

# ФУНКЦІЯ РЕАКЦІЇ ФІСКАЛЬНОЇ ПОЛІТИКИ ТА ФІСКАЛЬНА СТІЙКІСТЬ В УКРАЇНІ

■ **Артем Вдовиченко**  
Національний банк України  
Email: [artem.vdovychenko@bank.gov.ua](mailto:artem.vdovychenko@bank.gov.ua)

*У статті проведено аналіз функції реакції фінансової політики з перемиканням режимів. Автором було застосовано логістичні регресії з плавним перемиканням режимів (Logistic Smooth Transition Regression, далі – LSTR), щоб продемонструвати, що протягом періоду дослідження фінансова політика України залишалася переважно пасивною, але переходила до активного режиму за високих значень розриву випуску та співвідношення боргу і ВВП. Важливим результатом є визначення нелінійного характеру функції реакції фінансової політики. Дослідженням було виявлено асиметрію реакції фінансової політики на розрив випуску: фінансова політика є проциклічною впродовж періодів економічного зростання, але залишається нейтральною під час рецесії.*

Класифікація JEL: E62, H62, H63

Ключові слова: фінансова політика, фінансова стійкість, активна/пасивна фінансова політика, перемикання режимів

## I. ВСТУП

Реакція фінансової політики на зміни макроекономічного середовища або статистична оцінка фінансових правил є темою, навколо якої активно точаться дискусії в наукових колах. Перспективною темою є також нелінійність функції реакції фінансової політики (ФРФП) та перемикання режимів фінансової політики. Проте економісти звертають увагу переважно на фінансову політику розвинутих економік або малих відкритих економік із розвинутою демократією. При цьому ринки, що розвиваються, мають деякі характерні риси, такі, наприклад, як висока проциклічність і низькі ліміти економічно прийняттого боргу, але все ще залишаються менш дослідженими (Mendoza and Ostry, 2007). Україна є малою економікою відкритого типу з експонентним зростанням рівня боргу за останні десять років. Таким чином, ми маємо цікавий матеріал для тестування функції реакції фінансової політики.

Мета нашого дослідження – пояснити також причини експонентного зростання рівня державного боргу в Україні на основі зміни режимів фінансової політики. Зокрема, ми оцінюємо ФРФП України на базі квартальних даних за методикою Бургера і Марінкова (Burger and Marinkov, 2012) та аналізуємо режими фінансової політики, використовуючи регресії зі структурними зламами в часових рядах і сплайнами для рівня державного боргу та фази циклу ділової активності. Також у дослідженні застосовано підхід, подібний до методу Легренці та Міласа (Legrenzi and Milas, 2013), та проведено оцінювання моделей LSTR із використанням розриву випуску і коефіцієнта боргу як транзитивних змінних, щоб краще зрозуміти причини перемикання режимів фінансової політики.

Стаття має таку структуру. У другому розділі подано огляд джерел, присвячених взаємозв'язку між поняттям фінансової стійкості і специфікацією ФРФП; також приділено увагу емпіричним результатам щодо режимів фінансової політики в країнах із ринками, що розвиваються. У третьому розділі описано методи оцінювання ФРФП, яким автор надає перевагу, припускаючи зміну режимів в Україні. Четвертий розділ присвячено опису набору даних. У п'ятому розділі подано результати оцінок. В останньому розділі підсумовуються результати дослідження та подаються деякі рекомендації щодо фінансової політики.

---

■ Стаття є перекладом оригінальної статті англійською мовою. У разі будь-яких розбіжностей між оригінальною статтею та її перекладом українською мовою англomовна версія статті має переважний статус

## 2. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

Дискусії щодо цілей фіскальної політики ведуться давно. Грунтуючись на існуючих теоретичних засадах та стандартних припущеннях, дослідники стверджують, що метою фіскальної політики є регулювання циклічних коливань економіки або підтримання фіскальної стійкості. ФРФП визначає досягнення цілей фіскальної політики в різних країнах або в різні періоди часу. Власне специфікація ФРФП може бути різною, але вона повинна включати показники державного боргу та фази економічного циклу (зазвичай розрив випуску). Особливий інтерес становить коефіцієнт змінної державного боргу, оскільки поряд із коінтеграцією ряду фіскальних змінних статистично значуща позитивна реакція первинного дефіциту на зміну рівня заборгованості є ознакою стійкої фіскальної політики (Bohn, 1998). Додатне значення коефіцієнта рівня боргу ФРФП означає, що уряд зменшує дефіцит бюджету у відповідь на зростання боргу та збільшує його, коли борг скорочується. Судячи з емпіричних матеріалів, у яких аналізується ФРФП, дослідники використовують загально-прийняті модифікації задля кращого відображення поведінки фіскальних показників. Згідно з Де Мелло (de Mello, 2005) загальна формула ФРФП може бути подана таким чином:

$$b_{it} = a_0 + a_1 b_{i,t-1} + a_2 d_{i,t-1} + a_3 C_{it} + u_{it}, \quad (1)$$

де  $b_{it}$  – співвідношення первинного сальдо бюджету і номінального ВВП,  $d_{it}$  – співвідношення державного боргу і номінального ВВП,  $C_{it}$  – набір контрольних змінних для різних рівнів бюджетів і протягом періоду  $t$ . Для визначення контрольних змінних Де Мелло (de Mello, 2005) використовував такі інтертемпоральні обмеження:

$$b_t + (r_t - g_t) d_{t-1} = \Delta d_t + \Delta m_t + (\pi_t + g_t) m_{t-1}, \quad (2)$$

де  $\pi_t$  – інфляція,  $m_t$  – співвідношення грошової бази і ВВП,  $g_t$  – реальний приріст ВВП. Використовуючи цей взаємозв'язок, автор доводить, що циклічний випуск продукції та інфляція мають бути включені до формули (2) в ролі контрольних змінних для відображення емісійних доходів.

