

ОЦІНКА ФІСКАЛЬНОГО ІМПУЛЬСУ В УКРАЇНІ

АРТЕМ ВДОВИЧЕНКО^{a*}

^aНаціональний банк України

Email: artem.vdovychenko@bank.gov.ua

Анотація

У дослідженні проведено оцінку фіскального імпульсу для України. Під час розрахунків використовувався підхід ОЕСР, що передбачає дезагрегування доходів та видатків бюджету на різні категорії та видалення з них компонент, зумовлених циклічними коливаннями економіки. Для оцінки фіскального імпульсу було розраховано довгострокову та короткострокову еластичність окремих статей бюджету за ВВП. Застосований підхід дав змогу ідентифікувати реакцію фіскальної політики в Україні на економічні кризи 2008–2009 років та 2014 року, а також виділити статті бюджету, котрі перебувають під найбільшим впливом циклічних коливань економіки. Відповідно до результатів реакція фіскальної політики на кризу 2014 року була жорсткішою, ніж у 2008–2009 роках. Серед категорій бюджетних доходів найвищою реакцією на цикли економіки характеризується податок на прибуток підприємств, найбільший внесок у циклічну складову бюджетного балансу в Україні робить податок на додану вартість (далі – ПДВ).

Класифікація JEL: E62, H3, H61, C22

Ключові слова: фіскальний стан, фіскальний імпульс, динамічний метод найменших квадратів, авторегресія з розподіленним лагом

1. ВСТУП

Економічні шоки, що їх переживає Україна в останні роки, мають безпосередній вплив на фіскальну політику, яка стала жорсткішою. Сама система публічних фінансів на сьогодні є сферою проведення ряду кардинальних реформ, покликаних підвищити ефективність адміністрування податків та використання бюджетних видатків. Такі динамічні зміни у фіскальній сфері актуалізують питання оцінки стану самої фіскальної політики і характеру її впливу на економіку.

Стандартним підходом до оцінки фіскальної політики є розрахунок фіскального імпульсу – показника зміни бюджетного дефіциту, скоригованого на автоматичний вплив різних економічних процесів. Фіскальний імпульс є показником, що зазначає характер дискреційної фіскальної політики уряду, яка може бути спрямована на стимулювання економіки (м'яка фіскальна політика) або її стримування (жорстка фіскальна політика). Цей індикатор фіскальної політики розраховується і використовується в економічних дослідженнях для розуміння зв'язків між фіскальною політикою та іншими змінними, а також для прогнозування рівня інфляції, темпів зростання ВВП, рівня суверенного боргу. Однак фіскальний імпульс є розрахунковою величиною і це ставить ряд теоретичних та прикладних питань щодо його консистентної оцінки.

Мета нашого дослідження полягає в оцінці фіскального імпульсу для України, що дасть змогу ідентифікувати періоди жорсткої та м'якої фіскальної політики в Україні, а також надає додаткову інформацію для прогнозування майбутньої динаміки інших макроекономічних

показників. З метою демонстрації отриманих результатів ми тестуємо гіпотезу про те, що реакція фіскальної політики в Україні на економічну кризу 2014 року була жорсткішою, ніж на кризу 2008–2009 років.

Фіскальний імпульс оцінюється в статті відповідно до методики ОЕСР (Bouthevillain et al., 2001). Цей підхід дає змогу точніше виділити циклічні складові бюджету через їхню дезагрегацію. Для порівняння і перевірки робастності результатів ми також застосовуємо методику, що протягом певного часу використовувалася МВФ (Heller et al., 1986). Для розрахунків використовуються щоквартальні дані за період 2004–2016 років, які дають змогу оцінити циклічну складову бюджетного балансу під час криз 2008–2009 років та 2014 року і реакцію фіскальної політики на ці кризи. Джерелом даних є бюджетна статистика Державної казначейської служби України та статистика ВВП Державної служби статистики України. Внесок цієї статті полягає, по-перше, в оцінці фіскального імпульсу для України, що дає змогу визначати ступінь жорсткості фіскальної політики в різні періоди. По-друге, – в оцінці еластичності ряду бюджетних категорій за ВВП, що дає розуміння впливу різних статей доходів та видатків бюджету на формування структурного бюджетного балансу.

Стаття структурована так: у другому розділі подано огляд літератури та методик з оцінки фіскального імпульсу; у третьому описується метод, який ми використовуємо для оцінки фіскального імпульсу; у четвертому наводиться опис даних та їхня статистична характеристика; у п'ятому презентуємо результати оцінок; у шостому обговорюються отримані результати і подаються висновки.

*Точка зору і судження, подані в статті, є авторськими і можуть не відображати офіційну позицію НБУ.

2. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ: ОСНОВНІ ПІДХОДИ ДО ОЦІНКИ СТАНУ ФІСКАЛЬНОЇ ПОЛІТИКИ

Проблема визначення величини фінансового імпульсу полягає в тому, що номінальний бюджетний баланс є оманливим індикатором фінансової політики, оскільки перебуває під впливом економічних коливань (Bouthevillain et al., 2001). Спрощений погляд на структуру бюджетного балансу дає змогу виділити циклічну компоненту, яка формується в результаті дії автоматичних стабілізаторів, і тренд, який є наближеним індикатором саме дискреційної фінансової політики. Дія автоматичних стабілізаторів відбувається внаслідок економічної природи певних категорій бюджетних витраток і доходів. Наприклад, надходження з ПДВ зростають зі зростанням кінцевого споживання, яке, в свою чергу, позитивно корелює з фазою економічного циклу. Серед витраток публічного сектору класичним прикладом є виплати з безробіття, обсяги яких зростають у періоди економічного спаду. Таким чином, можна спостерігати автоматичну реакцію податкових надходжень на економічні коливання, які не мають нічого спільного з рішеннями уряду у сфері фінансової політики. Дія автоматичних стабілізаторів може створювати ілюзію щодо реального стану речей у фінансовій політиці і викривляти рішення відповідних чиновників. Традиційним підходом до уникнення таких викривлень є розрахунок циклічно скоригованого первинного бюджетного балансу (CAPB), який уключає структурну компоненту і неочікувані дискреційні фінансові рішення уряду. CAPB також часто називають фінансовим станом (*fiscal stance*, *FS*). У свою чергу, фінансовий імпульс (*fiscal impulse*, *F*) є першою різницею *FS* і зазначає напрям та міру зміни фінансової політики порівняно з минулим періодом.

Відповідно до Galí and Perotti (2003) бюджетний дефіцит можна подати як суму циклічної та структурної компоненти. Циклічний (недискреційний) дефіцит змінюється внаслідок процесів, прямо не підконтрольних уряду, – циклічних коливань рівня зайнятості і баз оподаткування. Циклічні коливання в основному впливають на податкові надходження, оскільки бази оподаткування дуже часто пов'язані з економічним циклом. Серед категорій бюджетних витраток виплати з безробіття мають очевидний зв'язок із циклічністю економіки і є автоматичними стабілізаторами¹. Витрати на обслуговування державного боргу також можуть сприйматись як складова “недискреційної компоненти”, оскільки уряд не може впливати на їхню величину в поточному періоді.

Циклічно скоригований (дискреційний) дефіцит є бюджетним дефіцитом, який відповідає потенційному ВВП економіки². У літературі цей показник часто називають фінансовим станом (*fiscal stance*). Фінансовий стан умовно поділяється на структурну (ендогенну) та несистематичну (екзогенну) частини. Ендогенна складова є систематичною реакцією уряду на поточні або очікувані економічні події. Тобто, на відміну від циклічної компоненти, цей дефіцит є наслідком рішення уряду щодо фінансової політики, а не механічною реакцією на

економічну динаміку. Екзогенна компонента містить випадкові зміни у фінансовій політиці, що не є результатом прийняття систематичних рішень урядом, але виникають через екзогенні політичні події або неординарні обставини (вибори, військові дії). Оскільки фінансовий імпульс є першою різницею фінансового стану, саме оцінка фінансового стану є першим кроком у відтворенні динаміки фінансових імпульсів.

Одним із відомих нам підходів для оцінки фінансового стану є модель, що протягом певного часу використовувалась МВФ (Heller et al., 1986):

$$FB_t = (R_t - G_t), \quad (1)$$

$$FB_t = (r_0 Y_t^* - g_0 Y_t^*) - [r_0 (Y_t^* - Y_t)] - FS_t, \quad (2)$$

де FB_t – первинний баланс бюджету; $r_0 = R_0/Y_0$ – відношення бюджетних доходів до номінального ВВП у базовому році; $g_0 = (G_0 - UIB_0)/Y_0$ – відношення первинних бюджетних витраток до номінального ВВП у базовому році; UIB_0 – бюджетні виплати з безробіття у базовому році; Y_t^* – номінальний ВВП у рік t ; Y_t – потенційний номінальний ВВП у рік t ; R_t – бюджетні доходи; G_t – первинні витрати бюджету; FS_t – фінансовий стан у рік t . Як базовий рік обирається період, коли ВВП був найближчим до свого потенційного значення. Цей підхід передбачає одиничну еластичність доходів бюджету за номінальним ВВП та одиничну еластичність витраток бюджету, очищених від виплат із безробіття, за потенційним ВВП. Таким чином, витрати бюджету, крім виплат із безробіття, є ациклічними і відхилення їх зміни від приросту потенційного ВВП є ознакою жорсткої/м'якої дискреційної фінансової політики. Бюджетні надходження, в свою чергу, є такими, що мають одиничну еластичність за циклом.

Недоліком саме цього підходу є те, що не всі бюджетні надходження є циклічними і не для всіх податків еластичність за ВВП дорівнює одиниці. Дуже часто величина такої еластичності становить більше одиниці. Таким чином, модель (2) продукує показник фінансового стану, що включає автоматичну реакцію ряду податків на зміни випуску. Також недоліком є припущення про циклічну природу виплат із безробіття, хоча такі виплати є циклічними лише частково через наявність так званого природного рівня безробіття. Модель (2) виділяє показник фінансового стану, що, крім дискреційної складової, також містить “фінансовий зсув” (*fiscal drag*) – зростання податкового навантаження зі збільшенням випуску в умовах прогресивної системи оподаткування (Schinasi and Lutz, 1991).

Водночас нині МВФ уже використовує новий підхід до оцінки циклічно скоригованого бюджетного балансу, яким передбачається коригування витраток бюджету на вплив розриву ВВП через виплату соціальних трансферів, суми яких збільшуються в періоди економічних спадів. Методичними матеріалами МВФ також передбачається більший перелік факторів, на які необхідно коригувати бюджетний баланс для виділення дискреційної складової. Серед таких факторів – динаміка цін на активи, динаміка цін на світових сировинних ринках, зміна

¹ Автоматичні стабілізатори не завжди належать до циклічної частини бюджету. Так, заробітні плати в державному секторі є ациклічними, однак є стабілізатором, який підтримує попит у часи рецесій (Fatás, 2009).

² Детальніше про суть потенційного рівня ВВП, а також його оцінку за допомогою фільтра Кальмана, яка використовується в цьому дослідженні, можна прочитати в Nikolaichuk and Mariiko (2007) та NBU (2016).

структури економіки³. Здійснення зазначених коригувань дає змогу оцінити структурний бюджетний баланс (Structural Budget Balance, SBB), який є складнішим для розрахунку індикатором фіскальної політики, ніж циклічно скоригований первинний бюджетний баланс CAPB, який ми оцінюємо в цій статті⁴.

Поширеним є дезагрегований підхід Європейської комісії, що передбачає оцінку еластичності бюджетних надходжень за ВВП, а також виділення циклічної складової бюджетних виплат із безробіття:

$$B_{c,t}/Y_t = R_t/Y_t \varepsilon_{R,Y} \times Y_{r,c,t} - (\bar{X}^U/\bar{Y}) \varepsilon_{X^U,Y} \times Y_{r,c,t}, \quad (3)$$

де $B_{c,t}$ – циклічний фіскальний баланс; Y_t – ВВП; R_t – доходи бюджету; $\varepsilon_{R,Y}$ – еластичність доходів бюджету з випуску; X^U – бюджетні видатки, пов’язані з безробіттям; \bar{X}^U/\bar{Y} – середнє значення для періоду 1970–1994 років, що є референтним показником, який відображає нейтральний рівень співвідношення між видатками із безробіття та ВВП; $\varepsilon_{X^U,Y}$ – еластичність бюджетних видатків, пов’язаних із безробіттям з випуску; $Y_{r,c,t}$ – розрив реального ВВП (Bouthevillain et al., 2001).

