для економетричного моделювання, оскільки стандартні методи оцінки потенційного ВВП та коефіцієнтів еластичності потребують адаптації до умов воєнного стану та значних структурних деформацій економіки.

Мета дослідження. Традиційне оцінювання фіскальної політики України періоду 2018–2026 років на основі номінальних показників містить методологічну помилку, яка полягає в помилковій ідентифікації пасивних циклічних дефіцитів як цілеспрямованого дискреційного стимулювання. Вирішення цієї проблеми вимагає застосування методів економетричної декомпозиції для чіткого розмежування дії автоматичних стабілізаторів та структурного фіскального імпульсу. Такий підхід є необхідною базою для обчислення фіскального мультиплікатора з метою верифікації макроекономічних наслідків державної політики: визначення того, чи генерують державні видатки стійке контрциклічне зростання, чи провокують ефект витіснення приватних інвестицій із подальшим формуванням довгострокового боргового тягаря.

Методи дослідження. Оцінка стабілізаційної ролі фіскальної політики України протягом періоду 2018–2026 рр. вимагає вирішення фундаментальної економетричної задачі – точної декомпозиції макроекономічних показників на циклічну та структурну складові. Ключовим індикатором у цьому процесі виступає розрив випуску, що відображає відхилення фактичного рівня ВВП від його потенційного значення. Оскільки потенційний ВВП є змінною, що характеризує максимальний обсяг виробництва за умови повної зайнятості факторів, його ідентифікація в умо-

вах країн із перехідною економікою пов'язана зі значними методологічними викликами. Висока флуктуація екзогенних шоків, зокрема структурні зміни 2019 та 2022 років, зумовлюють неможливість покладання на один унітарний метод оцінки. З огляду на це, ми розробили багаторівневу систему фільтрації даних, яка базується на поєднанні чисто статистичних, регресійних і структурних підходів. Основним інструментом декомпозиції часових рядів у нашому дослідженні став двосторонній фільтр Ходріка-Прескотта, що є загальноприйнятим стандартом у макроекономічному моделюванні [8]. Його математична природа полягає у розв'язанні задачі мінімізації, де необхідно знайти такий тренд g_t , який би одночасно був максимально близьким до фактичного ряду y_t та мав певний ступінь гладкості. Формально можна описати формулою:

$$\min_{g_t} \left(\sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \right), \quad (1)$$

Для квартальної вибірки нами було застосовано параметр згладжування $\lambda = 1600$, що дозволяє відокремити середньострокові бізнес-цикли від довгострокового тренду. Головним обмеженням цього методу є його схильність до викривлення тренду в початкових і фінальних точках вибірки [9]. Однак фільтр НР неминує генерувати зміщення кінцевої точки на останніх спостереженнях вибірки. Саме для математичної компенсації цього алгоритмічного недоліку архітектура дослідження інтегрує асиметричний фільтр Гамільтона, що демонструє вищу точність на краях часового ряду. [9]. Цей підхід докорінно відрізняється від процедур згладжування, оскільки він базується на прогнозуванні значень ВВП, спираючись на його ретроспективу. Математичне рівняння, запропоноване Джеймсом Гамільтоном у 2018 році як альтернатива НР-фільтру, має вигляд:

$$y_{t+h} = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 y_{t-2} + \beta_4 y_{t-3} + v_{t+h}. \quad (2)$$

Як базову оцінку було використано саме 4 лаги, що описані як множення β на коефіцієнт y , та $h = 8$ горизонт у два роки для квартальних даних [9]. За зазначених вище умов розрив випуску ідентифікується як залишок регресії v_{t+h} . Перевага цього методу полягає у його стійкості до одиничних коренів і структурних розривів. Це дозволяє моделі адаптуватися до різких рівневих зсувів економічної активності, що відбулися після 2022 року, не намагаючись штучно повернути тренд до довоєнних показників. Метод Гамільтона забезпечує необхідну жорсткість оцінки потенціалу в періоди екстремальної волатильності.

Підсумкова оцінка розриву випуску, на основі якої формуються всі подальші висновки, була отримана як середнє значення агрегування вищезгаданих методів. Синтез результатів дозволив збалансувати статистичну стійкість Ходріка-Прескотта, адаптивність Гамільтона. База для розрахунку циклічно скоригованого первинного балансу (CAPB) за концептуальними підходами МВФ [10] та з використанням оцінок податкових еластичностей за оцінкою ОЕСР [11] формально виглядає так:

$$CAPB_t = PB_t - \sum_i \epsilon_i \times OG_i, \quad (3)$$

де PB_t – фактичне сальдо первинного бюджету;

ϵ_i – коефіцієнти еластичності основних податкових категорій.

Наступним методологічним кроком, критично необхідним для розрахунку циклічно скоригованих фінансових показників та оцінки сили автоматичних стабілізаторів, стало обчислення еластичностей ключових податкових надходжень щодо зміни макроекономічної бази. З цією метою було застосовано модель авторегресії з розподіленим лагом (ARDL) у специфікації моделі корекції помилок (ECM). Перевагою цього економетричного підходу є його здатність ефективно працювати з часовими рядами незалежно від їхнього порядку інтеграції, одночасно оцінюючи короткострокову волатильність та довгострокові коінтеграційні зв'язки [15].

Для забезпечення можливості прямої інтерпретації розрахункових коефіцієнтів як еластичностей вихідні змінні були попередньо трансформовані за допомогою логарифмування. Оцінювання здійснювалося автономно для шести фундаментальних податкових категорій: податку на доходи фізичних осіб, податку на прибуток підприємств, внутрішнього ПДВ, імпортового ПДВ, акцизного податку та ввізного мита. Спираючись на специфікацію ARDL, математична архітектура моделі для кожної податкової категорії i має такий вигляд:

$$\Delta \ln(T_{i,t}) = \alpha_i + \theta \ln(T_{i,t-1}) + \beta_i \ln(Y_{t-1}) + \gamma_i \Delta \ln(Y_t) + \epsilon_{i,t}, \quad (4)$$

де $T_{i,t}$ – обсяг надходжень конкретного податку у періоді t ;

Y_t – номінальний ВВП;

Δ – оператор першої різниці;

θ_i – коефіцієнт швидкості коригування (ECM), що відображає темп повернення системи до довгострокової рівноваги після шоку;

β_i – коефіцієнт при лагованому значенні ВВП.

Ми свідомо відмовились від включення до системи детермінованих трендів та фіктивних змінних. Ця рестрикція дозволила уникнути штучного згладжування даних та зафіксувати чисту реакцію податкових надходжень на коливання економічної активності. На основі отриманих параметрів регресії, показник довгострокової еластичності податку розраховується як взятє з протилежним знаком відношення коефіцієнта при лагованому ВВП до коефіцієнта швидкості коригування [16]:

$$E_i = -\frac{\beta_i}{\theta_i}. \quad (5)$$

Для забезпечення точності отриманих результатів та додаткової верифікації довгострокових еластичностей, другим економетричним інструментом у нашому дослідженні виступив динамічний метод найменших квадратів (DOLS), розроблений Stock and Watson, 1993 [17]. Вибір цього методу як комплементарного до ARDL ґрунтується на його здатності ефективно усувати граничне зміщення та нівелювати проблему ендогенності регресорів, що є особливо критичним при роботі з короткостроковими макроекономічними вибірками перехідних економік. Формально DOLS передбачає розширення класичного коінтеграційного рівняння шляхом додавання випереджальних і запіз-

нювальних значень перших різниць пояснюючої змінної. Така специфікація абсорбує можливу серійну кореляцію залишків і дозволяє отримати оцінку довгострокових параметрів. Для кожної податкової категорії моделі DOLS має такий вигляд:

$$\ln(T_{i,t}) = \alpha_i + \beta \ln(Y) + \sum_{j=-q}^p \gamma_i \Delta \ln(Y_{t-j}) + \epsilon_{i,t}, \quad (6)$$

де $T_{i,t}$ – обсяг надходжень конкретного податку у періоді t ;

Y_t – номінальний ВВП;

p та q – кількість лагів минулих періодів і лідів майбутніх відповідно;

γ_{ij} – коефіцієнти при динамічних компонентах, що фіксують короткострокову волатильність.