У деяких дослідженнях автори намагаються врахувати особливості малих відкритих економік та включають специфічні змінні до ФРФП. Пеналвер і Твейтс (Penalver, Thwaites, 2006) спираються на те, що державний борг складається із зовнішнього та внутрішнього боргу та, відповідно, вартість боргових ресурсів і динаміка цих компонентів буде зумовлена такими змінними, як реальний обмінний курс, зовнішні та внутрішні відсоткові ставки. У результаті автори підсумовують, що невизначеність макроекономічних прогнозів та реакція таких змінних, як співвідношення державного боргу і ВВП та відсоткових ставок, значно посилює реакцію фіскальних правил на зміни державного боргу.

Також поширеною є практика застосування фіктивних змінних у ФРФП для виокремлення рис фіскальної політики, характерних для певного політичного режиму (Burger and Marinkov, 2012). У деяких дослідженнях економісти аналізують реакції фіскальної політики не у формі загальної реакції первинного дефіциту, а як реакцію певних компонентів доходів та видатків (Claeys, 2008). Такі праці дають підстави робити висновки відносно конкретних компонентів бюджету з коригуванням балансу зведеного бюджету у відповідь на коливання рівня боргу та макроекономічних показників.

Перемикання режимів фіскальної політики ускладнює оцінку ФРФП, тому що проста лінійна модель відображає усереднені коефіцієнти різних режимів. В емпіричній літературі ця проблема вирішена за допомогою використання моделей із перемиканням режимів. Режими фіскальної політики можуть вводитися в модель екзогенно чи ендогенно. Екзогенні режими вводяться, коли дослідник заздалегідь має уявлення, протягом якого періоду фіскальна політика могла змінити свої властивості. На практиці це робиться шляхом оцінювання ФРФП в різних періодах (Gali, Perotti, 2003) або за допомогою фіктивних змінних, наприклад, для виокремлення окремих політичних подій (Burger, Marinkov, 2012). Іншим підходом є визначення перемикання режимів на основі ендогенної інформації, коли коефіцієнти ФРФП змінюються під впливом транзитивної змінної, а ці зміни аналізуються, ґрунтуючись на інформації, що міститься в самих даних. Легренці та Мілас (Legrenzi, Milas, 2013) застосовують регресію з плавним перемиканням режимів (Smooth Transition Regression, далі – STR) для оцінювання простої ФРФП, припускаючи перемикання коефіцієнтів циклу ділової активності та короткострокового взаємозв'язку між первинним дефіцитом бюджету і державним боргом. У їх дослідженні транзитивними змінними є рівень державного боргу в попередньому році, масштаб циклу ділової активності в попередньому році та різниця між рівнем державного боргу та порогового значення, що визначається для конкретної країни на основі індексу фінансового тиску. Відповідно до результатів дослідження країни, за якими проводився аналіз (Греція, Ірландія, Португалія та Іспанія), демонстрували стійкість фіскальної політики, починаючи з 1960-х років дотепер. Водночас у періоди зростаючого фінансового тиску ці країни зменшували свої граничні рівні заборгованості, а після досягнення цих рівнів відбувалася корекція для забезпечення фіскальної стійкості. Бургер та співавтори (Burger et al., 2011) разом з іншими підходами використовують авторегресійну модель із граничними значеннями (Threshold Autoregressive model, далі – TAR), де розрив випуску слугує транзитивною змінною, а порогове значення дорівнює нулю. В результаті такого дослідження було встановлено, що фіскальна політика стає контрциклічною в періоди рецесії. Ряд дослідників (Favero, Monacelli, 2005; Claeys, 2008; Burger, Marinkov, 2012) застосовує регресії з перемиканням режимів Маркова, де режими визначаються ендогенно. Бургер та Марінков (Burger and Marinkov, 2012) послуговуються цим підходом для відображення переходу режимів фіскальної політики Південної Африки від пасивного стану до активного та навпаки. Клейс

(Claeys, 2008) за допомогою цього підходу аналізує характеристики фіскальної політики в різних режимах. Крім того, автор досліджує реакцію різних компонентів бюджетних видатків та доходів. Фаверо та Моначеллі (Favero and Monacelli, 2005), крім виокремлення режимів фіскальної політики США, також дослідили їх синхронізацію з режимами монетарної політики, таким чином зробивши внесок в аналіз макроекономічних умов, за яких діють уряди та центральні банки.