Розширенням моделі (3) є підхід ОЕСР, який дезагрегує бюджетні видатки ще більшою мірою і передбачає оцінку еластичності основних податкових надходжень за ВВП та відповідної еластичності для виплат із безробіття:

$$B_{c,t}/Y_t = \sum_j R_t^j/Y_t \times \varepsilon_{R^j,Y} \times \varepsilon_{Y^j,Y} Y_{r,c,t} - X_t^U/Y_t \times \varepsilon_{X^U,Y} \times \varepsilon_{u,Y} \times Y_{r,c,t}, \quad (4)$$

де $B_{c,t}$ – циклічний фіскальний баланс; Y_t – ВВП; R_t^j – певна стаття бюджетних доходів; $\varepsilon_{R^j,Y}$ – еластичність бюджетних доходів за відповідною макроекономічною базою Y^j ; $\varepsilon_{Y^j,Y}$ – еластичність макроекономічної бази за реальним ВВП; U – кількість безробітних; X_t^U – бюджетні видатки, пов’язані з безробіттям; $Y_{r,c,t}$ – розрив реального ВВП.

Особливістю моделі (4) є те, що в ній використовується крос-еластичність, оскільки спочатку розраховується еластичність відповідних баз оподаткування за ВВП, а потім – відповідних податкових надходжень за базами оподаткування. Загалом підхід ОЕСР ближчий до того, щоб видалити всі автоматичні реакції з первинного бюджетного балансу, оскільки еластичність циклічних бюджетних компонент може бути більшою, ніж одиниця. Підхід МВФ (Heller et al., 1986), який стосується саме оцінки фіскального стану на підставі розрахунків для первинного балансу, передбачає простоту застосування та низькі вимоги до деталізації даних за рахунок зниження точності, натомість модель (4) передбачає вищу точність оцінок і вимоги до даних (van den Noord, 2000; Girouard and André, 2005; Larch and Turrini, 2009).

Розширена модифікація моделі (4) представлена в Bouthevillain et al. (2001):

$$B_{c,t}/Y_t = \sum_j R_t^j/Y_t \times \varepsilon_{R^j,Y} \times v_{c,t}^j - X_t^U/Y_t \times \varepsilon_{X^U,U} \times u_{c,t} - X_t^G/Y_t \times \varepsilon_{\omega_g,\omega_p} \times \omega_{p,c,t}, \quad (5)$$

де $B_{c,t}$ – циклічний фіскальний баланс; Y_t – ВВП; R_t^j – певна стаття бюджетних доходів; $\varepsilon_{R^j,Y}$ – еластичність бюджетних доходів за відповідною макроекономічною базою (Y^j), $v_{c,t}^j$, $u_{c,t}$; $\omega_{p,c,t}$ – циклічні величини щодо ВВП; U – кількість безробітних; X_t^U – бюджетні видатки, пов’язані з безробіттям; X_t^G – витрати на оплату праці в бюджетному секторі; ω_g , ω_p – середня реальна заробітна плата в державному та приватному секторах.

Специфікою моделі (5) є те, що з боку видатків пропонується також вилучати циклічну складову заробітних плат у бюджетному секторі. Автори припускають непряму залежність зарплат у бюджетному секторі від циклічного випуску через заробітні плати в приватному секторі. Реальні заробітні плати в приватному секторі мають позитивну кореляцію з коливаннями випуску, заробітні плати в бюджетному секторі реагують на рівень зарплат у приватному секторі. Реалістичність цих припущень залежить від специфіки системи оплати праці в окремій країні. Наявність механізмів автоматичної індексації заробітної плати в бюджетному секторі робить цю категорію видатків еластичною за рівнем випуску.

Застосування дезагрегованих підходів до оцінки фіскального стану передбачає оцінку еластичності статей бюджетних доходів та видатків за ВВП. У дослідженні Koester and Priesmeier (2012) запропоновано підхід, у якому враховано наявність коінтеграції між податками та відповідною податковою базою для оцінки динамічної еластичності. Оскільки наявність довгострокового коінтеграційного співвідношення між податками та відповідними базами оподаткування або ВВП з теоретичної точки зору є доволі очевидним, то вченими було запропоновано двоетапну процедуру оцінки довгострокової та короткострокової еластичності. Підходом передбачається оцінка коінтеграційного рівняння (6) та рівняння короткострокових зв’язків із коригуванням похибками (7):

$$T_t^r = \beta_1^r X_t^r + \sum_{n=1}^N \gamma_n^r D_{n,t}^r + \sum_{i=1}^I \gamma_i^r S_{i,t}^r + \varepsilon_t^r, \quad (6)$$

$$\Delta T_t^r = \alpha_0^r + \sum_{i=1}^I \pi_i^r S_{i,t}^r + \sum_{n=1}^N \sum_{j=0}^q \alpha_{1n,j}^r \Delta X_{n,t-j}^r + \sum_{i=1}^p \alpha_{2,i}^r \Delta T_{t-i}^r + \alpha_3^r \varepsilon_{t-1}^r + u_t^r, \quad (7)$$

де T_t^r – надходження з податку r , X_t^r – база оподаткування податку r , $D_{n,t}^r$ – потенційні детерміністичні складові n у вигляді константи, лінійного або квадратичного тренду; $S_{i,t}^r$ – потенційні структурні злами в даних у вигляді імпульсів, зсувів у рівнях або зміни трендів; ε_t^r – стаціонарні похибки, що означають відхилення від довгострокового рівноважного співвідношення; u_t^r – i.i.d залишки. Серед параметрів, що оцінюються в моделях (6) та (7), найцікавіший для нас β_1^r , який є довгостроковою еластичністю податкових надходжень за відповідною базою. У свою

³ Детальніше про логіку і технічні аспекти такого коригування можна прочитати в Bornhorst et al. (2011).

⁴ Структурний бюджетний баланс не розраховується в цій статті у зв’язку з потребою в значно більшому обсязі даних та складнішій методиці оцінок для проведення розрахунків.

чергу, коефіцієнти $\alpha_{1n,j}$ зазначають короткострокову еластичність, коефіцієнти α_{2i}^r – персистентність темпів зростання податкових надходжень α_3^r – параметр швидкості повернення змінних до рівноважного співвідношення.

На відміну від довгострокового співвідношення в рівнях, поточний ефект зміни податкової бази на податкові надходження моделюється одночасним співвідношенням темпів зростання досліджуваних змінних [коефіцієнт $\alpha_{1n,0}$ у моделі (7)]. Цей коефіцієнт є прийнятною мірою циклічності податкових надходжень (Koester and Priesmeier, 2012), і він є прямим короткостроковим ефектом змін податкової бази на податкові надходження.

Динамічний характер макроекономічних та фіскальних змінних, а також чисельність факторів, що на них впливають, дають підстави для включення лагів відповідних змінних у моделі. Це дає змогу рахувати персистентність часових рядів, що аналізуються, пом'якшити проблеми зі специфікацією моделі, а також видалити автокореляцію з похибок.

Методи оцінки фіскального стану, які використовуються в літературі, розрізняються за ступенем деталізації категорій бюджету, що реагують на циклічні коливання економіки, і трактуванням циклічної складової видатків бюджету. Стосовно циклічності податкових надходжень існує певний консенсус, оскільки економічна природа різних видів податків приблизно однакова в усіх країнах. Однак національна специфіка публічних фінансів призводить до розходжень у методиках урахування циклічності видатків бюджету. Крім того, є деякі методологічні проблеми оцінки фіскального стану, пов'язані з питаннями ендогенності і трактування поняття дискреційної фіскальної політики.

3. МЕТОД ОЦІНКИ ФІСКАЛЬНОГО ІМПУЛЬСУ

Загальні тенденції фіскальної політики в Україні відображено на графіках А1 та А2 (у додатку А). З динаміки балансу зведеного бюджету можна зробити висновок про те, що останні роки в Україні відзначаються стрімким скороченням дефіциту. Іншим показовим моментом є зростання розриву між номінальним і первинним дефіцитом бюджету, особливо в періоди падіння курсу гривні. Динаміка та структура податкових надходжень (графік А2) свідчать про поступове зростання частки податків у ВВП, переорієнтацію податкової системи з прямих податків (ППП та ПДФО) на непрямі податки (ПДВ, акцизи, ввізне мито). Зміщення акцентів фіскальної політики на оподаткування споживання відображається у падінні граничних ставок прямих податків. Зокрема, було знижено ставку податку на прибуток підприємств (графік А3, у додатку А). Також було спрощено оподаткування доходів фізичних осіб шляхом запровадження єдиної ставки податку на доходи фізичних осіб у 2004 році (на досить низькому рівні у 2004 році, потім її поступово підвищили). Водночас основна ставка ПДВ незмінно залишалася на рівні 20%, акцизи поступово підвищувалися для

вирішення фіскальних проблем та наближення ставок до європейського рівня, ввізні мита в середньому знижувалися через поступову інтеграцію України в світову торгівлю. Виділення ефекту цих та інших дискреційних змін фіскальної політики на дефіцит бюджету передбачає оцінку фіскального імпульсу.

Вище вже йшлося про те, що фіскальний імпульс (*fiscal impulse*, *FI*) є першою різницею фіскального стану (*fiscal stance*, *FS*) і зазначає напрям та міру зміни фіскальної політики порівняно з минулим періодом. У нашому дослідженні фіскальний стан оцінюється у формі циклічно скоригованого бюджетного балансу (*SAPB*), оцінка якого передбачає розрахунок коефіцієнтів еластичності окремих категорій бюджету за ВВП. У статті ми використовуємо підхід ОЕСР (4), що передбачає оцінку такої еластичності і проведення відповідного коригування бюджетного балансу. Цей метод дає змогу виділити циклічні компоненти з окремих видів податків та видатків бюджету, що дає більше інформації про циклічність статей бюджету та є точнішим підходом. У цьому разі ми оцінюємо еластичність прямо, а не через перехресну еластичність⁵, як це запропоновано в оригінальній методиці. Оцінка перехресної еластичності передбачає використання баз оподаткування та формування відповідних бюджетних видатків для розрахунків. Для оцінки баз оподаткування зазвичай використовують, серед іншого, наявний дохід населення та рівень безробіття. Однак у нас є сумніви щодо консистентності цих даних, оскільки протягом 2004–2016 років в Україні кілька разів змінювалися методики розрахунку показників наявного доходу та рівня безробіття.

Варто наголосити на двох аспектах нашого дослідження. По-перше, ми використовуємо підхід ОЕСР, оскільки він є більш комплексним методом оцінки *SAPM* і дає можливість аналізувати циклічні компоненти різних категорій бюджетних доходів і видатків. По-друге, порівнюємо наші результати зі спрощеним підходом МВФ до оцінки *SAPM* (Heller et al., 1986), оскільки сучасна методика МВФ щодо ідентифікації дискреційної фіскальної політики виділяє дещо інший показник (*SBB*), тож потребує іншого набору статистичних даних та методів оцінки.

Як і передбачається стандартною методикою, ми виключаємо з розрахунків видатки на обслуговування боргу. Причиною є те, що дані видатки не підпадають під дискреційні рішення, а є обов'язком з оплати минулих дискреційних рішень уряду. Теоретично лише частина виплат з обслуговування боргу може залежати від рівня випуску, адже якщо ставки фіксовані, то ми не побачимо циклічних коливань їхнього рівня⁶. Ще більші труднощі для коректного виділення циклічної компоненти створює реакція монетарної політики, яка може проявлятися у контрциклічній динаміці ключової ставки центрального банку. Вплив ключової ставки на вартість позик означитиме, що реальний вплив розриву випуску на вартість обслуговування боргу недооцінюватиметься в періоди рецесії та переоцінюватиметься в періоди "перегріву" економіки. Така неоднозначність у трактуванні сутності відсоткових виплат і їх зв'язку з економічними циклами

⁵ Еластичність певного податку/видатків за базою нарахування, помножена на еластичність бази нарахування за ВВП.