На відміну від методу ARDL, де довгострокова еластичність потребує додаткового розрахунку через відношення коефіцієнтів, специфікація DOLS дозволяє безпосередньо ідентифікувати шуканий параметр, у якому рівняння коефіцієнт β_i виступає прямою мірою довгострокової еластичності податкових надходжень щодо ВВП.

Для оцінки динамічного впливу фінансового імпульсу на розрив ВВП у цьому дослідженні застосовано структурну векторну авторегресію та метод локальних проєкцій, оскільки ці моделі дозволяють оцінити реакцію макроекономічної активності на фінансові шоки з урахуванням часової структури ефектів. SVAR є доцільною для моделювання взаємозалежності між фінансовим імпульсом, розривом ВВП та іншими макрофінансовими змінними в єдиній системі рівнянь, що дає змогу врахувати ендогенність, зворотні зв'язки та інерційність макроекономічної динаміки. Метод локальних проєкцій використовується як більш гнучкий підхід до оцінювання імпульсних реакцій на різних часових горизонтах, оскільки він не потребує повної специфікації всієї системи та є менш чутливим до потенційної помилки у виборі динамічної структури моделі. Поєднання цих двох підходів підвищує надійність результатів, оскільки SVAR відображає системні взаємозв'язки між змінними, а локальні проєкції дають змогу перевірити робастність оцінених ефектів і простежити їхню зміну в часі.

Базовим інструментом моделювання короткострокової динаміки виступає редукована форма моделі векторної авторегресії, яка описується такою системою рівнянь:

$$Y_t = c + \sum_{j=1}^p A_j Y_{t-j} + u_t, \quad (7)$$

де Y_t – двовимірний вектор ендогенних змінних, що включає показники фінансового імпульсу та розриву випуску;

c – вектор констант;

A_j – матриці авторегресійних коефіцієнтів;

u_t – вектор редукованих залишків.

Оптимальна лагова структура p визначається на основі мінімізації інформаційного критерію Акаїке (AIC), що дозволяє збалансувати повноту специфікації моделі та зберегти необхідну кількість ступенів свободи. Використання AIC є доцільним, оскільки в межах динамічної моделі пріоритетним збереження достатньої кількості лагів для коректного відображення коротко- та середньострокових взаємозв'язків між змінними. На відміну від BIC, який

сильніше штрафувє модель за додаткові параметри і тому частіше обирає більш скорочену лагову структуру, АІС є менш консервативним і знижує ризик пропущення важливої динаміки та виникнення автокореляції залишків.

Для ідентифікації структурних макроекономічних шоків і вирішення проблеми ендогенності застосовується матричний розклад Холецкого [12]. Цей метод передбачає ортогоналізацію редукованих залишків шляхом їхньої трансформації у структурні інновації:

$$u_t = P \epsilon_t, \quad (8)$$

де ϵ_t – вектор незалежних структурних шоків;
 P_t – нижньотрикутна матриця.

Використання нижньотрикутної матриці накладає чіткі рестрикції на систему: припускається, що фінансний імпульс впливає на розрив ВВП у поточному кварталі, однак зворотний вплив економічного циклу на дискреційну фінансову політику відбувається з лагом щонайменше в один квартал. Таке впорядкування змінних узгоджується з класичним правилом Бланшара-Перотті [4], відображаючи інституційні та законодавчі затримки в ухваленні бюджетних рішень.

Незважаючи на здатність авторегресійних моделей ефективно фіксувати короткострокові ефекти, їхня ітеративна природа зумовлює накопичення похибок специфікації при прогнозуванні на довгих горизонтах [13]. Для верифікації отриманих результатів та забезпечення робастності середньострокових оцінок другим вектором аналізу було обрано метод локальних проекцій О. Хорда [14]. Замість рекурсивної екстраполяції результатів попередніх періодів, цей підхід базується на оцінці серії незалежних прямих регресій для кожного прогнозного горизонту h :

$$y_{t+h} - y_{t-1} = \alpha_h + \beta_h Shock_t + \sum_{j=1}^p \gamma_j X_{t-j} + \epsilon_{t+h}, \quad (9)$$

де y – розрив ВВП;
 $Shock_t$ – ідентифікований фінансний шок;
 X – вектор контрольних змінних та їхніх лагів;
 ϵ_{t+h} – залишки регресії. Цільовий параметр β_h відображає кумулятивну реакцію розриву випуску на фінансний імпульс через h кварталів.

Ключова перевага методу локальних проекцій полягає у його аналітичній гнучкості та відсутності ефекту накопичення похибок, оскільки оцінка кожного горизонту здійснюється автономно. Синтез результатів SVAR та LP дозволяє отримати комплексну оцінку динаміки фінансового мультиплікатора: від початкового стимулюючого ефекту до моменту його повної абсорбції економікою.

Поєднання методів, ARDL, DLS, SVAR і LP забезпечує комплексний підхід до оцінювання фінансового імпульсу. Її ключова мета полягає в тому, щоб відокремити дискреційні рішення уряду від автоматичної реакції бюджету на зміну економічного циклу. Статистичні фільтри дозволяють оцінити розрив ВВП, ARDL і DLS використовуються для визначення зв'язку між бюджетними показниками та макроекономічною динамікою, а SVAR і LP дають змогу оцінити подальший вплив очищеного фінансового імпульсу на економічну активність. Такий підхід забезпечує більш коректну інтерпретацію фінансової політики, оскільки дозволяє аналізувати не просто зміну доходів чи видатків бю-

джету, а саме активну зміну фінансової позиції держави та її макроекономічні наслідки.

Результати й обговорення. Оцінка справжньої спрямованості державної фінансової політики вимагає розмежування свідомих дій уряду та автоматичних реакцій бюджету на макроекономічні коливання. Основним інструментом для такого розмежування виступає показник фінансового імпульсу. В економічній теорії цей індикатор визначається як зміна циклічно скоригованого первинного балансу щодо потенційного ВВП [18]. Суть цього підходу полягає в тому, що з фактичних показників бюджету виокремлюється циклічна компонента, ті податкові надходження та видатки, які природним чином змінюються залежно від фази ділового циклу під дією вбудованих автоматичних стабілізаторів. Очистивши фінансові дані від впливу кон'юнктури, можна кількісно виміряти дискреційну політику держави: чи здійснює уряд цілеспрямоване стимулювання сукупного попиту, чи, навпаки, скорочує фінансову підтримку. Для економіки України точний розрахунок фінансового імпульсу має критичне значення. З огляду на високу волатильність випуску, часті структурні шоки та обмеженість фінансових ресурсів, орієнтація виключно на номінальні показники дефіциту здатна формувати хибні політичні висновки щодо ролі уряду. Отже, розрахунок структурного імпульсу формує об'єктивну аналітичну базу для розуміння того, наскільки ефективно держава виконує свою стабілізаційну функцію та як ці рішення впливають на довгострокову макрофінансову рівновагу.

Емпірична база дослідження охоплює період 2018–2026 рр., який характеризується високою макроекономічною нестабільністю та наявністю суттєвих структурних шоків, зокрема пандемічних обмежень, воєнного шоку та різких змін у бюджетній динаміці. Така специфіка вибірки є важливою для аналізу фінансового імпульсу, оскільки дозволяє оцінити поведінку бюджетних показників не лише в умовах відносно стабільного економічного середовища, а й у періоди глибоких відхилень фактичного випуску від потенційного рівня. Наявність значної варіації у розривах ВВП, доходах, видатках і податкових надходженнях створює підґрунтя для перевірки чутливості фінансової системи до змін ділового циклу. Це дає змогу перейти від простого опису середніх значень до оцінювання еластичностей, ролі автоматичних стабілізаторів та динамічної реакції економіки на зміну фінансової позиції держави.