Іншою важливою метою побудови й оцінювання ФРФП є характеристика фіскальної політики як активної чи пасивної. Така класифікація дещо відрізняється від поділу фіскальної політики на контрциклічну/проциклічну та стійку/нестійку, адже передбачає перемикання обох коефіцієнтів (борг та розрив випуску) в ФРФП. Відповідно до цієї класифікації активна фіскальна політика включає фіскальні дії, які не пов'язані з динамікою державного боргу, тобто через фіскальні інструменти уряд намагається вплинути на інші макроекономічні параметри, такі як рівень випуску, зайнятості та інші (Leeper, 1991). Пасивна політика – це фіскальна політика, що керується динамікою державного боргу та факторами, що формують міжчасові бюджетні обмеження. У такому режимі головною ціллю фіскальної політики є збереження або досягнення стійкого рівня державного боргу. З емпіричної точки зору це означає, що у випадку пасивної фіскальної політики показник державного боргу є додатним та статистично важливим. Натомість активна фіскальна політика може бути ідентифікована статистично значущими коефіцієнтами в ряді інших контрольних змінних, особливо в такій, як розрив випуску.

Існують численні публікації емпіричних праць щодо стійкості фіскальної політики для різних категорій країн. Можна зробити узагальнений висновок, що фіскальна політика в країнах із ринками, що розвиваються, як правило, відповідає параметрам стійкості. Абіад та Острі (Abiad and Ostry, 2005) наголошують, що разом із загальною стійкістю фіскальної політики перевищення граничного рівня боргу знижує реакцію на борг у країнах із ринками, що розвиваються. Цей факт свідчить про певну нелінійність у реакції фіскальної політики залежно від економічних умов. Автори доводять, що в країнах із ринками, що розвиваються, є два режими фіскальної політики, стверджуючи про послаблення можливості органів, відповідальних за проведення політики, утримувати фіскальну платоспроможність через вище первинне сальдо в країнах із середнім значенням коефіцієнтів боргу, що перевищують 50 – 60-відсотковий діапазон.

Мендоза та Острі (Mendoza and Ostry, 2008) досліджують проблематику фіскальної платоспроможності в контексті розвинутих країн, країн із ринками, що розвиваються, та країн із високим та низьким рівнями боргу. Узагальнюючи, можна стверджувати, що критерії фіскальної стійкості виконуються в цілому всіма групами країн, однак підвищення рівня боргу значно послаблює можливість урядів відповідати критеріям фіскальної стійкості. На відміну від попередніх праць, автори не встановлюють посилення реакції на борг під час перевищення граничних рівнів боргу в панельних регресіях для розвинутих країн, однак щодо країн із ринками, що розвиваються, – вона знижується.

Гош зі співавторами (Ghosh A., et al., 2013) аналізують феномен “фіскальної виснаженості”, що означає перемикання фіскальної політики в нестійкий режим за високого рівня боргу. Автори доводять, що твердження Бона (Bohn, 1998), який заявляє, що для задоволення міжчасового бюджетного обмеження первинне сальдо завжди повинно позитивно реагувати на відставання боргу, можна розглядати як слабкий критерій стійкості, який, наприклад, не виключає постійно зростаючий коефіцієнт боргу до ВВП (а отже, потребу первинного профіциту, який у підсумку перевищує ВВП). На основі вибірки розвинутих країн автори емпіричним шляхом доводять існування феномену “фіскальної виснаженості” через побудову кубічної ФРФП. Ця функція є модифікацією моделі з трьома режимами фіскальної політики. Автори доводять, що за низьких рівнів боргу взаємозв'язок між дефіцитом бюджету і рівнем боргу незначний або навіть від'ємний. У процесі того, як зростає рівень боргу, реакція фіскальної політики також посилюється, але за високого рівня боргу ця реакція починає послаблюватися та в підсумку знижується, коли рівень боргу є дуже високим. Результати оцінок свідчать, що реакція фіскальної політики на борг починає знижуватися, коли рівень боргу становить 90 – 100% від ВВП, та стає від'ємною за наближення рівня боргу до значення 150% від ВВП. Такий висновок суперечить результатам Бона (Bohn, 1998) щодо США, відповідно до яких фіскальна реакція посилюється, коли рівень боргу зростає. Автори пояснюють феномен “фіскальної виснаженості” неспроможністю уряду збільшувати первинне сальдо відповідно до темпів зростання боргу.

Інша сторона режиму фіскальної політики полягає в її реакції на коливання ВВП. Реакція фіскальної політики на цикл ділової активності є питанням, яке досить добре досліджується. Можемо зробити узагальнюючий висновок, що в країнах із ринками, які розвиваються, фіскальна політика є проциклічною або нейтральною. Важливим питанням у контексті фіскальної стійкості є симетрія реакції фіскальної політики на різних етапах економічного циклу. У звіті МВФ (квітень, 2015) стверджується, що симетрія реакції фіскальної політики в часи піднесення та спаду є важливою з огляду на три основні причини: відновлення фінансових буферів перед спадом в економічному циклі; зменшення ризику перегріву; уникнення збільшення державного боргу під час наступних циклів. Відповідно до звіту країни з ринками, що розвиваються, характеризуються асиметрією реакції фіскальної політики на діловий цикл. У період рецесії фіскальна політика є контрциклічною, тоді як у період економічного зростання вона є проциклічною. МВФ (IMF, April 2015) демонструє, що систематична асиметрична реакція фіскальної політики пов'язана із суттєвою динамікою підвищення коефіцієнта державного боргу до ВВП. Відповідно до досить помірних макроекономічних припущень асиметрична стабілізація могла б через 20 років спровокувати значно вищий показник відношення боргу до ВВП, аніж симетрична фіскальна політика.