⁶ Існує також думка, що відсоткові виплати варто видалити з розрахунків для мінімізації впливу інфляції та валютного курсу на бюджетний баланс. Така аргументація не досить логічна. Відсоткові виплати справді сильно пов'язані з рівнем цін та валютного курсу, однак якщо розглядати їх виключення з розрахунків як спосіб коригування видаткової частини бюджету, то на ці самі фактори потрібно коригувати й дохідну частину бюджету. Податки на міжнародну торгівлю, наприклад, сильно пов'язані з динамікою валютного курсу, однак цей факт зазвичай ігнорується під час оцінки фіскального стану.

привела до консенсусу щодо необхідності виключення даних бюджетних витратків з аналізу фіскального стану. Іншим аргументом на користь виключення обслуговування боргу з аналізу є те, що витратки на обслуговування боргу навряд чи можна трактувати як стимулюючі дії щодо економіки.

Специфікою нашого методичного підходу є те, що, на відміну від моделі (4), де циклічними є витратки бюджету з безробіття, циклічними є витратки на покриття дефіциту Пенсійного фонду України (далі – ПФУ). Витратки з безробіття в Україні здійснюються позабюджетним Фондом загальнообов’язкового державного соціального страхування України на випадок безробіття, який не фінансується з бюджету держави. Відповідно до наявної статистики у періоди спаду економіки цей фонд не генерує дефіцити, які необхідно фінансувати з державного бюджету, а скорочує фінансування активних заходів сприяння зайнятості. Водночас ПФУ регулярно генерує дефіцит власного бюджету, який покривається за рахунок коштів державного бюджету, оскільки не може різко скоротити витратки на фоні потреби індексувати пенсії на рівень інфляції. Оскільки державний бюджет в Україні фінансує дефіцит ПФУ, а рівень реальних заробітних плат в економіці залежить від фази економічного циклу, ці витратки є циклічними.

Для оцінки регресій із відповідною еластичністю ми використовуємо два підходи – DOLS та ARDL. Порівняння еластичності, оціненої за допомогою цих моделей дає нам змогу перевірити робастність отриманих результатів.

3.1. DOLS

Короткострокова та довгострокова еластичність оцінюються через застосування двокрокової процедури, запропонованої в Engle and Granger (1987). На першому етапі оцінюється довгострокове співвідношення (6) за допомогою суперконсистентного динамічного методу найменших квадратів (DOLS), запропонованого в Stock and Watson (1993). Суть підходу полягає в тому, що будується регресія, де податкові надходження⁷ в рівнях є залежною змінною, пояснюваними змінними виступають рівень бази оподаткування в той самий період часу, поточні, минулі та майбутні значення перших різниць бази оподаткування, детерміністичні компоненти, фіктивні змінні, що позначають структурні зміни в даних.

$$T_t^r = \beta_1^r X_t^r + \sum_{n=1}^N \gamma_n^r D_{n,t}^r + \sum_{i=1}^I \gamma_i^r S_{i,t}^r + \sum_{n=1}^N \sum_{j=-p}^q \alpha_{n,j} \Delta X_{n,t-j}^r + \varepsilon_t^r, \quad (8)$$

де T_t^r – надходження з податку r ; X_t^r – база оподаткування податку r ; $D_{n,t}^r$ – потенційні детерміністичні складові n у вигляді константи, лінійного або квадратичного тренду; $S_{i,t}^r$ – потенційні структурні зміни в даних у вигляді імпуль-

сів, зсувів у рівнях або зміни трендів; ε_t^r – стаціонарні похибки, що означають відхилення від довгострокового рівноважного співвідношення; u_t^r – i.i.d залишки.

Відповідно до Stock and Watson (1993) DOLS має переваги перед OLS і підходом Йохансена, особливо в малих вибірках даних, оскільки враховує порядки інтеграції, вищі від першого, вирішує проблему ендогенності й автокореляції (Masih and Masih, 1999). На другому етапі розраховується модель із включенням короткострокової динаміки (7) та відхилень від рівноважного співвідношення, отриманих із рівняння першого етапу (8)⁸. З метою наближення до нормального розподілу та усунення автокореляції похибок за необхідності до моделі (7) можуть додаватися лаги залежної та незалежної змінних. Ураховуючи обмеженість вибірки даних, фінальна версія моделі специфікувалася таким чином, щоб містити лише статистично значущі лагові змінні.

Використання DOLS в умовах обмеженості спостережень несе ризик надмірної параметризації моделі, оскільки кількість лагів і майбутніх значень незалежної змінної у моделі (6) зазвичай визначається на основі інформаційних критеріїв. Такий підхід може спричинити додавання надмірної кількості змінних у модель. Для того, щоб обмежити кількість параметрів та не втрачати надто багато спостережень, ми обмежилися двома лагами та двома майбутніми значеннями бази оподаткування⁹. Водночас для коригування отриманих результатів на можливу автокореляцію та гетероскедастичність у похибках ми використовували скориговану коваріаційно-варіаційну матрицю (Newey-West HAC matrix).

Підхід, подібний до описаного вище, було також застосовано в Dudine and Jalles (2017), де на рівні окремих країн модель довгострокового співвідношення між базою оподаткування та ВВП оцінюється із застосуванням FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares). Цей метод запроваджено в Phillips and Hansen (1990), він передбачає напівпараметричну корекцію для видалення проблем, спричинених довгостроковою кореляцією між відхиленнями від довгострокового співвідношення та інноваціями в стохастичному процесі, якого дотримується кожний регресор

Зважаючи на труднощі ідентифікації коінтеграції, в довгострокових співвідношеннях ми передбачаємо наявність константи і залежної змінної, усі шоки відповідно є транзитивними і входять до моделі короткострокових зв’язків у формі фіктивних змінних. Для висновків щодо статистичної значущості довгострокових співвідношень використовуємо t -статистику пояснюючої змінної в довгостроковому співвідношенні $[\beta_1^r]$ в (6) та завантажуючого коефіцієнта (*loading coefficient*) у моделі коригування похибками $[\alpha_3^r]$ в (7).

3.2. ARDL

Як альтернативний метод оцінки довгострокової та короткострокової еластичності податків за ВВП ми по-

⁷ Якщо йдеться про податкові надходження.

⁸ Похибки попередньо коригуються на вплив складової $\sum_{n=1}^N \sum_{j=-p}^q \alpha_{n,j} \Delta X_{n,t-j}^r$ з рівняння (8), оскільки довгострокове співвідношення представлено рівнянням (6), а фактична оцінка його параметрів здійснювалася з використанням моделі (8).

⁹ Такий підхід передбачає, що автоматичні реакції між базою оподаткування та податковими надходженнями відбудуться в межах двох кварталів до та після конкретного спостереження. Це є доволі реалістичним припущенням, яке використовується для подібних обмежень (Koester and Priesmeier, 2012).

будували ряд регресій із розподіленим лагом (ARDL) такого вигляду:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{q=1}^Q \beta_q y_{t-q} + \sum_{n=0}^N \alpha_n x_{t-n} + \sum_{i=1}^I c_i D_i + \varepsilon_t, \quad (9)$$

де y_t – ендогенна змінна; x_t – екзогенна змінна, що може впливати на y_t без лага; D_i – детерміністичні змінні, що визначають тренди, структурні злами та значні відхилення в даних.

Цей підхід має певні переваги перед стандартним методом Йохансена, що передбачає побудову векторної моделі коригування похибками (VECM). По-перше, ARDL придатніший для виявлення довгострокових співвідношень у малих вибірках даних. VECM є системою рівнянь, тому потребує великої кількості спостережень. По-друге, на відміну від VECM, ARDL не потребує однакового рівня інтеграції змінних. За цього підходу змінні в регресії можуть бути $I(0)$ та/або $I(1)$, що знімає проблему попереднього тестування змінних на стаціонарність (Pesaran et al., 2001). Для побудови коінтеграційного співвідношення відповідно до підходу Йохансена спершу необхідне статистичне підтвердження того, що всі змінні в моделі є $I(1)$, в умовах коротких часових рядів та частих структурних зламів у даних тести на стаціонарність істотно втрачають потужність. Ще одним вагомим недоліком методу Йохансена є чутливість результатів тестів на коінтеграцію до специфікації моделі. Побудова VECM передбачає вибір щодо кількості ендогенних та екзогенних змінних, включення детерміністичних компонент, оптимальної кількості лагів. ARDL є гнучкішою моделлю, що дає змогу використовувати оптимальну кількість лагів для кожної змінної окремо.

Під час побудови ARDL ми використовували такий алгоритм:

- для всіх змінних було проведено тести на одиничний корінь, аби впевнитися, що жодна змінна не є $I(2)$;
- побудова ARDL у рівнях з оптимальною кількістю лагів, визначеною на підставі інформаційного критерію Акаїке (AIC);
- проведення тестів на нормальність розподілу та автокореляцію залишків;
- у разі виявлення проблем із розподілом або автокореляцією залишків моделі, включення до моделі фіктивних змінних та додаткових лагів змінних;
- проведення тесту на наявність довгострокового співвідношення між змінними (*bounds test*);
- у разі виявлення довгострокового співвідношення ми розраховуємо довгострокову еластичність із такого

співвідношення, а також оцінюємо параметри моделі коригування похибками (ECM) – короткострокові коефіцієнти еластичності і коефіцієнт конвергенції;

- якщо немає довгострокових зв'язків, то змінні трансформуються в стаціонарну форму, для них будується окрема ARDL і оцінюється короткострокова еластичність.

Bounds test оцінює ймовірність наявності довгострокового співвідношення між змінними незалежно від того, є вони $I(0)$ чи $I(1)$. Критичні значення для *bounds test* наведено в Pesaran et al. (2001), однак ці значення мають асимптотичні властивості. Для малих вибірок даних критичні значення були переоцінені в Narayan (2005), саме їх ми використовуємо в цій праці, оскільки наша вибірка даних не перевищує 60 спостережень.

У разі виявлення довгострокового співвідношення між змінними довгострокова еластичність оцінюється за допомогою регресії на підставі моделі (10):

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{q=1}^Q \beta_q \Delta y_{t-q} + \sum_{n=0}^N \alpha_n \Delta x_{t-n} + \sum_{i=1}^I c_i \Delta D_i + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

де довгостроковий коефіцієнт дорівнює $(-\theta_2/\theta_1)$.

Застосування двох підходів до оцінки еластичності забезпечує вищу робастність отриманих результатів. Запропоновані економетричні методи також дають змогу оцінити різницю між короткостроковою та довгостроковою еластичністю різних бюджетних категорій за ВВП та швидкість конвергенції змінних із моделей до рівноважного співвідношення.

4. ДАНІ ДЛЯ ОЦІНКИ ФІСКАЛЬНОГО ІМПУЛЬСУ

Для проведення оцінок нами використовувалися квартальні дані ВВП та зведеного бюджету України для періоду 2004–2016 років¹⁰. Змінні було сезонно згладжено за допомогою алгоритму Census X12, переведено в ціни 2010 року із застосуванням дефлятора ВВП і трансформовано в логарифмічну форму. Логарифмічна трансформація не проводилася лише для видатків на погашення дефіциту ПФУ¹¹, які в 2007, 2008 роках дорівнювали нулю. З видатків бюджету було видалено видатки на обслуговування боргу. Потенційний ВВП розраховано із застосуванням фільтра Кальмана. Для здійснення оцінок відповідно до підходів ОЕСР нами розраховується довгострокова еластичність за ВВП для таких змінних: податок на доходи фізичних осіб (ПДФО), податок на прибуток підприємств (ППП), ПДВ, акцизний податок, ввізне мито, трансферти з бюджету до ПФУ на компенсацію дефіциту¹². Решта категорій доходів та видатків бюджету є ациклічними, оскільки немає економічних передумов для їх автоматичної реакції на коливання ВВП.