Базовою передумовою для елімінування циклічної компоненти з фінансних показників є кількісна ідентифікація фази ділового циклу, що досягається шляхом розрахунку розриву випуску. Результати декомпозиції реального ВВП, візуалізовані на рис. 1, демонструють траєкторії циклічних відхилень, отримані за допомогою двох альтернативних економетричних алгоритмів: фільтра Ходріка-Прескотта, лінійної проекції Гамільтона. У періоди відносної макроекономічної стабільності, зокрема під час пандемічної рецесії 2020 року та подальшого інфляційного перегріву наприкінці 2021 року, застосовані методи генерують високосинхронні оцінки. Проте безпрецедентний структурний злам першої половини 2022 року розкриває специфічну алгоритмічну поведінку кожного підходу. Регресійний фільтр Гамільтона реагує на екзогенний шок із гіпертрофованою амплітудою, продукуючи значний статис-

Описова статистика емпіричної бази дослідження

Змінна	N	Середнє	Ст. відх.	Мін.	Макс.
Розрив ВВП, середня оцінка	33	-2,32	5,06	-10,65	10,53
Реальний ВВП млрд грн	32	1 426 330,75	458 528,59	859 995,32	2 336 095,22
Доходи бюджету, % ВВП	32	0,33	0,09	0,21	0,52
Видатки бюджету, % ВВП	32	0,43	0,17	0,22	0,73
Первинне сальдо бюджету, % ВВП	32	-0,10	0,10	-0,34	0,03
Внутрішній ПДВ тис. грн	26	67 512,45	47 625,49	19 394,65	191 399,45
ПДФО тис. грн	26	77 090,84	48 717,08	31 014,73	214 575,10
Податок на прибуток підприємств тис. грн	26	62 598,72	38 416,64	20 653,21	172 612,69
Акцизний податок тис. грн	26	26 296,61	11 405,22	13 582,91	56 027,20

Джерело: побудовано авторами на основі власних розрахунків

Частка від потенційного ВВП $\left(\frac{\hat{Y}_t}{Y_t^*}\right)$, %

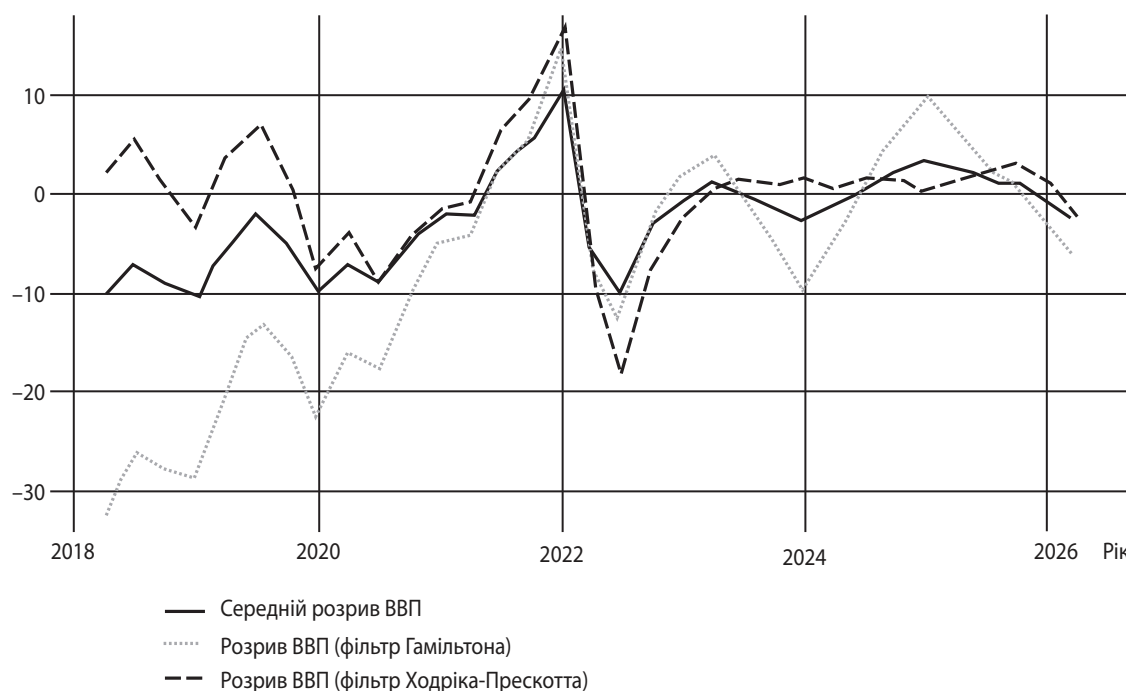


Рис. 1. Оцінка розриву ВВП України (середня оцінка, оцінка за допомогою фільтра Гамільтона та двостороннього фільтра Ходріка-Прескотта ($\lambda = 1600$)) за період 2018–2026 рр.

Джерело: побудовано авторами на основі власних розрахунків

тичний шум на етапі подальшого відновлення. Традиційний фільтр Ходріка-Прескотта, навпаки, частково абсорбує шок у довгостроковий тренд, дещо згладжуючи масштаби падіння. Подальша поступова конвергенція розривів до нульової позначки у період 2024–2026 років свідчить не про відновлення довоєнних абсолютних обсягів виробництва, а про завершення етапу глибокого спаду та адаптацію національного господарства до нового, суттєво зниженого потенційного рівня.

Зрештою, визначена в такий спосіб циклічна позиція економіки формує необхідний емпіричний фундамент для

очищення показників державного бюджету та виокремлення чистого структурного імпульсу.

Необхідною умовою для розрахунку циклічно скоригованих показників та оцінки сили автоматичних стабілізаторів стало обчислення еластичностей ключових податкових надходжень щодо зміни макроекономічної бази. Отримані результати, представлені DOLS та ARDL, виявляють специфіку податкової системи України, яка значно відрізняється від середніх параметрів країн ОЕСР. Зокрема, еластичність загальних доходів бюджету за методом DOLS на рівні 1,3 (та 1,9 за ARDL) вказує на те, що українська

Таблиця 2

Оцінки еластичності бюджетних доходів і податкових надходжень до розриву ВВП

Змінні	DOLS	ARDL	Узгоджена оцінка	Середні оцінки для країн ОЕСР
Загальні доходи бюджету	1,31**	1,91	1,31	-
Податок на доходи фізичних осіб	0,94	3,86	1,58	1,3
Податок на прибуток підприємств	0,43	2,22	1,08	1,5
Внутрішній ПДВ	-0,25	2,77	1,55	1,0
Імпортний ПДВ	2,91**	1,28	1,52	1,0
Акцизний податок	2,07*	1,23	1,24	1,0

Примітка: *, ** позначають статистичну значущість оцінок DOLS на рівнях 10% та 5% відповідно. Узгоджена оцінка еластичності визначена як робастний параметр, що враховує результати альтернативних специфікацій і використовується у подальших розрахунках циклічно скоригованої фіскальної позиції.