Щодо перемикання між пасивним та активним режимами фінансової політики асиметрія реакції фінансової політики стосовно фаз ділового циклу може означати приховану загрозу для боргу. Якщо уряд проводить пасивну фінансову політику (проциклічну та стійку) у період додатного розриву випуску, це означає, що дефіцит бюджету збільшується, тоді як співвідношення боргу зменшується. Крім того, уряд таким чином сприяє перегріванню економіки, що також створює умови для збільшення суми боргу та звуження фінансового простору в наступні періоди. Таку політику навряд чи можна вважати виваженою. Найкращим вибором у даних умовах є активна фінансова політика, яка спрямована на охолодження економіки у фазі зростання та сприяння накопиченню фінансових ресурсів для контрциклічних дій у майбутніх періодах економічного спаду. У нашій статті доведено, що пасивна фінансова політика у фазах економічного буму призвела до неконтрольованого зростання державного боргу в Україні.

### 3. МЕТОД

Для оцінювання ФРФП в Україні використовується стандартна модель:

$$prsurpl_t = a_0 + a_1 prsurpl_{t-4} + a_2 debt_{t-4} + a_3 gap_{t-4} + a_4 pol_t + \sum_{j=1}^n b_j D_j + u_t, \quad (3)$$

де  $prsurpl$  – відношення первинного дефіциту бюджету до ВВП,  $debt$  – відношення загального державного та гарантованого боргу до ВВП,  $gap$  – циклічні відхилення номінального ВВП від потенційного ВВП,  $pol$  – фіктивні політичні змінні, які позначають два кварталні періоди перед президентськими чи парламентськими виборами,  $D$  – фіктивні змінні для контролю за викидами в даних. Для оцінки функції використовуються кварталні дані, що потребує від нас введення четвертого лагу пояснювальних змінних у моделі. Природним способом вивчення реакції фінансової політики є використання щорічних даних, адже бюджет приймається на річній основі й уряд, імовірно, проявляє реакцію на зміни в економічному середовищі з відставанням на один рік. Однак використання річних даних суттєво зменшує кількість спостережень для України, оскільки розрахунки проводяться для періоду 1998 – 2015 років. Крім того, кварталні дані є більш доречними для виокремлення режиму. Саме тому, застосовуючи логіку Бургера та Марінкова (Burger and Marinkov, 2012), ми використовуємо кварталні дані з четвертим лагом замість річних даних з одним лагом. У працях з оцінки фінансових правил часто використовуються кварталні дані з пояснюючими змінними, що включені в модель без лагів. Це веде головним чином до оцінювання автоматичної реакції фінансових параметрів на економічні умови. Водночас дискреційна реакція значною мірою ігнорується, адже лаги у виконанні фінансових рішень малоймовірно дадуть їм змогу бути прийнятими та застосованими в одному кварталі. Включення змінних із лагом у чотири квартали в нашій статті зосереджує увагу переважно на дискреційній реакції уряду. Модель (3) оцінена через OLS, GMM та LIML. Ризик ендогенності знижується через використання пояснювальних лагових змінних, але модель також включає лаг залежної змінної, що зберігає ймовірність ендогенності і зміщеності всіх коефіцієнтів. Оскільки в ролі ендогенних змінних передбачаються  $prsurpl$ ,  $debt$ ,  $gap$ , як інструменти ми застосували набір змінних, які відображають зовнішні економічні умови. Зокрема, ми використали змінні, що відображають стан світової економіки (середні темпи зростання країн ОЕСР), стан світових товарних ринків, які впливають на українську економіку (індекс цін на сільськогосподарську сировину, індекс цін на метали, індекс цін на неенергетичні ресурси, соняшникову олію, індекс цін на пшеницю, індекс цін на добрива) та реальний ефективний обмінний курс як показник, який відображає відносні ціни між Україною та її основними торговельними партнерами. Аргументація використання цих змінних полягає в тому, що українська економіка є малою та відкритою, Україна не впливає на визначення цін на міжнародних товарних ринках, тому міжнародні економічні тенденції слабо залежать від подій та політичних рішень в Україні (екзогенність), але істотно впливають на економічну ситуацію в самій Україні (повинні бути сильними інструментами).

Також у ФРФП ми вводимо політичну змінну, що цілком доречно з огляду на все більшу кількість емпіричних праць щодо політичних ділових циклів. Якщо фінансові маніпуляції діючих політиків у виборчий період пояснюють динаміку параметрів бюджету, їх включення до моделі повинно підвищувати ефективність оцінок.

Оскільки ми припускаємо лінійність ФРФП, необхідними є тести на наявність структурних зламів у коефіцієнтах моделі (3). Значні зміни у коефіцієнтах ділового циклу та боргу визначають періоди перемикання режимів фінансової політики в Україні.

Для визначення фінансового режиму залежно від фаз економічного циклу та рівня заборгованості ми побудували набір моделей зі сплайнами, які розрізняють коефіцієнти ФРФП залежно від даних, що перебувають вище або нижче сплайна. Нульовий рівень бізнес-циклу, середнє значення вибірки з коефіцієнта боргу, додатні/від'ємні зміни у рівні державного боргу використовувалися як сплайни.