¹⁰ Результати оцінок можуть бути дещо зміщеними в бік жорсткішої фінансової політики для першого півріччя 2014 року, оскільки ВВП ОРДЛО та АРК не враховувалися в українській статистиці, однак певний обсяг податків продовжував сплачуватися підприємствами цих територій. Цей структурний злам у даних нами частково враховується через застосування фіктивних змінних у регресіях, однак точна оцінка податкових надходжень із територій, не підконтрольних українському уряду, є складним завданням.

¹¹ Для цих видатків період вибірки становить 2005–2016 роки.

¹² Дані щодо доходів та видатків бюджету взято зі звітів Державної казначейської служби України (www.treasury.gov.ua/main/uk/publish/category/23596).

У таблицях Б1 і Б2 (в додатку Б) представлено попередній аналіз логарифмів даних з описовою статистикою і тестами на стаціонарність. Описова статистика свідчить про те, що часові ряди ПДФО, ППП, ПДВ на імпорт, фінансування дефіциту ПФУ не мають нормального розподілу даних. Dickey-Fuller GLS та KPSS-тести на стаціонарність із включенням константи були проведені насамперед для того, щоб пересвідчитися, що жодна зі змінних не є інтегрованим процесом другого порядку I(2). Це необхідно для консистентної побудови ARDL моделей для визначення еластичності. Результати Dickey-Fuller GLS свідчать про те, що більшість змінних є I(1), крім надходжень за акцизним податком та видатків на компенсацію дефіциту ПФУ – ці часові ряди не стають стаціонарними після взяття перших різниць. Результати KPSS-тесту в основному підтверджують висновки Dickey-Fuller GLS, відмінність полягає в тому, що реальний ВВП, валовий внутрішній ПДВ та ввізне мито є I(0)¹³, акцизний податок є I(1). Загальний висновок із тестів полягає в тому, що часові ряди акцизного податку та видатків на покриття дефіциту ПФУ можуть бути I(2). Візуальний аналіз динаміки цих змінних свідчить про присутність структурних зламів у трендах. Застосування тесту на одиничний корінь зі структурним зломом (*Unit Root with Break Test*) до перших різниць акцизного податку та видатків на покриття дефіциту ПФУ свідчить про їх стаціонарність за умови врахування структурних зламів (*innovative outlier*)¹⁴ у часових рядах (графік А4, в додатку А).

Підтвердження стаціонарності обраних для аналізу даних, принаймні в перших різницях, дає можливість проводити на їхній підставі стандартний аналіз часових рядів. Приклад часових рядів акцизного податку та бюджетних видатків на фінансування ПФУ свідчать про важливість урахування екстремальних значень і зламів у трендах під час аналізу за допомогою проведення спеціальних тестів на стаціонарність.

5. РЕЗУЛЬТАТИ ОЦІНОК

У таблиці Б3 (у додатку Б) наведено оцінки довгострокової та короткострокової еластичності основних податкових надходжень за ВВП для України та середні оцінки для країн ОЕСР, які взято з Girouard and André (2005) і які використовуються МВФ для відповідних оцінок. У таблицях Б4 та Б5 (у додатку Б) наведено більше інформації про параметри моделей, з яких отримано показники еластичності, а також коефіцієнти швидкості конвергенції статей бюджету до довгострокового співвідношення. Оцінки еластичності, що були отримані через застосування DOLS та ARDL, досить близькі, крім випадку внутрішнього ПДВ. В обох випадках еластичність для внутрішнього ПДВ близька до одиниці – значення, яке теоретично мають демонструвати всі пропорційні податки.

Результати в таблиці Б3 свідчать про те, що нам не вдалось отримати статистично значуще довгострокове співвідношення з ВВП для ПДФО та акцизного податку. Стосовно акцизного податку причиною цього є значна дискреційна складова даної статті доходів бюджету. Ставки акцизного податку постійно переглядаються, і цей податок фактично є ручним інструментом виконан-

ня бюджету за доходами. Інша причина полягає в тому, що бази нарахування даного податку досить різні (алкогольна продукція, вироби з тютюну, енергоресурси) і по-різному співвідносяться з динамікою ВВП. Аналіз динаміки надходжень від акцизного податку та реального ВВП (графік А5, у додатку А) свідчить про те, що тренди цих змінних мали між собою від'ємну кореляцію значну частину вибірки спостережень. Протягом 2002–2008 років у реальних величинах надходження від акцизів падали, незважаючи на піднесення економіки. Після кризи 2008–2009 років уряд постав перед необхідністю пошуку нових джерел фінансування бюджету, унаслідок чого акцизи були підвищені і до 2014 року відповідали динаміці ВВП. Після кризи 2014 року ставки акцизів знову було кардинально переглянуто, внаслідок чого темпи їх зростання стали перевищувати темпи зростання ВВП.

Труднощі зі встановленням довгострокового зв'язку між ВВП та ПДФО пов'язані з тим, що після обвалу обсягів надходжень у 2004 році через перехід від прогресивної до єдиної (13%) ставки оподаткування протягом 2004–2008 років обсяги надходжень зростали наздоганяючими темпами відносно ВВП. Це було пов'язано зі стрімким зростанням заробітних плат, частково в результаті підвищення мінімальної заробітної плати. З 2015 року надходження від ПДФО зростають швидше, ніж ВВП (графік А5, в додатку А), імовірно, завдяки підвищенню ставки. Наявність структурних змін у ПДФО та різка зміна спрямованості трендів не дають статистичного підґрунтя для виявлення коінтеграції. Короткострокова еластичність на рівні 0.7 значно відхиляється від аналогічних середніх показників для країн ОЕСР (хоча для Словаччини оцінений коефіцієнт становить 0.7). Це пояснюється відсутністю прогресивного оподаткування доходів фізичних осіб в Україні та значним обсягом доходів фізичних осіб, які оподатковуються на особливих умовах (інвестиційні доходи, доходи від підприємницької діяльності тощо).

Привертають увагу високі коефіцієнти еластичності для ППП, імпортного ПДВ та мита. Водночас еластичність для податків на імпорт значно відрізняється від аналогічних коефіцієнтів для країн ОЕСР. Висока еластичність свідчить про те, що податки надмірно реагують на відповідні зміни ВВП. Аналіз динаміки податків та ВВП у реальному вираженні (графік А5) свідчить, що висока еластичність сформована за рахунок падіння податків у періоди економічних криз 2008–2009 років та 2014 року. Податки на імпорт знижувалися через стрімку девальвацію, якою супроводжувалися кризи і яка спричиняла різке падіння обсягів імпорту¹⁵. Додатковим фактором зниження надходжень від імпортного мита було набуття Україною членства в Світовій організації торгівлі (СОТ). ППП також демонструє різку реакцію на падіння ВВП, особливо після кризи 2014 року. Для видалення ефекту девальвації на податки з імпорту ми побудували ARDL моделі відповідно до алгоритму (10), що використано під час оцінки коефіцієнтів із таблиці Б4. Як змінні ми використали сезонно згладжений номінальний ВВП, імпортний ПДВ та мито в еквіваленті долара США за офіційним номінальним обмінним курсом. Отримана еластичність є значно нижчою для імпортного ПДВ – довгострокова еластичність ста-

¹³ Розбіжність у результатах тестів для даних змінних не є важливою через те, що вони насамперед підтверджують те, що змінні не є I(2).

¹⁴ Для акцизного податку – I квартал 2009 року, для видатків на покриття дефіциту ПФУ – I квартал 2008 року.

¹⁵ Зростання імпортного мита в 2015 році є наслідком тимчасового підвищення ставок імпортного мита як екстреного заходу щодо відновлення економіки після кризи 2014 року.

новить 1.4, короткострокова – 1.2, для імпортного мита – відповідно 0.66 та 0.7¹⁶. Таким чином, значне відхилення еластичності податків на імпорт в Україні від аналогічних показників країн ОЕСР пояснюється епізодами гострих економічних криз та девальвацій, які не характерні для країн із розвинутою економікою.

Відповідно до отриманих результатів як еластичність для оцінки фіскального стану ми використовуємо такі значення: доходи бюджету – 1.2; ПДФО – 0.7; ПДВ на імпорт – 2.6; ПДВ внутрішній – 1; ППП – 1.8; ввізне мито – 0.8; акцизний податок – 0.7. Ці значення є середніми показниками довгострокової еластичності з таблиць Б4 та Б5. Для ПДФО та акцизів ми використовуємо короткострокову еластичність.

У таблиці Б5 також наведено оцінку еластичності видатків на фінансування дефіциту ПФУ за ВВП. Оскільки часовий ряд видатків на фінансування дефіциту ПФУ мав невизначений порядок інтеграції, ми застосували ARDL модель для оцінки еластичності. Виходячи з результатів регресії, короткострокова еластичність видатків на покриття дефіциту ПФУ за ВВП становить (-1.7).

Дані графіка А6 (у додатку А) демонструють внески тих компонент бюджету, що ми визначили як циклічні в розрив між первинним бюджетним дефіцитом та показником фіскального стану¹⁷. Для наочності також наводимо графік розриву ВВП. Найбільший вплив на циклічну складову бюджету справляє ПДВ через значну частку цього податку в бюджетних доходах та високу еластичність імпортного ПДВ за ВВП. Другим за впливом на циклічну складову бюджету є ППП. Видатки на фінансування дефіциту ПФУ зростають під час падіння економіки, тим самим збільшуючи дефіцит бюджету, і знижуються під час економічного зростання.

На графіках А7 та А8 (у додатку А) подано оцінки фіскального стану та фіскального імпульсу для України на підставі підходу, описаного вище в рівнянні (4), та методики МВФ, яка коротко описується рівнянням (2). Ми наводимо альтернативну оцінку фіскального стану та фіскального імпульсу для демонстрації консистентності нашого підходу. Підхід МВФ передбачає оцінку індикатора фіскального стану на підставі відносних бюджетних показників у базовому році, коли розрив ВВП був мінімальним. Базовим роком ми визначили 2004-й, коли розрив ВВП становив +0.2%. Для отримання результатів квартальних оцінок фіскального стану та фіскального імпульсу використовувалися річні оцінки r_o та g_o ¹⁸. Для оцінки річних показників застосовувалися ті самі r_o та g_o але до річних показників доходів та видатків зведеного бюджету. Для більш плавної динаміки показників фіскального стану та відповідно імпульсу застосовано ковзне середнє для чотирьох попередніх кварталів (графіки А9 та А10, у додатку А). У форму річних даних розрахунки було трансформовано через прості середні значення за чотири квартали кожного року (графіки А11 та А12, у додатку А).

Дані, наведені на графіках А8 та А9, свідчать про те, що різні оцінки фіскального стану дають схожу динаміку показників, хоча й відрізняються в рівнях. Показовими епізодами, що вказують на поведінку уряду у фіскальній сфері, є період “перегріву” економіки (2006–2008 роки) на фоні зростання світових цін на сировину та низьких ставок відсотка, а також криза, що розпочалась у 2014 році (графік А7). У період 2006–2008 років фіскальна політика ставала все м'якшою до епізоду фінансово-економічної кризи, яка змусила уряд переключитися в 2009 році в режим жорсткої фіскальної політики. Епізод переключення в режим жорсткої фіскальної політики також можна спостерігати під час кризи 2014 року, однак у цей період консолідація була значно більшою, ніж під час кризи 2009 року. У другій половині 2007-го – на початку 2008 року фіскальна політика була м'якою через те, що податкові надходження не зростали пропорційно до ВВП, відповідно до розрахованої еластичності. Збільшення первинного дефіциту зведеного бюджету у 2009 році було пов'язане з падінням економіки, однак циклічно скоригований бюджетний баланс свідчить про жорсткішу фіскальну політику. Криза 2014 року призвела до того, що циклічна компонента бюджету стала від'ємною (падіння ВВП спричинило автоматичне зниження податкових надходжень, що збільшило дефіцит бюджету). Як наслідок показник фіскального стану свідчить про ще жорсткішу фіскальну політику, ніж первинний бюджетний баланс. Епізоди жорсткої фіскальної політики спостерігаються в другій половині 2014 року та особливо у 2015-му, що відповідає секвестру бюджету 2014 року та політиці фіскальної консолідації 2015-го. 2016 рік характеризується певним пом'якшенням політики відносно двох попередніх років. Графіки для річних даних, окрім наведених вище епізодів, свідчать про м'яку фіскальну політику в 2010 році, що пов'язано з президентськими виборами, жорстку політику в 2011 році, м'яку фіскальну політику в 2012 році, що можна пояснити проведенням в Україні чемпіонату Європи з футболу.