Джерело: побудовано авторами на основі власних розрахунків

фіскальна система є прогресивною за своєю природою: доходи зростають швидше за ВВП у періоди піднесення, проте так само стрімко скорочуються під час рецесій, посилюючи вразливість бюджету. Оцінені через специфікації ARDL та DOLS коефіцієнти еластичності розкривають глибоку структурну деформацію вітчизняної податкової бази. Екстремальна розбіжність результатів двох алгоритмів для однієї змінної відображає їхню різну чутливість до безпрецедентного макроекономічного шоку. Найбільш виражена аномалія локалізована у надходженнях від податку на доходи фізичних осіб. Оцінка ARDL становить 3,9, тоді як специфікація DOLS генерує показник 0,9, що кардинально відхиляється від середнього рівня країн ОЕСР (1,3). Ця гіпертрофована волатильність і втрата економічної точності моделей зумовлена двома чинниками. Капітал реагує на рецесійні тригери нелінійно через агресивну тінізацію офіційного фонду оплати праці. По-друге, масова зовнішня міграція економічно активного населення суттєво звузила базу оподаткування. Екзогенний військовий шок призвів до різкого зниження надходжень, який математично викривив довгострокові коінтеграційні зв'язки.

Виявлена статистична асиметрія податкових надходжень детермінує глибоку десинхронізацію між динамікою реального ВВП та фіскальною реакцією, нівелюючи дієвість автоматичних стабілізаторів. Зокрема, податок на прибуток підприємств демонструє гіперчутливість до структурних шоків: оцінка за моделлю ARDL сягає екстремального рівня 2,2 (за орієнтиру ОЕСР у 1,5), тоді як алгоритм DOLS фіксує падіння до 0,4. Цей розрив зумовлений миттєвим руйнуванням бази оподаткування через фізичне знищення активів і банкрутства, а також ефектом пролонгованої фіскальної паузи внаслідок інституційного механізму перенесення поточних збитків на періоди макроекономічного відновлення. Водночас динаміка непрямих податків ілюструє глибокі інфляційно-курсіві викривлення: еластичність імпортного ПДВ за методом DOLS становить 2,9, що радикально перевищує бенчмарк ОЕСР (1,0) та математично відображає не пожвавлення економіки, а критичну імпортозалежність національного господарства в умовах перманентної девальвації.

Валютні шоки девальвують номінальну базу оподаткування. Фіскальні надходження максимізуються суто за

Таблиця 3

Динаміка імпортової залежності України за період 2018–2026 рр.

Рік	Імпорт товарів і послуг, % ВВП	Сальдо торгівлі, % ВВП
2018	53,8	-8,6
2019	49,0	-7,8
2020	40,1	-1,1
2021	41,9	-1,1
2022	52,3	-16,8
2023	49,5	-20,9
2024	48,3	-18,9
2025	51,8	-26,5

Джерело: побудовано авторами на основі власних розрахунків

рахунок курсової різниці, тоді як реальна динаміка споживання стрімко деградує. Водночас внутрішній ПДВ генерує статистичний парадокс. Алгоритм DOLS фіксує від'ємну еластичність (-0,3) на тлі високого показника ARDL (2,8). Подібна полярність оцінок виключає лінійну кореляцію з макроекономічним випуском. Розбіжність кількісно пояснюється хронічними дисфункціями податкового адміністрування. Непередбачувана волатильність сум бюджетного відшкодування генерує штучні касові розриви, остаточно руйнуючи симетрію між внутрішнім виробництвом та фактичними податковими зборами.

Акцизний податок з еластичністю 2,1 (проти 1,0 в ОЕСР) відображає специфіку воєнного часу та масштабної енергетичної кризи. Попит на паливо та критичні підакцизні групи демонструє абсолютну негнучкість до цінових шоків. Суспільство змушене фінансувати ці категорії товарів незалежно від загального стиснення економічної активності. Це перетворює акциз на інструмент безальтернативного вилучення ліквідності, максимізуючи фіскальний тиск у фазах макроекономічного спаду.

Результатом оцінки циклічної компоненти є динаміка структурної фіскальної позиції та чистого фіскального імпульсу, візуалізована на рис. 2. Отримані результати, роз-

Частка від ВВП, %

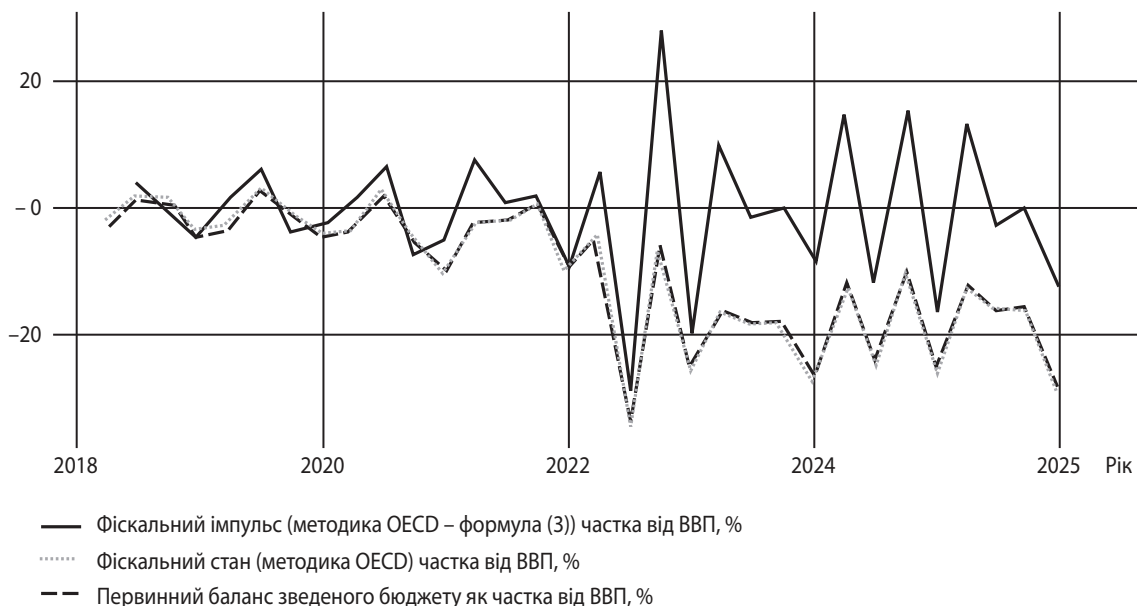


Рис. 2. Динаміка оцінки фінансового імпульсу, фінансової позиції та первинного балансу України за період 2018–2026 рр.

Джерело: побудовано авторами на основі власних розрахунків

раховані за методологією ОЕСР у відсотках до потенційного ВВП, дозволяють ідентифікувати три яскраво виражені фази дискреційної політики уряду протягом досліджуваного періоду. Перший помітний епізод фінансової експансії фіксується у 2020 році, коли у відповідь на COVID-19 держава застосувала цілеспрямоване стимулювання сукупного попиту, що чітко відобразилося у формуванні негативного фінансового імпульсу. Однак справжній структурний злам державних фінансів відбувається у першій половині 2022 року. Оцінка демонструє безпрецедентне розширення структурного дефіциту до рівня, що перевищує 20 % від потенційного ВВП, яке супроводжувалося екстремальним стимулюючим імпульсом. Цей сплеск мав вимушений, екзогенний характер і був повністю зумовлений різким на-

рошуванням оборонних та безпекових видатків в умовах повномасштабного вторгнення.

Варто зауважити, що фінансова політика України у 2018–2025 роках формувалася не як стабільне контрциклічне правило, а як реакція на послідовні макроекономічні та воєнні шоки (табл. 2). У 2018–2020 роках від'ємний розрив ВВП поєднувався з помірним погіршенням первинного сальдо, а у 2020 році фіксується виразний експансійний імпульс, що відображає антикризову бюджетну реакцію на спад економічної активності.

Найбільший структурний злам припадає на 2022 рік, коли первинний дефіцит різко поглибився до -17,70 % ВВП, а видатки зросли до понад 51 % ВВП, що свідчить про перехід бюджету в режим екстреної мобілізації ресурсів.