Визначення сплайнів екзогенним шляхом може призвести до неповного розуміння процесу переходу режиму фінансової політики через суб'єктивність такого підходу. Для визначення порогових значень перемикання на основі статистичних результатів застосовувалася логістична регресія з плавним перемиканням режимів (LSTR) у такому вигляді:

$$prsurpl_t = \phi' x_t + \theta' x_t G(\gamma, c, s_{t-n}) + u_t, \quad t=1, \dots, T, \quad (4)$$



де  $x_t$  – вектор екзогенних пояснювальних змінних,  $\phi = (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_m)'$  та  $\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_m)'$  – вектори параметрів розмірності  $((m+1) \times 1)$ ,  $u_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ . Для подібного типу моделей передбачається така функція переходу:

$$G(\gamma, c, s_{t-n}) = (1 + \exp\{-\gamma \prod_{k=1}^K (s_{t-n} - c_k)\})_{-1}, \quad \gamma > 0, \quad (5)$$

де  $s_{t-n}$  – транзитивна змінна, яка в нашій статті включена з певним лагом  $n$ ,  $c_k$  – один із параметрів розміщення порогового значення з вектора  $c = (c_1, \dots, c_K)'$  з обмеженнями  $c_1 \leq \dots \leq c_K$ ,  $\gamma$  – кутовий параметр. Відповідно до нашого підходу:

- такі самі змінні, як у моделі (3), використовувалися як екзогенні;
- передбачається, що коефіцієнти показника державного боргу та розриву випуску перемикаються;
- фіскальна політика демонструє перемикання режиму, що залежить від величини транзитивної змінної ( $s_{t-n}$ ) відносно змінної  $s_k$ , яка є пороговим значенням для перемикання;
- ваговий коефіцієнт певного режиму  $\in \theta_m$ , параметр  $\gamma > 0$  визначає плавність перемикання між режимами.

Вичерпне описання суті й етапів побудови цієї моделі знаходимо у Терясвірти (Teräsvirta, 2004), ідея щодо такої специфікації ФРФП реалізувалася Легренці та Міласом (Legrenzi and Milas, 2013). У цій праці, на відміну від попередніх, ми перевіряємо модель LSTR на предмет розміру вектора  $c = (c_1, \dots, c_K)'$ . Найтипівішими випадками є регресії з  $K = 1$  та  $K = 2$ . У випадку  $K = 1$  параметри моделі коливаються монотонно за функціональним відношенням до  $s_{t-n}$ , до остаточного перемикання на інший режим. Ці моделі описують асиметричну поведінку змінних за високих та низьких значень транзитивної змінної. Перехід між режимами може бути плавним. Модель LSTR з  $K = 2$  (LSTR2) передбачає, що коефіцієнти змінюються симетрично навколо точки  $(c_1 + c_2)/2$ , яка перебуває в межах транзитивної змінної. Такі моделі використовуються, коли поведінка змінних є однаковою за високих і низьких величин  $s_{t-n}$ , але які перемикаються на інший режим у випадку середньої величини  $s_{t-n}$ .

Регресія типу LSTR2 є трирежимною моделлю, два з яких є симетричними. Свідченням можливості існування такого типу нелінійності у фіскальній політиці є праця Гоша зі співавторами (Ghosh A., et al., 2013), у якій автори емпіричним шляхом демонструють (хоч і застосовуючи кубічну регресію), що фіскальна політика зменшує реакцію на борг в умовах дуже низьких або високих значень боргового тиску, але виявляє сильну позитивну реакцію на зростаючий борг в умовах помірного боргового навантаження.

Перед побудовою моделі необхідно провести ряд тестів щодо нелінійності у взаємовідносинах, спричиненою транзитивними змінними. В ролі транзитивних змінних ми тестуємо відношення загального державного боргу до валового внутрішнього продукту і розрив випуску. Для тестування обрано змінні з лагами від  $t-4$  до  $t-8$ . Вибір цих потенційних транзитивних змінних, пов'язаний із припущенням, що перемикання фіскальної політики на інший режим зумовлене фазою економічного циклу та загальним рівнем державного боргу.

Вибір лагів транзитивних змінних зумовлений припущенням, що при визначенні параметрів бюджету наступного року уряд керується інформацією про державний борг та стабільність фінансової системи, яку він отримав у попередньому році.

У ролі альтернативної змінної для перевірки надійності результатів використовується коефіцієнт циклічно скоригованого первинного дефіциту до потенційного ВВП ( $cab$ ) замість відношення первинного дефіциту до ВВП. ( $cab$ ) є показником, який краще визначає дискреційну фіскальну політику, і таким чином, дає змогу впевнено стверджувати, що результати не є необ'єктивними через наявність автоматичної реакції фіскальних параметрів на економічні коливання.