Два методи оцінки фіскального імпульсу, які застосовуються в цьому дослідженні, дають подібні результати, що є аргументом на користь робастності. Порівняння реакції фіскальної політики на економічні кризи свідчить про те, що після кризи 2014 року фіскальна політика стала значно жорсткішою, ніж була в 2008–2009 роках. Причини такої поведінки уряду полягають у різному масштабі та природі шоків двох зазначених криз та специфіці функції реакції фіскальної політики в Україні, яка переключається в активний (контрциклічний) режим лише за високих значень рівня державного боргу та позитивного розриву ВВП (Vdovychenko, 2017). Жорстка корекція фіскального стану в Україні в 2014–2015 роках пояснюється серйознішими геополітичними і структурними наслідками для української економіки порівняно з падінням сировинних ринків та кризою ліквідності 2008 року, а також тривалим періодом проциклічної фіскальної політики, значним накопиченням державного боргу із часів кризи 2008–2009 років, у тому числі і зовнішнього.

¹⁶Як альтернативу ми оцінили регресії з пороговими коефіцієнтами (*threshold regressions*), де в ролі порогової змінної використовували перші різниці логарифму номінального обмінного курсу відносно долара США (*exch*) з лагом, який обирався з метою мінімізації суми квадратів похибок моделі. Для імпортного ПДВ порогове значення становило $t_exch_{t-1} = -0.008$, еластичність нижче порогового значення $e < t_exch_{t-1} = 1.7$, еластичність вище порогового значення $e > t_exch_{t-1} = 4.1$. Для імпортного мита відповідні показники становили $t_exch_{t-1} = 0.006$, $e < t_exch_{t-1} = 1.12$, and $e > t_exch_{t-1} = 2.5$. Для ППП – $t_exch_{t-1} = 0.006$, $e < t_exch_{t-1} = 0.8$, and $e > t_exch_{t-1} = 4.7$. Під час стрімкої девальвації, яка відбувається під час економічної кризи, еластичність різко зростає.

¹⁷Середні значення циклічних складових податків відносно потенційного ВВП за 2004–2016 роки становлять: ПДВ – 0.81%; ППП – 0.21%; ПДФО – 0.11%, акцизи – 0.08%; видатки на фінансування ПФУ – 0.07%; імпортне мито – 0.03%.

¹⁸Відповідно відношення бюджетних доходів до номінального ВВП у базовому році та відношення бюджетних видатків до номінального ВВП в базовому році.

6. ОБГОВОРЕННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ ТА ВИСНОВКИ

Застосування методик, подібних до підходу ОЕСР, є усталеною практикою оцінки фіскального імпульсу. Підхід ОЕСР, який був дещо модифікований для використання на прикладі України, дає змогу ідентифікувати періоди жорсткої та м'якої фіскальної політики. Застосування дезагрегованого підходу ОЕСР допомагає виділити ті статті бюджету, що мають найбільше значення для формування циклічної складової фіскального балансу. В Україні найбільший циклічний вплив на бюджет мають ПДВ та ППП.

Динаміка розрахованого показника фіскального стану (і відповідно фіскального імпульсу) свідчить про те, що реакція уряду на економічні кризи 2008–2009 років та 2014 року в контексті фіскальної політики була кардинально різною. Так, у відповідь на кризу 2008–2009 років уряду довелося дещо скоротити бюджетний дефіцит, однак фіскальна політика була близькою до нейтрального стану і стала м'якою у 2010 році. Це пояснюється пакетом податкових пільг, які запровадив уряд для підтримки економіки у відповідь на кризу (зокрема активі-

зація спеціального режиму оподаткування ПДВ виробників сільськогосподарської продукції), та президентськими виборами у 2010 році. Наслідком кризи 2014 року стала значна консолідація бюджету і проведення жорсткої фіскальної політики (зокрема шляхом збільшення ставок, а також оподаткування пасивних доходів ПДФО), що пояснюється великим обсягом публічного боргу, накопиченого на той момент.

Еластичність таких податкових надходжень, як ПДВ на імпорт та ППП за ВВП є досить високою через асиметричну реакцію цих доходів на коливання ВВП у періоди економічного піднесення та криз. Еластичність ПДФО за ВВП дещо нижча, ніж у розвинутих економіках через відсутність прогресивної шкали оподаткування та слабкий акцент на оподаткуванні пасивних доходів. Еластичність інших податкових надходжень, отриманих відповідно до наших оцінок, відповідає аналогічним показникам для країн ОЕСР.

Для перевірки робастності підходу ОЕСР, що застосовується в дослідженні, було оцінено фіскальний імпульс за допомогою методики МВФ. Обидва підходи дають близькі за значенням результати.

ЛІТЕРАТУРА

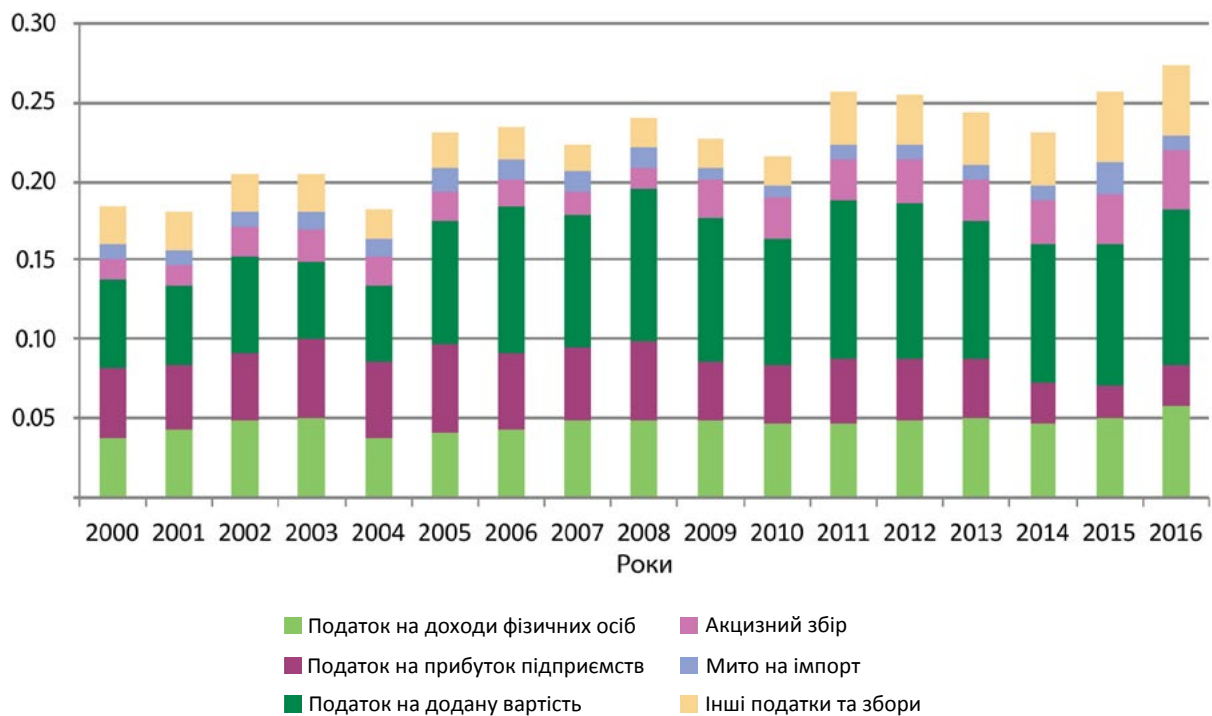
- Bornhorst F., Dobrescu G., Fedelino A., Gottschalk J., and Nakata T. (2011). When and How to Adjust Beyond the Business Cycle? A Guide to Structural Fiscal Balances. IMF Technical Notes and Manuals, No. 2011/02.
- Bouthevillain C., Cour-Thimann P., van den Dool G., Hernandez De Cos P., Langenus G., Mohr M., Momogliano S., Tujula M. (2001). Cyclically-adjusted Budget Balances: An Alternative Approach. ECB Working Paper Series, No. 77.
- Dudine P., Jalles, J. T. (2017). How Buoyant is the Tax System? New Evidence from a Large Heterogeneous Panel. IMF Working Papers, No. 17/4.
- Engle R., Granger C. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276.
- Fatás A., Mihov I. (2009). Why Fiscal Stimulus is Likely to Work. *International Finance*, Vol. 12, No. 1, pp. 57-73. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2362.2009.01235.x>
- Gali J., Perotti R. (2003). Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe. *Economic Policy*, Vol. 18, No. 37, pp. 533-572.
- Girouard N., André C. (2005). Measuring Cyclically-adjusted Budget Balances for OECD Countries. OECD Economics Department Working Papers, No. 434.
- Heller P. S., Haas R. D., Mansur A. S. (1986). A Review of the Fiscal Impulse Measure. IMF Occasional Paper, No. 44.
- Koester G. B., Priesmeier C. (2012). Estimating Dynamic Tax Revenue Elasticities for Germany. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No. 23.
- Larch M., Turrini A. (2009). The Cyclically-Adjusted Budget Balance in EU Fiscal Policy Making: A Love at First Sight Turned Into a Mature Relationship. *European Commission Economic Papers*, No. 374.
- Masih A., Masih R. (1999). Are Asian Stock Market Fluctuations Due Mainly to Intra-Regional Contagion Effects? Evidence Based on Asian Emerging Stock Markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 7, No. 3-4, pp. 251-282.
- Narayan P. K. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. *Applied Economics*, Vol. 37, No. 17, pp. 1979-1990. <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- NBU (2016). Estimating the Potential GDP and the Cyclic Position of the Ukrainian Economy. In: *Inflation Report*. July, pp. 22-23.
- Nikolaichuk S., Mariiko Y. (2007). Determination of Equilibrium and Cyclic Components of Macroeconomic Indicators Using the Kalman Filter. *Visnyk of the National Bank of Ukraine*, No. 5, pp. 58-64.
- Pesaran M. H., Smith R. J., Shin Y. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No. 3, pp. 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips P. C. B., Hansen B. E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regressions with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*. Vol. 57, No. 1, pp. 99-125.
- Schinasi G. J., Lutz M. S. (1991). Fiscal impulse. IMF Working Paper, No. 91/91.
- Stock J., Watson M. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, pp. 783-820.
- van den Noord P. (2000). The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond. OECD Working Paper, No. 230.
- Vdovychenko A. (2017). Fiscal Policy Reaction Function and Sustainability of Fiscal Policy in Ukraine. *Visnyk of the National Bank of Ukraine*, No. 240, pp.22-35. <https://doi.org/10.26531/vnbu2017.240.022>

ДОДАТОК А. ГРАФІКИ

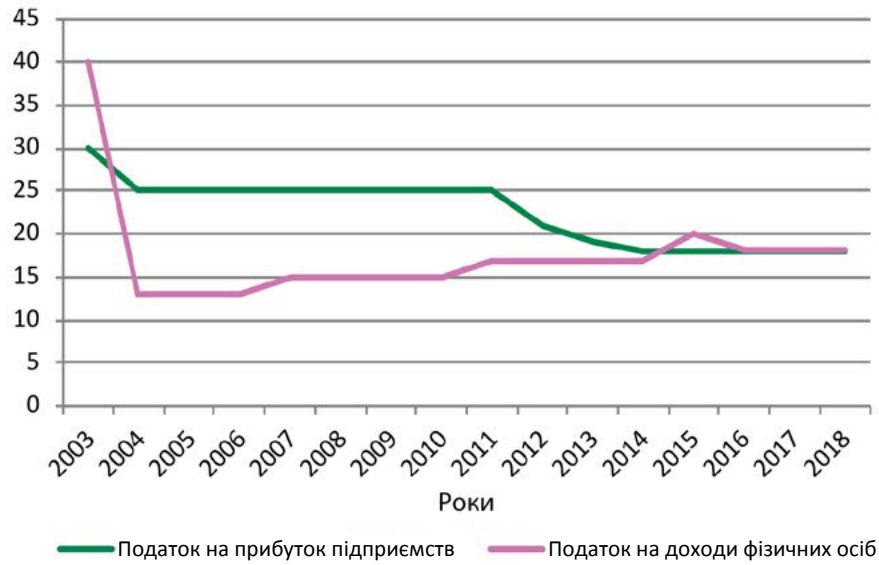
Графік А1. Динаміка номінального та первинного балансу зведеного бюджету України, % ВВП