Таблиця 2

Динаміка фінансової позиції України у 2018–2025 роках

Рік	Розрив ВВП, %	Первинне сальдо, % ВВП	Структурна фінансова позиція, % ВВП	Фінансовий імпульс, в. п. ВВП	Доходи бюджету, % ВВП	Видатки бюджету, % ВВП
2018	-9,14	-1,52	-0,54	-2,03	26,45	27,97
2019	-5,57	-1,78	-1,22	-0,23	25,41	27,19
2020	-5,57	-4,37	-3,73	-5,99	26,07	30,44
2021	4,28	-3,14	-3,52	0,00	24,22	27,36
2022	-4,67	-17,70	-17,14	-15,54	33,54	51,24
2023	-0,55	-19,75	-19,67	-1,45	40,84	60,60
2024	1,49	-17,66	-17,65	1,71	40,56	58,23
2025	1,31	-17,84	-17,84	-3,06	43,32	61,16

Примітка: від'ємне значення фінансового імпульсу інтерпретується як фінансова експансія, додатне як фінансова консолідація. Дані за 2026 рік не включено до таблиці через неповноту бюджетних показників.

Джерело: побудовано авторами на основі власних розрахунків

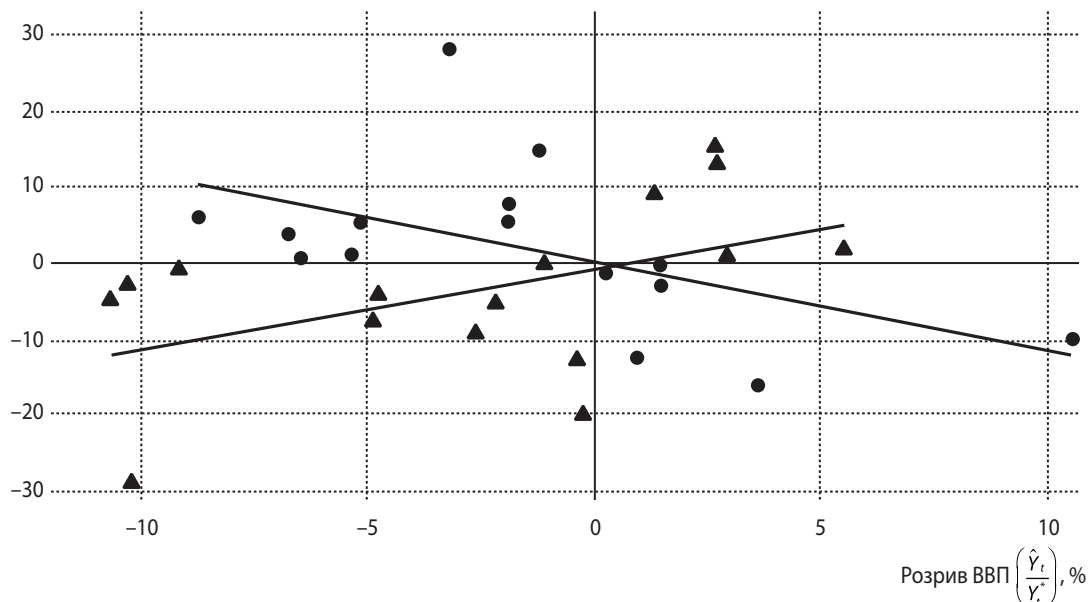
У 2023–2025 роках фіскальна позиція залишається глибоко дефіцитною, попри поступове закриття розриву ВВП і навіть появу додатного циклічного відхилення у 2024–2025 роках. Це означає, що фіскальна динаміка дедалі менше пояснюється звичайною фазою економічного циклу і дедалі більше визначається структурними потребами воєнної економіки, високим рівнем державних видатків і необхідністю підтримання макрофінансової стійкості.

Водночас зростання доходів бюджету з 26,45 % ВВП у 2018 році до 43,32 % ВВП у 2025 році не компенсує ще швидшого розширення видаткової частини, що вказує на збереження значного фіскального розриву та обмежену здатність бюджетної системи повернутися до нейтральної позиції без глибших структурних змін. Зміна макроекономічних показників протягом 2023–2025 років засвідчує розгортання фіскальної консолідації в умовах глибокого

структурного дефіциту та вичерпання фіскального простору, що аналітично відображається у згасанні чистого фіскального імпульсу. Зазначена тенденція визначена кардинальним уповільненням відносних темпів приросту оборонного фінансування порівняно з шоком 2022 року, що супроводжується жорсткою рестрикцією цивільних видатків та посиленою податковою мобілізацією на тлі пригніченого потенційного випуску.

Діагностика макроекономічної стабілізаційної функції виявляє фундаментальну відсутність системного фіскального правила. Візуалізована на рис. 3 матриця циклічності відображає стохастичний характер урядових інтервенцій. Спостереження позначені як контрциклічні, якщо фіскальна реакція працює проти фази циклу: стимулювання під час від'ємного розриву ВВП або стримування під час додатного розриву.

Фіскальний імпульс в. п. ВВП, %



Характер фіскальної реакції: ● Контрциклічна ▲ Проциклічна

Рис. 3. Циклічність фіскальної політики України через зв'язок фіскального імпульсу та розриву ВВП

Джерело: побудовано авторами на основі власних розрахунків

Відповідно, решта точок відображає проциклічну або нестабілізаційну поведінку фіскальної політики, коли бюджетна реакція не пом'якшує, а потенційно посилює макроекономічні коливання. Класична парадигма вимагає жорсткої контрциклічності. Держава зобов'язана генерувати фіскальну експансію в рецесійних фазах – лівий нижній квадрант, та абсорбувати надлишкову ліквідність у періоди перегріву – правий верхній квадрант.

Емпірична діагностика циклічності фіскальної політики свідчить про відсутність стійкого стабілізаційного правила в Україні. Кореляція між розривом ВВП та фіскальним імпульсом становить лише 0,059, тобто зв'язок між фазою економічного циклу та напрямом бюджетної реакції фактично є статистично слабким. Це означає, що фіскальна політика не демонструвала системної здатності автоматично посилювати підтримку економіки в пері-

оди спаду та стримувати попит у фазах перегріву. Частка контрциклічних спостережень становить 51,6 %, тоді як проциклічних – 48,4 %, що вказує майже на симетричний розподіл між стабілізаційною та нестабілізаційною поведінкою бюджету. Така структура не дозволяє говорити про домінування послідовної контрциклічної логіки, а радше підтверджує реактивний характер фіскальної політики, коли рішення визначалися не стільки фазою ділового циклу, скільки доступністю фінансування, воєнними потребами, зовнішніми обмеженнями та станом податкової бази. Отже, розміщення точок на рис. 3 відображає фрагментованість фіскального управління: бюджет інколи виконував стабілізаційну функцію, однак ця функція не була інституційно закріпленою та часто нейтралізувалася структурними обмеженнями воєнної економіки й ринку, що формується.

Оцінювання макроекономічної ефективності чистого структурного фіскального імпульсу на базі SVAR-моделювання підтверджує наявність короткострокового стимулюючого ефекту, однак не дає підстав трактувати його як стійкий механізм економічного зростання. Імпульсна реакція розриву ВВП є максимальною у перші два квартали після шоку: на горизонті одного кварталу вона становить 0,914 в. п., а на горизонті двох кварталів – 0,854 в. п. Це свідчить про початкову дію фіскального мультиплікатора, коли розширення державного попиту або послаблення фіскального вилучення тимчасово підтримує економічну активність. Водночас уже з третього кварталу ефект різко слабшає: реакція зменшується до 0,201 в. п., на четвертому горизонті – до 0,097 в. п., а починаючи з п'ятого кварталу переходить у від'ємну зону (-0,237 в. п.). Подальші значення залишаються близькими до нуля або слабо від'ємними, що вказує на майже повну абсорбцію початкового стимулу економічною системою. Така траєкторія означає, що фіс-

кальний імпульс в Україні здатний забезпечити лише короткострокове згладжування спаду, але його вплив швидко нейтралізується структурними обмеженнями: високою імпоротною залежністю, валютними обмеженнями, борговим навантаженням, необхідністю стерилізації надлишкової ліквідності та слабкою здатністю внутрішнього виробництва швидко відповісти на додатковий попит. Важливо, що bootstrap-довірчі інтервали на всіх горизонтах охоплюють нуль, зокрема для першого кварталу від -0,511 до 2,089, а для другого від -0,338 до 2,108, що свідчить про високу статистичну невизначеність оцінок. Тому результати SVAR слід інтерпретувати не як точну кількісну оцінку мультиплікатора, а як загальну динамічну закономірність: фіскальний стимул має найбільший вплив на початку, після чого його ефективність швидко згасає.