#### 4. ДАНІ

У статті використовуються квартальні дані за максимальний період 1998 – 2015 рр. Дані щодо державного боргу отримано з бази даних Міністерства фінансів України, розміщеної на його сайті, бюджетні параметри – з веб-сайту Державної казначейської служби України, а макроекономічні параметри – з бази даних Національного банку України (НБУ). Змінна  $prsurpl$  була сезонно відкоригована, оскільки вона значною мірою була залежною від сезонності, а впровадження сезонних фіктивних змінних загострило б проблему достатності ступенів свободи. Змінна  $debt$  оцінювалася як логарифм співвідношення загального гарантованого боргу уряду та сезонно відкоригованого ВВП. Перш ніж оцінити розрив випуску ( $gap$ ) із застосуванням фільтра Годріка-Прескотта, номінальний ВВП був перетворений у логарифми та сезонно відкоригований. Залишки регресії наступної форми були використані в ролі заміни  $cab$ :

$$PR_{DEft} = c_0 + c_1 GDP_{cycle t} + e_t, \quad (6)$$

де  $PR_{DEF_t}$  – сезонно скоригований первинний дефіцит,  $GDP_{cycle}$  – сезонно скоригований розрив ВВП в абсолютному вираженні,  $e_t$  – залишки моделі, що не включають автоматичну реакцію фінансової політики на циклічні коливання ВВП<sup>1</sup>. Таким чином, ми припускаємо, що автоматична реакція фінансових параметрів виявляється протягом кварталу і дискретні дії уряду мають мінімальний внутрішній лаг в один квартал.

Стаціонарність часових рядів, включених до моделі, є важливим моментом для консистентної оцінки параметрів ФРФП. Розрив випуску є стаціонарним за визначенням, але тести на одиничний корінь співвідношень державного боргу і первинного дефіциту та ВВП зазвичай дають дуже неоднозначні результати. Це особливо актуально для України, де динаміка державного боргу була викривлена потужним структурним шоком у 2008 році, який зробив стандартні тести непридатними. Проте у працях Г. Бона (Bohn H., 1998 та Bohn H., 2007) зазначається, що часові ряди характеризуються значною інерцією, тому визначення їхньої стаціонарності є складним завданням. Таким чином, стаціонарність повинна ґрунтуватися не на статистичних тестах, які втрачають свою дієздатність у порівняно невеликій вибірці та за наявності структурних зламів, а на економічній логіці. Для формальних висновків щодо стаціонарності часових рядів було проведено тести ADF, KPSS та тест Елліота-Ротенберга-Стока (ERS), результати яких наведено в таблиці 1. Кількість лагів у тесті ADF було обрано відповідно до інформаційного критерію Акаїке (AIC); усі тести проводилися за припущення стаціонарності навколо константи.

Таблиця 1. Результати тестування стаціонарності для змінних ФРФП

Змінна (період)	ADF (H0: $\rho=1$ )	KPSS (H0: $\rho\neq 1$ )	ERS (H0: $\rho=1$ )
	t-статистика	LM-статистика	t-статистика
<i>prsurpl</i> (1998q1-2015q4)	-5.3 (p<0.01)	0.3 (p=0.10)	2.2 (p<0.05)
<i>cab</i> (1998q1-2015q4)	-4.7 (p<0.01)	0.7 (p<0.05)	1.6 (p<0.01)
<i>gap</i> (1998q1-2015q4)	-3.5 (p<0.01)	0.1 (p>0.10)	1.1 (p<0.01)
<i>debt</i> (1998q1-2015q4)	-0.5 (p>0.10)	0.2 (p>0.10)	12.2 (p>0.10)
<i>d_debt</i> (1998q2-2015q4)	-7.6 (p<0.01)	0.2 (p>0.10)	0.7 (p<0.01)

Тести щодо стаціонарності свідчать, що цикл ВВП та первинний профіцит з великою ймовірністю є стаціонарними процесами. Водночас згідно з тестом ADF циклічно скоригований баланс бюджету і перші різниці рівня боргу є стаціонарними, але їхня стаціонарність підтверджується відповідно до KPSS-тесту лише на рівні близько 5%. Оскільки недоліки тестів ADF і KPSS відомі й полягають у тому, що їх потужність дуже залежить від величини вибірки даних і вони часто не відрізняють високостійкі стаціонарні процеси від нестаціонарних процесів, для остаточного висновку було проведено тест ERS.

## 5. РЕЗУЛЬТАТИ ОЦІНЮВАННЯ

Відповідно до запропонованого підходу ми оцінили модель типу (3) для змінних *prsurpl* та *cab* через OLS, GMM та LIML; результати наведено в таблиці 2. Фіктивна змінна (*d\_2010q03*) вказує на третій квартал 2010 року, коли уряд України випустив і реалізував ПДВ-облігації приблизно на 16.5 мільярда гривень, штучно знижуючи доходи від ПДВ та викривлюючи бюджетну статистику. Разом із коефіцієнтами таблиця містить деякі статистичні дані для того, щоб зробити висновок щодо точності оцінки стандартних похибок та зміщення коефіцієнтів. У разі виявлення проблем із автокореляцією та гетероскедастичністю похибок ми застосовували HAC варіаційно-коваріаційну матрицю для зменшення проблем зі стандартними похибками. Для моделей з інструментами ми наводимо статистичні дані, що характеризують ступінь екзогенності інструментів та їхню пояснювальну здатність. Результати тестів свідчать, що обрані інструменти є екзогенними, але вони можуть бути слабкими. Тест на недостатню ідентифікацію не вказує на проблеми, однак F-статистика у тесті на низьку ідентифікацію свідчить, що найбільше значення зміщення IV порівняно з OLS може досягти 20%. Тому ми використовуємо не тільки GMM, а й LIML, який менш чутливий до проблеми слабких інструментів.