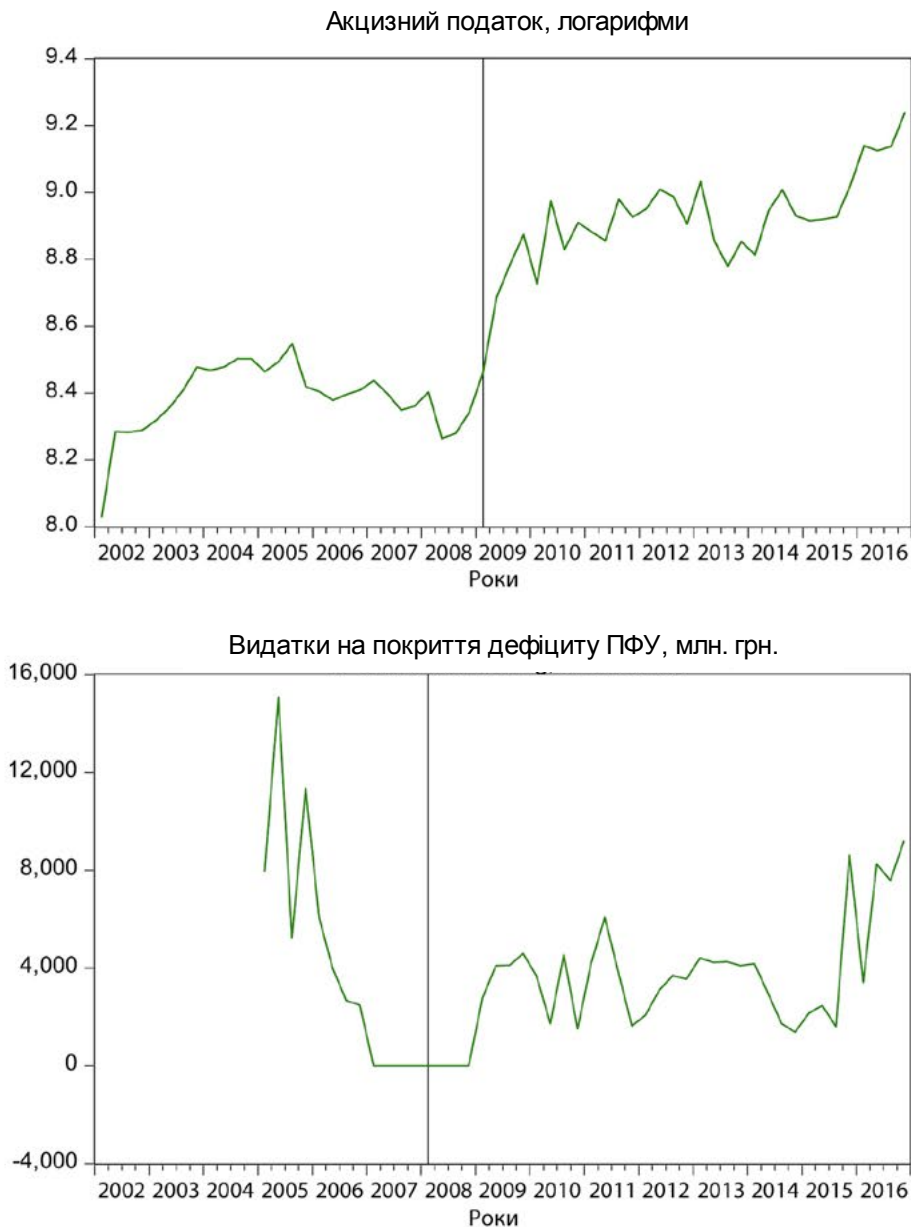
Графік А2. Динаміка та структура податкових надходжень в Україні, % ВВП



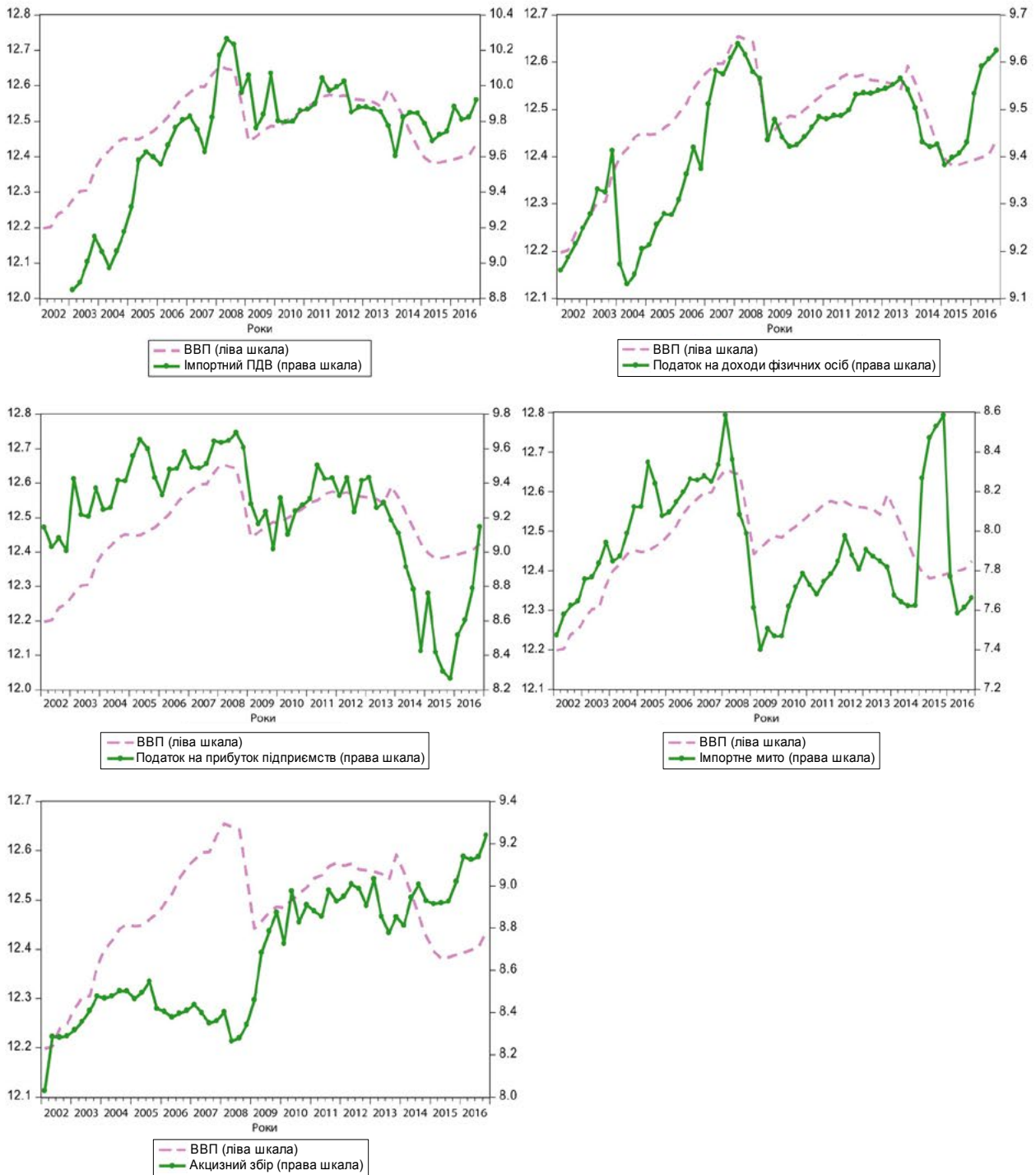
Графік А3. Динаміка граничних ставок оподаткування з ППП та ПДФО в Україні, %



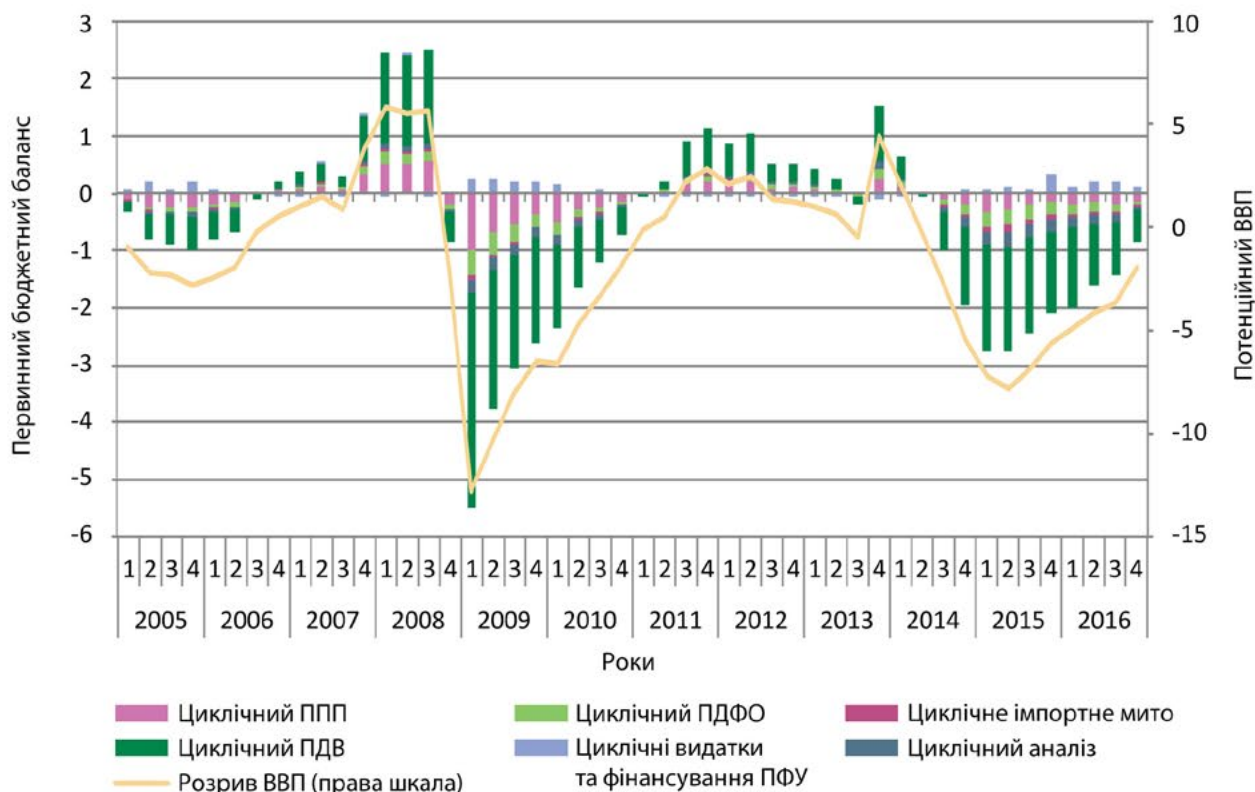
Графік А4. Часові ряди акцизного податку та видатків на покриття дефіциту ПФУ зі структурними зламами