Для перевірки стійкості цього висновку додатково застосовано метод локальних проєкцій, який оцінює реакцію ВВП окремо для кожного прогнозного горизонту і

Імпульсна реакція розриву ВВП на
фіскальний шок, %

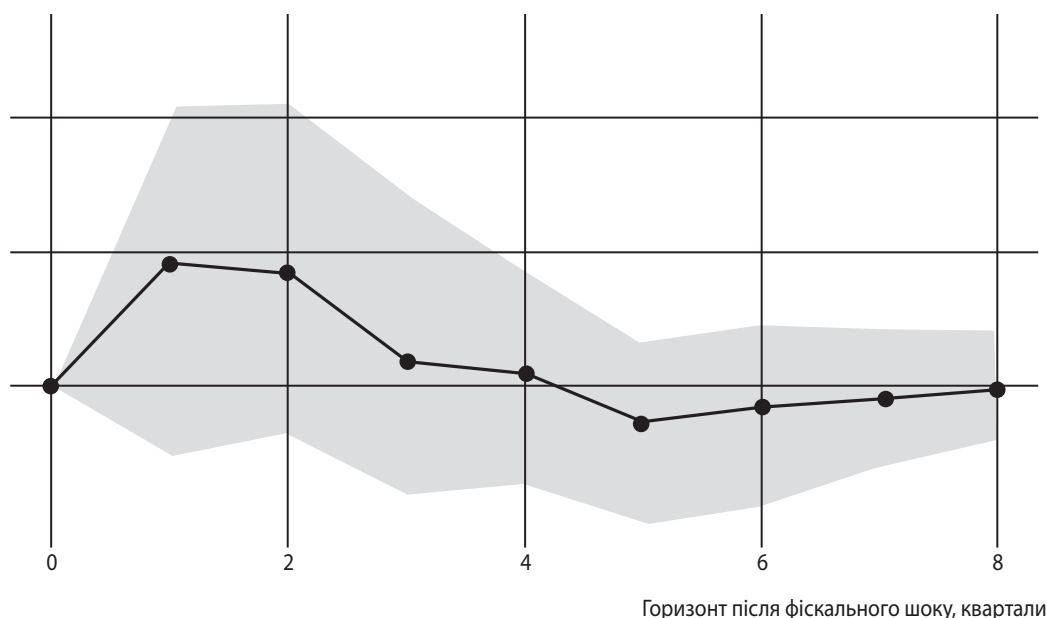


Рис. 4. Імпульсна реакція розриву ВВП на фіскальний імпульс за SVAR-моделлю

Джерело: побудовано авторами на основі власних розрахунків

є менш залежним від повної динамічної специфікації VAR. Отримані LP-оцінки загалом підтверджують висновок SVAR про нетривалість позитивного ефекту фіскального стимулювання, але водночас вказують на більш виражене середньострокове послаблення економічної активності, що узгоджується з тезою про перетворення фіскальної експансії з інструменту екстреної стабілізації на потенційне джерело макрофінансового тиску.

Результати локальних проєкцій виступають не лише альтернативною оцінкою імпульсної реакції, а й робастною перевіркою висновків SVAR щодо короткострокового характеру позитивного впливу фіскального імпульсу на економічну активність. На відміну від SVAR, де реакція формується рекурсивно в межах єдиної динамічної систе-

ми, локальні проєкції оцінюють ефект окремо для кожного горизонту, що є особливо важливим за умов короткої вибірки, структурних розривів і нестабільності параметрів. Отримані оцінки демонструють, що вже в момент шоку реакція розриву ВВП є додатною, але помірною і статистично невизначеною: на горизонті $h = 0$ вона становить 0,120 в. п. за довірчого інтервалу від -0,074 до 0,314. Найбільш виразний позитивний ефект спостерігається через один квартал після шоку: оцінка дорівнює 0,218 в. п., а довірчий інтервал $[0,039; 0,398]$ не охоплює нуль, що дозволяє інтерпретувати цей результат як статистично значущий короткостроковий стимулюючий вплив.

На другому горизонті ефект залишається додатним, але слабшає до 0,165 в. п., причому довірчий інтервал

$[-0,066; 0,396]$ вже включає нуль, що свідчить про втрату статистичної стійкості початкового стимулу.

Починаючи з третього кварталу траєкторія локальних проєкцій змінює знак: оцінка становить $-0,052$ в. п. на горизонті $h = 3$ та поглиблюється до $-0,158$ в. п. на горизонті $h = 4$. Саме цей перехід у від'ємну зону є ключовим з погляду економічної інтерпретації, оскільки він свідчить про поступову нейтралізацію фіскального стимулу макроекономічними обмеженнями. Проте широкі довірчі інтервали, відповідно $[-0,129; 0,025]$ та $[-0,437; 0,122]$, не дають підстав трактувати цей негативний ефект як статистично однозначний. Отже, коректніше говорити не про гарантоване формування стійкого гальмівного ефекту, а про появу середньострокової тенденції до згасання мультиплікативного впливу фіскальної експансії. На подальших горизонтах реакція залишається нестабільною: на $h = 5$ вона знову стає слабко додатною ($0,040$ в. п.), на $h = 6$ зростає до $0,210$ в. п., однак довірчий інтервал $[-0,008; 0,429]$ лише майже виключає нуль, тому цей результат слід трактувати обережно. На горизонті $h = 7$ ефект знижується до $0,047$ в. п., а на $h = 8$ знову переходить у від'ємну зону ($-0,102$ в. п.) за інтервалу $[-0,278; 0,074]$.

Таким чином, локальні проєкції підтверджують головний висновок: фіскальний імпульс в Україні має найбільш помітний позитивний вплив лише в короткостроковому періоді, насамперед протягом першого кварталу після шоку. Надалі ефект стає статистично нестійким, змінює знак і поступово втрачає макроекономічну силу. Це узгоджується з гіпотезою про низьку тривалість фіскального мультиплікатора в умовах високої імпоротної залежності, боргового фінансування дефіциту, валютних обмежень, воєнних ризиків і слабкої здатності внутрішнього виробництва швидко перетворити додатковий державний попит на стаке зростання випуску. Використання стандартних похибок Newey-

West із лаговою структурою, залежною від горизонту прогнозування, додатково підвищує надійність оцінювання в умовах можливої автокореляції та гетероскедастичності залишків. Водночас скорочення кількості спостережень із 30 на початкових горизонтах до 23 на восьмому горизонті пояснює розширення невизначеності та потребує обережної інтерпретації середньострокових результатів. Отже, LP-оцінки не заперечують стабілізаційну роль фіскального імпульсу, але чітко показують її обмежений, короткотривалий і структурно вразливий характер. На відміну від моделі SVAR, де негативний ефект виглядає порівняно помірним, траєкторія LP вказує на формування стійкого структурного гальма для економіки починаючи з четвертого кварталу. Це пояснюється тим, що боргове фінансування дефіциту генерує майбутні зобов'язання, що може пояснити різке збільшення продажу ОВДП для фінансування економічних потреб країни під час екзогенних шоків.