<sup>1</sup> Рівень державного боргу – це показник запасів, тоді як квартальний ВВП – це показник грошового потоку. Саме тому на графіках та у таблицях державний борг, що дорівнює  $\log$  (співвідношення державного та гарантованого боргу уряду і сезонно відкоригованого ВВП) набуває надто великих значень. Узяття експоненти та ділення цього числа на 4 дає змогу отримати наближення середньорічного річного співвідношення заборгованості і ВВП.

Таблиця 2. Результати оцінювання лінійної ФРФП для України, 1998 – 2015 рр.

	OLS		GMM		LIML	
	<i>prsurpl</i>	<i>cab</i>	<i>prsurpl</i>	<i>cab</i>	<i>prsurpl</i>	<i>cab</i>
Константа	0.01	0.01**	0.01	0.01	0.01	0.01
<i>d_2010q03</i>	-0.08***	-0.08***	-0.06*	-0.08*	-0.06*	-0.09**
<i>prsurpl</i> <sub><i>t-4</i></sub> , <i>cab</i> <sub><i>t-4</i></sub>	0.24*	0.38***	0.68**	0.69***	0.74**	0.88***
<i>gap</i> <sub><i>t-4</i></sub>	-0.09	-0.07	-0.19**	-0.13*	-0.21***	0.01
<i>d_debt</i> <sub><i>t-4</i></sub>	0.04**	0.04*	0.00	0.00	0.01	0.09
<i>pol</i> <sub><i>t</i></sub>	-0.01***	-0.01**	-0.02**	-0.02*	-0.02**	-0.02*
Спостереження	67	67	61	61	61	61
Скоригований R <sup>2</sup>	0.27	0.29				
Тест на автокореляцію залишків	p=0.03	p=0.42	p=0.19	p=0.13	p=0.17	p=0.17
Тест на гетероскедастичність	p=0.42	p=0.34	p=0.26	p=0.31	p=0.35	p=0.25
Статистика Саргана			p=0.46	p=0.61	p=0.51	p=0.34
Тест на ендогенність			p=0.00	p=0.00	p=0.00	p=0.00
Тест на недостатню ідентифікацію			p=0.01	p=0.00	p=0.01	p=0.03
Тест на слабку ідентифікацію			5.86	6.76	5.86	3.74

Примітка. \*, \*\* і \*\*\* вказують на статистичну значущість відповідно на рівнях у 10%, 5% та 1%. Тест на автокореляцію залишків – LM-тест Бройша-Годфрі на автокореляцію (4 лаги) для оцінювання за допомогою OLS і тесту Камбі-Хейзінга для GMM і LIML. Тест на гетероскедастичність – тест Бройша-Пагана-Годфрі для оцінювання за допомогою OLS та загальний тест Пагана-Холла для GMM і LIML. Якщо було виявлено гетероскедастичність або автокореляцію, у тесті на слабку ідентифікацію відображаються статистика Cragg-Donald Wald F statistic або Kleibergen-Paap rk Wald F statistic.

Результати, наведені в таблиці 2, свідчать, що фіскальна політика у звітному періоді була у пасивному стані. Моделі OLS демонструють позитивну та статистично значущу реакцію первинного дефіциту і первинного дефіциту, скоригованого з урахуванням економічних циклів, на державний борг. Тим часом коефіцієнти, що характеризують розрив випуску, демонструють проциклічну поведінку фіскальної політики, хоча й за відсутності статистичної значущості. Судячи зі знаків коефіцієнтів, OLS та методи інструментальних змінних свідчать про ідентичні характеристики фіскальної політики в Україні. Зменшення статистичної значущості коефіцієнтів у моделях, оцінених за допомогою GMM та LIML, можна пояснити втратою ефективності, притаманною цим методам оцінки.

Лінійна ФРФП у специфікації (3) містить коефіцієнти, що не є стабільними. Для демонстрації цього факту було проведено серію тестів на зміну коефіцієнтів регресії, викликаних структурними зламами в даних. У проведених тестах для невідомих дат структурних зламів враховувалися коефіцієнти змінних, у яких ми найбільше зацікавлені (див. таблицю 3).

Таблиця 3. Результати тесту Вальда щодо структурних зламів

Коефіцієнти, враховані у тесті	Дата зламу	Prob. > chi <sup>2</sup>
Залежна змінна: <i>prsurpl</i> <sub><i>t</i></sub>		
<i>gap</i> <sub><i>t-4</i></sub> , <i>d_debt</i> <sub><i>t-4</i></sub>	III кв. 2006 р.	p=0.03
<i>gap</i> <sub><i>t-4</i></sub>	III кв. 2006 р.	p=0.02
<i>d_debt</i> <sub><i>t-4</i></sub>	I кв. 2011 р.	p=0.08
Залежна змінна: <i>cab</i> <sub><i>t</i></sub>		
<i>gap</i> <sub><i>t-4</i></sub> , <i>d_debt</i> <sub><i>t-4</i></sub>	III кв. 2006 р.	p=0.56
<i>gap</i> <sub><i>t-4</i></sub>	III кв. 2006 р.	p=0.26
<i>d_debt</i> <sub><i>t-4</i></sub>	I кв. 2008 р.	p=0.47