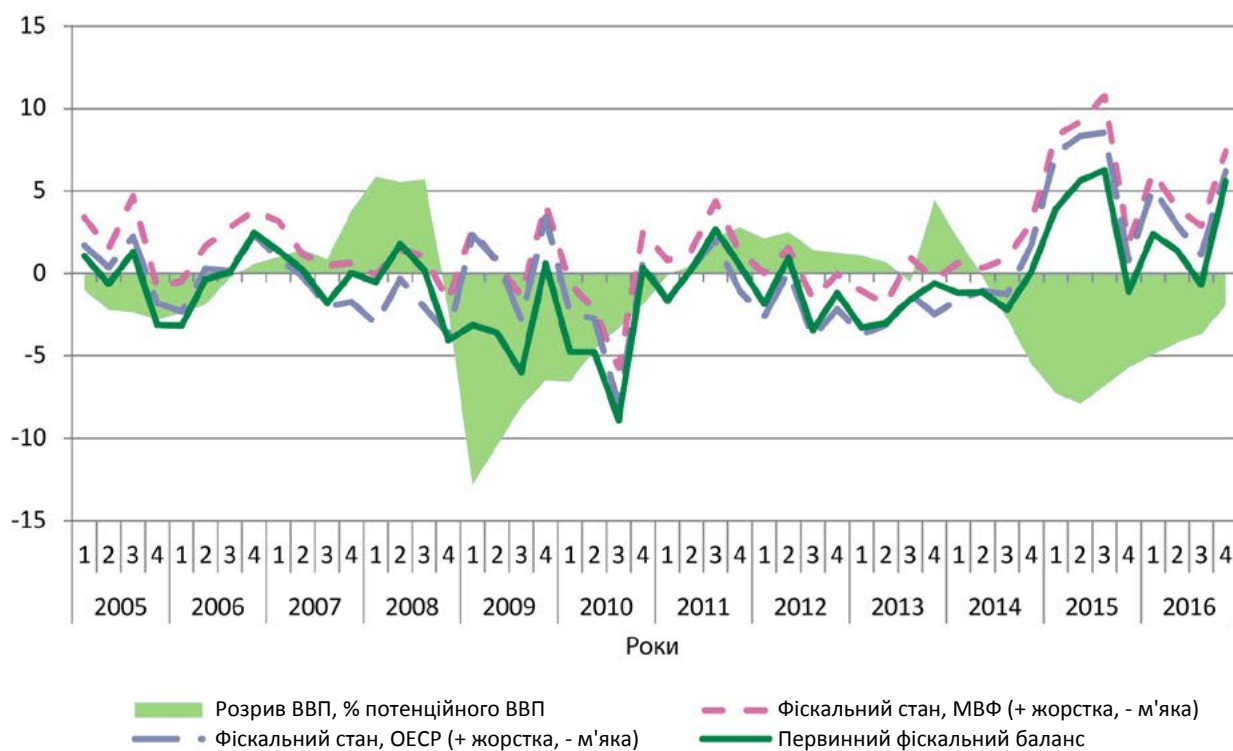
Графік А5. Динаміка реальних сезонно згладжених часових рядів ВВП та окремих податків (логарифми), 2002–2016 роки



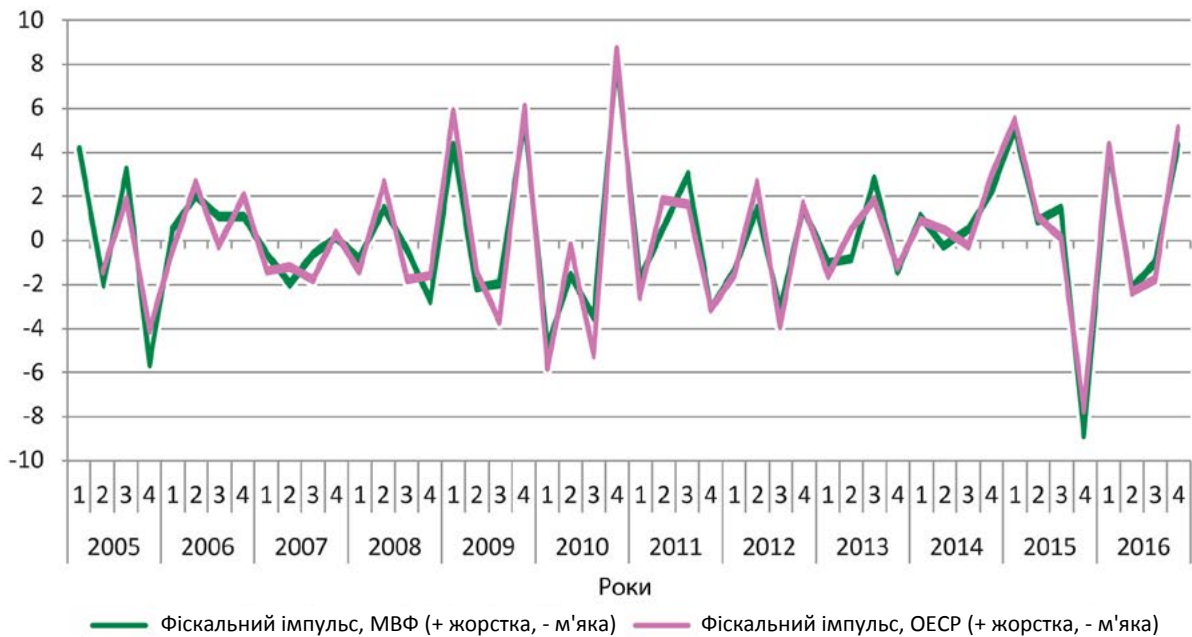
Графік А6. Внески бюджетних категорій до циклічного фіскального балансу та розрив ВВП



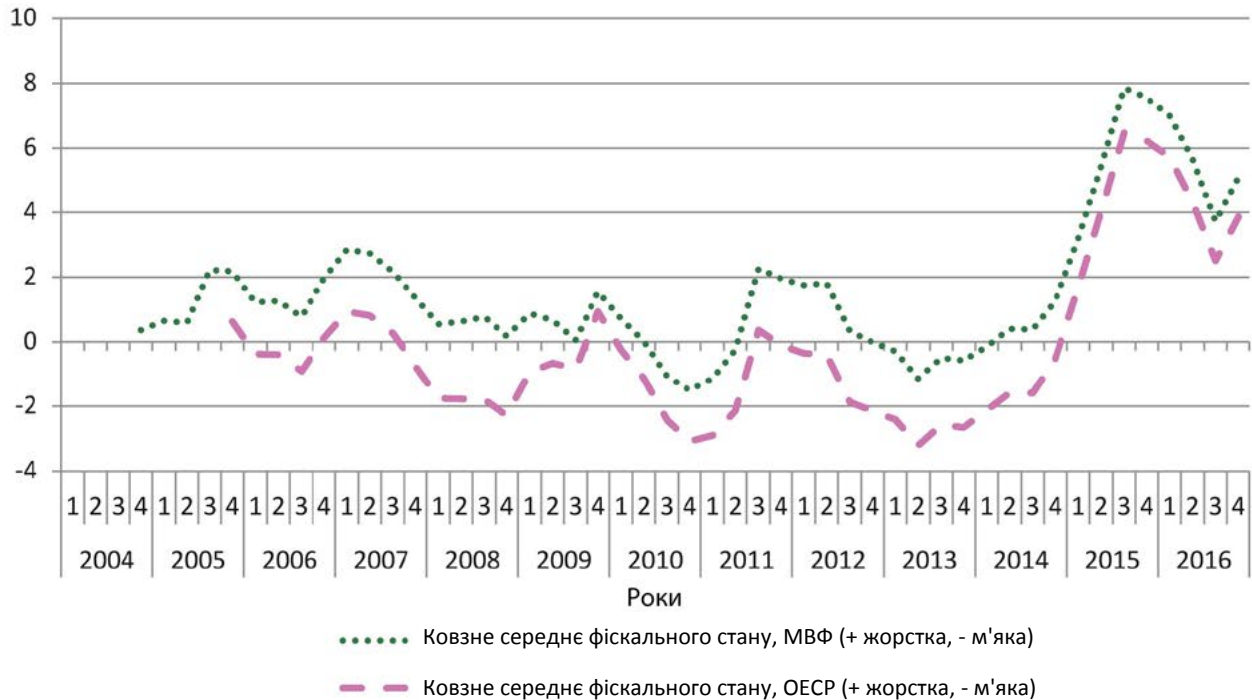
Графік А7. Динаміка фіскального стану та первинного бюджетного балансу, % сезонно згладженого реального ВВП



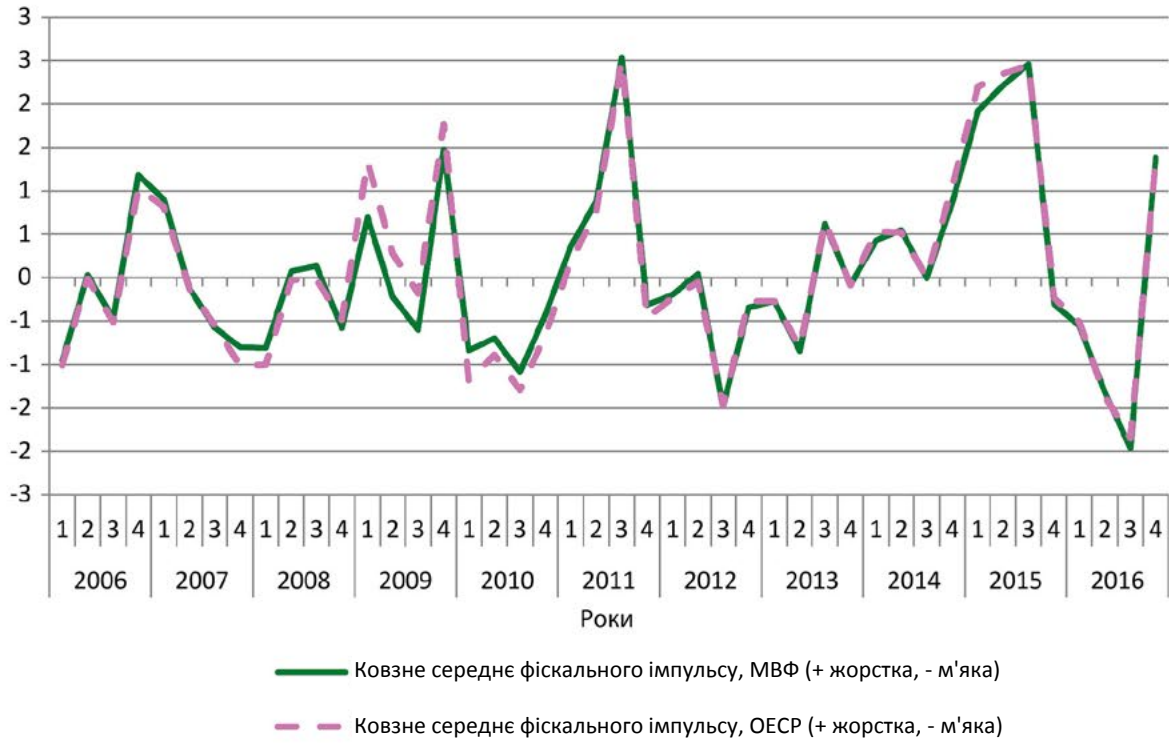
**Графік А8. Динаміка фіскального імпульсу,
% сезонно згладженого реального ВВП**



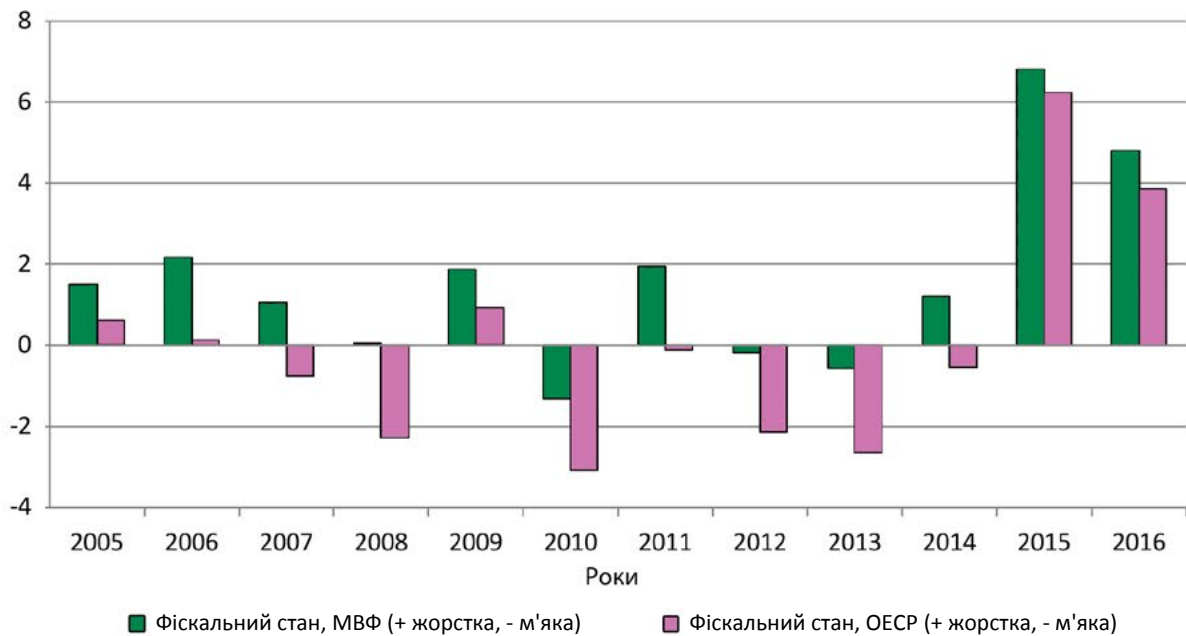
**Графік А9. Динаміка ковзного середнього фіскального стану,
% сезонно згладженого реального ВВП**