В умовах високої відкритості та імпортоорієнтованості української економіки фіскальний імпульс має обмежену здатність трансформуватися у стаке розширення внутрішнього випуску. Отримані результати SVAR та локальних проєкцій свідчать, що позитивна реакція розриву ВВП концентрується переважно на короткому горизонті: за SVAR максимальний ефект спостерігається у перші два квартали після шоку, тоді як за локальними проєкціями статистично найбільш виразна реакція фіксується на горизонті одного кварталу. Надалі оцінки втрачають стійкість, а на середньострокових горизонтах частково переходять у від'ємну зону, що вказує на поступове згасання мультиплікативного ефекту.

Така динаміка пояснюється тим, що додатковий державний попит не повністю абсорбується внутрішнім виробництвом, а значною мірою витікає через імпортний канал. Це особливо важливо з огляду на збереження високої

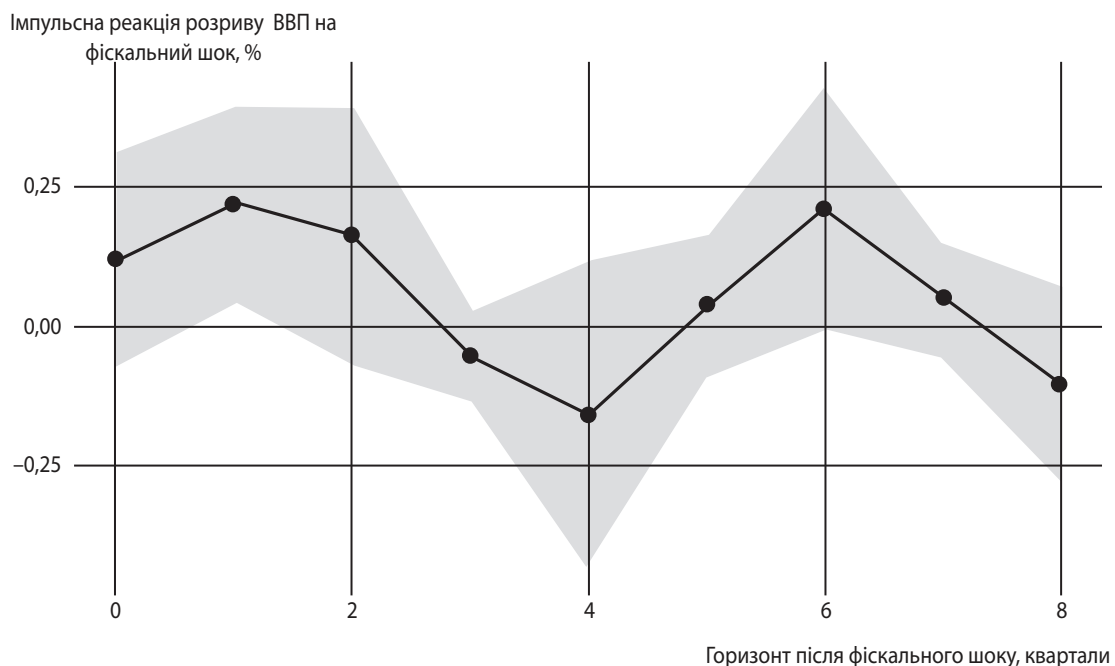


Рис. 5. Робастна оцінка реакції розриву ВВП на фіскальний імпульс LP

Джерело: побудовано авторами на основі власних розрахунків

імпортої залежності, коли імпорт товарів і послуг у 2022–2025 роках коливався близько 48–52% ВВП, а дефіцит торговельного балансу поглибився до 26,5% ВВП у 2025 році. За таких умов фінансова експансія підтримує поточний попит, однак значна частина цього попиту спрямовується на іноземні товари, енергоресурси, обладнання та критичний імпорт, а не на розширення національної виробничої бази.

Висновки. Проведене дослідження дозволило встановити, що оцінювання фінансової політики України в умовах структурних шоків потребує переходу від аналізу номінального дефіциту бюджету до ідентифікації чистого структурного фінансового імпульсу. Фактичне погіршення бюджетного сальдо саме по собі не є достатнім доказом дискреційного стимулювання, оскільки в умовах падіння випуску, руйнування податкових баз, воєнної міграції, інфляційно-курсівних викривлень та зовнішніх фінансових обмежень значна частина бюджетної динаміки формується автоматично. Тому розмежування циклічної та структурної компонент фінансової позиції є не лише технічним елементом розрахунку, а принциповою передумовою коректної інтерпретації ролі держави в макроекономічній стабілізації.

Результати оцінювання показали, що у 2018–2025 роках фінансова політика України не функціонувала як стійке контрциклічне правило. Зв'язок між розривом ВВП та фінансовим імпульсом виявився статистично слабким, а майже рівний розподіл між контрциклічними та проциклічними спостереженнями свідчить про фрагментований і реактивний характер бюджетної політики. Держава в окремі періоди виконувала стабілізаційну функцію, зокрема, під час пандемічного шоку та повномасштабної війни, однак ця функція не була інституційно закріпленою. Фінансові рішення значною мірою визначалися не фазою економічного циклу, а екстремними потребами оборони, доступністю зовнішнього фінансування, станом податкової бази та необхідністю підтримання базової макрофінансової стійкості.

Важливим результатом дослідження є виявлення асиметричної та нестабільної чутливості бюджетних доходів до макроекономічної динаміки. Податкова система України демонструє високу залежність від структурних шоків, що проявляється у розбіжностях між оцінками DOLS та ARDL для окремих податкових категорій. Це свідчить про те, що в умовах воєнної економіки податкові надходження реагують не лише на зміну ВВП, а й на деформацію баз оподаткування, зміну структури споживання, імпортозалежність, валютні коливання, бюджетне відшкодування ПДВ та адміністративні особливості податкової системи. Відповідно, автоматичні стабілізатори в Україні мають обмежену ефективність, оскільки їхня дія частково нівелюється інституційною нестабільністю та структурною вразливістю фінансової бази. Динамічне моделювання впливу фінансового імпульсу на економічну активність засвідчило, що фінансова експансія в Україні здатна генерувати короткостроковий позитивний ефект, однак цей ефект швидко вичерпується. Початкове стимулювання сукупного попиту не трансформується у стале зростання через високу імпортозалежність, обмеженість внутрішнього виробничого потенціалу, боргове навантаження, валютні обмеження та необхідність монетарної стерилізації надлишкової ліквідності. За таких умов значна частина бюджетного стимулу витікає за межі національної економіки через імпорт, тоді як держава за-

лишається з підвищеними майбутніми зобов'язаннями та звуженим фінансовим простором.

Отже, фінансову експансію в Україні можна розглядати як необхідний інструмент екстреної стабілізації в умовах глибоких шоків, але не як самодостатній механізм довгострокового економічного зростання. Її ефективність залежить не лише від масштабу видатків, а передусім від їхньої структури, здатності підтримувати внутрішню додану вартість, інвестиційний попит, зайнятість і продуктивний потенціал економіки.

Тому ключовим напрямом фінансової політики має стати перехід від загального розширення бюджетних витрат до селективної підтримки секторів із високим мультиплікативним ефектом, поглиблення податкового адміністрування, формування дієвих автоматичних стабілізаторів та поступове відновлення середньострокових фінансових правил. У цьому контексті головний висновок полягає в тому, що для України проблема полягає не лише в обсязі фінансового стимулу, а в його якості, спрямованості та здатності перетворювати бюджетні ресурси на розширення внутрішнього виробничого потенціалу, а не лише на тимчасове згладжування кризових провалів.

БІБЛІОГРАФІЯ

1. Kaminsky G. L., Reinhart C. M., Végh C. A. When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. *NBER Macroeconomics Annual*. 2004. Vol. 19. P. 11–53. DOI: <https://doi.org/10.1086/ma.19.3585327>
2. Bouthevillain C., Cour-Thimann P., van den Dool G., Hernández de Cos P., Langenus G., Mohr M., Momigliano S., Tujula M. Cyclically Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach. *SSRN Electronic Journal*. 2001. DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.356222>
3. Girouard N., André C. Measuring Cyclically-Adjusted Budget Balances for OECD Countries. *SSRN Electronic Journal*. 2006. DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.2005002>
4. Blanchard O., Perotti R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*. 2002. Vol. 117. No. 4. P. 1329–1368. DOI: <https://doi.org/10.1162/003355302320935043>
5. Auerbach A. J., Gorodnichenko Y. Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *SSRN Electronic Journal*. 2010. DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.1667585>
6. Ilzetzki E., Mendoza E. G., Végh C. A. How big (small?) are fiscal multipliers? *Journal of Monetary Economics*. 2012. URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S030439321200116X>
7. Vdovychenko A. Estimating the Fiscal Impulse in Ukraine. *Visnyk of the National Bank of Ukraine*. 2018. No. 245. P. 54–72. DOI: <https://doi.org/10.26531/vnbu2018.245.03>
8. Hodrick R. J., Prescott E. Post-war US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*. 1997. Vol. 29. No. 1. URL: <https://www.jstor.org/stable/2953682>
9. Hamilton J. D. Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter. *The Review of Economics and Statistics*. 2018. Vol. 100. No. 5. P. 831–843. DOI: https://doi.org/10.1162/rest_a_00706
10. Fedelino A., Horton M., Ivanova A. Computing Cyclically-Adjusted Balances and Automatic Stabilizers. *Technical Notes and Manuals*. 2009. No. 05. P. 1. DOI: <https://doi.org/10.5089/9781462359622.005>

11. OECD. The State of Public Finances 2015: Strategies for Budgetary Consolidation and Reform in OECD Countries. OECD Publishing. Paris. 2015. DOI: <https://doi.org/10.1787/9789264244290-en>
 12. Brezinski C. La méthode de Cholesky. *Revue d'histoire des mathématiques*. 2018. Vol. 11. No. 2. P. 205–238. DOI: <https://doi.org/10.24033/rhm.30>
 13. Marcellino M., Stock J. H., Watson M. W. A comparison of direct and iterated multistep AR methods for forecasting macroeconomic time series. *Journal of Econometrics*. 2006. Vol. 135. No. 1–2. P. 499–526. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.07.020>
 14. Jordà Ò. Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*. 2005. Vol. 95. No. 1. P. 161–182. DOI: <https://doi.org/10.1257/0002828053828518>
 15. Pesaran M. H., Shin Y., Smith R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*. 2001. Vol. 16. No. 3. P. 289–326. DOI: <https://doi.org/10.1002/jae.616>
 16. Bårdsen G. Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2009. Vol. 51. No. 3. P. 345–350. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1989.mp51003008.x>
 17. Stock J. H., Watson M. W. A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*. 1993. Vol. 61. No. 4. P. 783. DOI: <https://doi.org/10.2307/2951763>
 18. Sarr A. Financial Liberalization, Bank Market Structure, and Financial Deepening: An Interest Margin Analysis. *IMF Working Papers*. 2000. Vol. 00. No. 38. P. 1. DOI: <https://doi.org/10.5089/9781451845686.001>
- Фінансування:** Дослідження не отримувало зовнішнього фінансування.
- Конфлікт інтересів:** Автори заявляють про відсутність конфлікту інтересів. Жодні фінансові, професійні, інституційні або особисті обставини не впливали на формування мети дослідження, вибір методології, інтерпретацію отриманих результатів та формулювання висновків.
- Вдячності:** Не передбачені.
- Використання штучного інтелекту:** Під час підготовки рукопису використовувався інструмент Grammarly виключно для мовно-стилістичної перевірки, коригування граматики, орфографії та покращення технічної якості академічного тексту. Усі наукові положення, методологічні підходи, емпіричні розрахунки, інтерпретація результатів і висновки сформовані та перевірені авторами самостійно. Інструменти штучного інтелекту не використовувалися як джерело первинних даних і не зазначаються як автори або співавтори статті.
- Funding:** This research received no external funding.
- Conflict of Interest:** The authors declare no conflict of interest. No financial, professional, institutional, or personal circumstances influenced the formulation of the research objective, the choice of methodology, the interpretation of the results obtained, or the formulation of conclusions.
- Acknowledgments:** Not applicable.
- Use of Artificial Intelligence:** During the preparation of the manuscript, the Grammarly tool was used exclusively for language and stylistic review, grammar and spelling correction, and improvement of the technical quality of the academic text. All scientific statements, methodological approaches, empirical calculations, interpretation of results, and conclusions were formulated and verified by the authors independently. Artificial intelligence tools were not used as a source of primary data and are not listed as authors or co-authors of the article.
- Blanchard O. & Perotti R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 4(117), 1329–1368. <https://doi.org/10.1162/003355302320935043>
- Bouthevillain C., Cour-Thimann P., van den Dool G., Hernández de Cos P., Langenus G., Mohr M., Momigliano S. & Tujula M. (2001). Cyclically Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.356222>
- Bårdsen G. (2009). Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 3(51), 345–350. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1989.mp51003008.x>
- Brezinski C. (2018). La méthode de Cholesky. *Revue d'histoire des mathématiques*, 2(11), 205–238. <https://doi.org/10.24033/rhm.30>
- Fedelino A., Horton M. & Ivanova A. (2009). Computing Cyclically-Adjusted Balances and Automatic Stabilizers. *Technical Notes and Manuals*, 05, 1. <https://doi.org/10.5089/9781462359622.005>
- Girouard N. & Andre C. (2006). Measuring Cyclically-Adjusted Budget Balances for OECD Countries. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2005002>
- Hamilton J. D. (2018). Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter. *The Review of Economics and Statistics*, 5(100), 831–843. https://doi.org/10.1162/rest_a_00706
- Hodrick R. J. & Prescott E. (1997). Post-war US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(29). <https://www.jstor.org/stable/2953682>
- Ilzetzki E., Mendoza E. G. & Vegh C. A. (2012). How big (small?) are fiscal multipliers?. *Journal of Monetary Economics*. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S030439321200116X>
- Jordà Ò. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, 1(95), 161–182. <https://doi.org/10.1257/0002828053828518>
- Kaminsky G. L., Reinhart C. M. & Végh C. A. (2004). When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. *NBER Macroeconomics Annual*, 19, 11–53. <https://doi.org/10.1086/ma.19.3585327>
- Marcellino M., Stock J. H. & Watson M. W. (2006). A comparison of direct and iterated multistep AR methods for forecasting macroeconomic time series. *Journal of Econometrics*, 1–2(135), 499–526. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.07.020>
- OECD (2015). *The State of Public Finances 2015: Strategies for Budgetary Consolidation and Reform in OECD Countries*. OECD Publishing. Paris. <https://doi.org/10.1787/9789264244290-en>
- Pesaran M. H., Shin Y. & Smith R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 3(16), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Sarr A. (2000). Financial Liberalization, Bank Market Structure, and Financial Deepening: An Interest Margin Analysis. *IMF Working Papers*, 38(00), 1. <https://doi.org/10.5089/9781451845686.001>
- Stock J. H. & Watson M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 4(61), 783. <https://doi.org/10.2307/2951763>
- Vdovychenko A. (2018). Estimating the Fiscal Impulse in Ukraine. *Visnyk of the National Bank of Ukraine*, 245, 54–72. <https://doi.org/10.26531/vnbu2018.245.03>

REFERENCES

Auerbach A. J. & Gorodnichenko Y. (2010). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1667585>

Стаття надійшла до редакції 17.05.2026 р.

Статтю прийнято до публікації 31.05.2026 р.

Оприлюднено 11.08.2026 р.