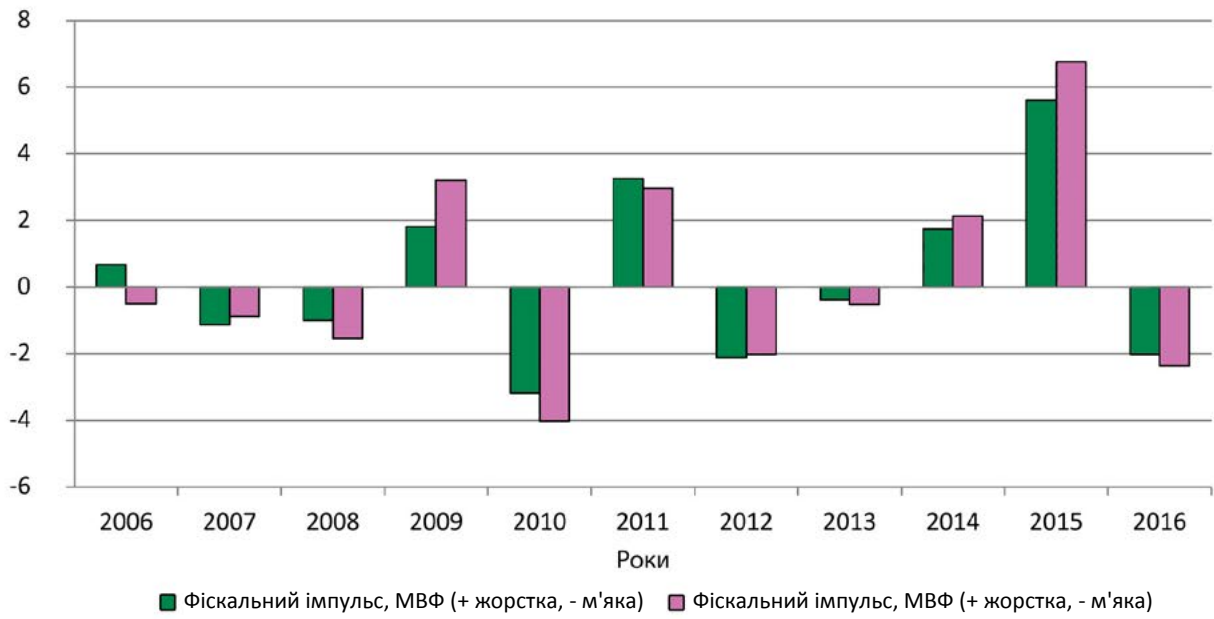
Графік А10. Динаміка фіскального імпульсу, розрахована на основі ковзного середнього фіскального стану, % сезонно згладженого реального ВВП



Графік А11. Річна динаміка фіскального стану, % реального ВВП



Графік А12. Річна динаміка фіскального імпульсу, % реального ВВП



ДОДАТОК Б. ТАБЛИЦІ

Таблиця Б1. Описова статистика змінних, натуральні логарифми

| Показники | ПДФО | ППП | ПДВ на імпорт | ПДВ внутрішній | Ввізне мито | Акциз | ВВП | Фінансування дефіциту ПФУ, млн грн |
|-----------------------|-------|-------|---------------|----------------|-------------|-------|-------|------------------------------------|
| Середнє | 9.45 | 9.23 | 9.77 | 9.58 | 7.94 | 8.72 | 12.51 | 3 771.00 |
| Медіана | 9.48 | 9.31 | 9.82 | 9.60 | 7.87 | 8.82 | 12.51 | 3 709.91 |
| Максимум | 9.64 | 9.69 | 10.26 | 9.82 | 8.58 | 9.24 | 12.65 | 15 064.44 |
| Мінімум | 9.13 | 8.26 | 8.97 | 9.23 | 7.40 | 8.26 | 12.38 | 0.00 |
| Стандартне відхилення | 0.13 | 0.37 | 0.27 | 0.12 | 0.31 | 0.28 | 0.08 | 3 129.38 |
| Асиметрія | -0.84 | -1.17 | -1.24 | -0.46 | 0.34 | -0.12 | 0.03 | 1.34 |
| Екссес | 3.02 | 3.53 | 5.03 | 2.93 | 2.15 | 1.61 | 1.99 | 5.32 |
| Jarque-Bera | 6.11 | 12.36 | 22.18 | 1.81 | 2.58 | 4.33 | 2.22 | 25.06 |
| Ймовірність | 0.05 | 0.00 | 0.00 | 0.40 | 0.27 | 0.11 | 0.33 | 0.00 |
| Спостереження | 52 | 52 | 52 | 52 | 52 | 52 | 52 | 48 |

Таблиця Б2. Тести на стаціонарність реального ВВП та різних категорій податкових надходжень в Україні

| Тест на стаціонарність часових рядів | Реальний ВВП | Доходи бюджету | ПДФО | ПДВ на імпорт | ПДВ внутрішній | ППП | Ввізне мито | Акциз | Видатки на компенсацію дефіциту ПФУ | |
|--------------------------------------|--------------------------------|----------------|---------|---------------|----------------|-------------|-------------|-------------|-------------------------------------|---------|
| Рівні | Dickey-Fuller GLS, t-statistic | -0.95 | -0.90 | -0.40 | -0.76 | -1.40 | -1.60 | -0.92 | 0.27 | -1.78 |
| | KPSS, LM-statistics | 0.30 | 0.43** | 0.64** | 0.54** | 0.25 | 0.44** | 0.11 | 0.87** | 0.12** |
| Перші різниці | Dickey-Fuller GLS, t-statistic | -4.05** | -7.80** | -7.10** | -7.07** | -4.60** | -3.90** | -2.37** | -1.75 | -1.12** |
| | KPSS, LM-statistics | 0.36 | 0.11 | 0.10 | 0.31 | 0.09 | 0.18 | 0.10 | 0.13 | 0.23 |

Нульова гіпотеза для Dickey-Fuller GLS – є одиничний корінь; нульова гіпотеза для KPSS – немає одиничного кореня;

**статистична значущість нульової гіпотези на рівні 5%.

Таблиця Б3. Еластичність окремих статей зведеного бюджету за ВВП для України та країн ОЕСР

| Змінні | DOLS оцінки для України | | ARDL оцінки для України | | Середні оцінки для країн ОЕСР |
|---------------------------|-------------------------|-------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------------|
| | (β^{19}) | (α^{20}) | (β) | (α) | (Average elasticity) |
| Доходи бюджету | 1.2*** | 0.7*** | 1.2*** | 0.6*** | |
| ПДФО | 0.9*** | 0.7*** | | 0.7*** ²¹ | 1.3 |
| ПДВ на імпорт | 2.7*** | 1.2*** | 2.5*** | 1.0 | 1.0 ²² |
| ПДВ внутрішній | 1.2*** | 1.2*** | 0.7*** | 1.0*** | 1.0 |
| ППП | 1.7*** | 1.6*** | 1.9*** | 1.5*** | 1.5 |
| Ввізне мито | 0.9 | 1.7*** | 0.8*** | 1.7*** | 1.0 |
| Акцизний податок | 0.6 | 0.7* | | 0.7* | 1.0 |
| Фінансування дефіциту ПФУ | | | | -1.7* | |

Таблиця Б4. DOLS оцінки коефіцієнтів еластичності категорій бюджету за реальним ВВП

| Змінні | Доходи бюджету | ПДФО | ПДВ на імпорт | ПДВ внутрішній | ППП | Ввізне мито | Акциз |
|--|----------------|--------|---------------|----------------|---------|-------------|-------|
| β | 1.2*** | 0.9*** | 2.7*** | 1.2*** | 1.7*** | 0.9 | 0.6 |
| α | 0.7*** | 0.7*** | 1.2*** | 1.2*** | 1.6*** | 1.7*** | 0.7* |
| b | -0.5*** | -0.03 | -0.4*** | -0.3*** | -0.3*** | -0.1*** | -0.1 |
| Engle-Granger test (Engle-Granger z-statistic) | -26.4*** | -2.2 | -8.1 | -13.6 | (-8.4) | -6.1 | -2.4 |
| Jarque-Bera test, (χ^2) | 1.6 | 3.4 | 1.1 | 2.5 | 1.6 | 0.3 | 0.9 |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: (4 лаги, (χ^2)) | 2.6 | 3.2 | 4.6 | 2.4 | 3.3 | 6.3 | 7.5 |

β – довгострокова еластичність за ВВП; α – короткострокова еластичність за ВВП; b – швидкість конвергенції; *** статистична значущість нульової гіпотези на рівні 1%; ** статистична значущість нульової гіпотези на рівні 5%; * статистична значущість нульової гіпотези на рівні 10%. Engle-Granger test. H0: часові ряди некоінтегровані. Jarque-Bera test. H0: розподіл залишків є нормальним. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test. H0: немає автокореляції.

¹⁹ Довгострокова еластичність.

²⁰ Короткострокова еластичність.

²¹ Для моделей, у яких гіпотеза про довгострокове співвідношення була відхилена, наведено результати оцінок моделей для перших різниць змінних.

²² Для ПДВ на імпорт, ПДВ внутрішнього, ввізного мита, акцизів наведено еластичність, яка припускається для непрямих податків.

Таблиця Б5. ARDL оцінки коефіцієнтів еластичності категорій бюджету за реальним ВВП

| Змінні | Доходи бюджету | ПДФО | ПДВ на імпорт | ПДВ внутрішній | ППП | Ввізне мито | Акциз | Фінансування дефіциту ПФУ |
|--|----------------|----------------------|---------------|----------------|---------|-------------|-------|---------------------------|
| β | 1.2*** | | 2.5*** | 0.7*** | 1.9*** | 0.8*** | | |
| α | 0.6*** | 0.7*** ²³ | 1.0 | 1.0*** | 1.5*** | 1.7*** | 0.7* | -1.7* |
| b | -0.5*** | | -0.2*** | -0.4*** | -0.2*** | -0.4*** | | |
| Bounds Test, F-statistic | 11.7** | 4.0 | 5.4* | 9.1** | 5.1* | 26.0** | 1.2 | 3.5 |
| Jarque-Bera test, (χ^2) | 0.2 | 2.4 | 3.1 | 0.1 | 1.7 | 0.7 | 0.4 | 0.2 |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: (4 лаги, (χ^2)) | 5.4 | 3.1 | 5.3 | 5.0 | 1.6 | 7.3 | 2.6 | 2.7 |

β – довгострокова еластичність за ВВП; α – короткострокова еластичність за ВВП; b – швидкість конвергенції; ***статистична значущість нульової гіпотези на рівні 1%; **статистична значущість нульової гіпотези на рівні 5%; *статистична значущість нульової гіпотези на рівні 10%. Bounds Test. H0: довгострокового співвідношення немає. Jarque-Bera test. H0: розподіл залишків є нормальним. Для Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test. H0: немає автокореляції.

²³ Для моделей, у яких гіпотеза про довгострокове співвідношення була відхилена, наведено результати оцінок моделей для перших різниць змінних.