Результати, наведені в таблиці 3, дають змогу зробити певні висновки. По-перше, структурні злами даних, що виликають нестабільність коефіцієнтів, значно краще ідентифікуються в моделі первинного профіциту. По-друге, зміни коефіцієнтів показують як співвідношення боргу, так і розрив випуску, що дає змогу виявити дату загального структурного зламу для цих змінних – третій квартал 2006 року. Володіючи інформацією про дату структурних зламів, ми побудували регресії специфікації (3) із застосуванням OLS зі зламами. Коли модель демонструвала автокореляцію та гетероскедастичність помилок, ми використовували матрицю HAC для оцінки стандартних помилок. Ми також оцінили ФРФП зі структурними зламами у четвертому кварталі 2008 року, який вважається датою початку найсильнішого спаду в економіці України та фінансовому секторі. Цей епізод в історії України запам'ятовується швидкою девальвацією, падінням фондових індексів, вибухом спредів кредитно-дефолтних свопів (CDS) за українськими облігаціями та прийняттям спеціальних фінансових програм у відповідь на боргову кризу та рецесію. Враховуючи зазначені події, криза четвертого кварталу 2008 року може стати явищем, що змінило напрям фінансової політики<sup>2</sup>. Результати оцінки наведено в таблиці 4.

Таблиця 4. Оцінка ФРФП за допомогою методу найменших квадратів зі зламами

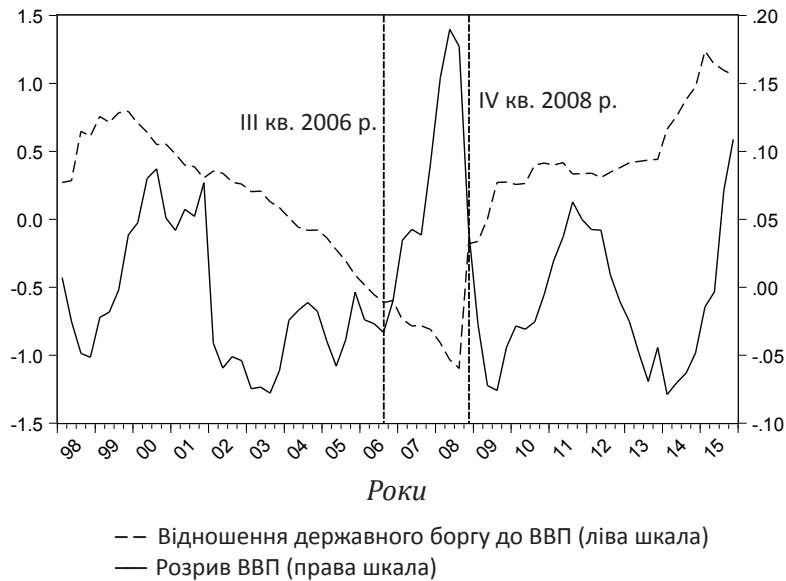
Змінні	<i>prsurpl</i>		<i>cab</i>	
	II кв. 1999 р. – III кв. 2006 р.		II кв. 1999 р. – IV кв. 2008 р.	
<i>gap</i> <sub>t-4</sub>	0.15**	0.12	0.54	0.01
<i>d_debt</i> <sub>t-4</sub>	0.03**	0.02	0.01	0.01
	IV кв. 2006 р. – IV кв. 2015 р.		I кв. 2009 р. – IV кв. 2015 р.	
<i>gap</i> <sub>t-4</sub>	-0.22**	-0.10***	-0.20***	-0.10**
<i>d_debt</i> <sub>t-4</sub>	0.03***	0.04***	0.04***	0.05***
Змінні без зламів				
Константа	0.01**	0.01**	0.01	0.01*
<i>d_2010q03</i>	-0.09***	-0.09***	-0.09***	-0.09***
<i>prsurpl</i> <sub>t-4</sub> , <i>cab</i> <sub>t-4</sub>	0.25**	0.39***	0.26**	0.41**
<i>pol</i> <sub>t</sub>	-0.02***	-0.01**	-0.01***	-0.01**
Спостереження	67	67	67	67
Скоригований R <sup>2</sup>	0.33	0.28	0.26	0.23
Тест Бройша-Годфрі на автокореляцію за допомогою методу найменших квадратів (лаг 4)	p=0.91	p=0.74	p=0.49	p=0.53
Тест Бройша-Пагана-Годфрі	p=0.08	p=0.06	p=0.01	p=0.05

Згідно з результатами фінансова політика України до зламів була за станом близькою до активно-стійкої або нейтральної. Після виявлених зламів фінансова політика стала пасивною порівняно з економічною динамікою. Особливістю третього кварталу 2006 року є те, що він став відправною точкою найпотужнішого циклічного економічного зростання в історії України (див. графік 1). Таке сильне економічне зростання було спричинене інтенсивним зростанням світової економіки та, відповідно, неймовірним підвищенням цін на світових сировинних ринках. Це зростання було особливо помітним на ринках сировинних товарів, які є основними експортними позиціями України.

<sup>2</sup> Тест Чоу підтверджує наявність структурного зламу для третього кварталу 2006 року і з дещо меншою ймовірністю – для четвертого кварталу 2008 року.



Графік 1. Динаміка коефіцієнта заборгованості і розриву випуску в Україні



Цей епізод циклічного економічного зростання характеризувався перегріванням світової економіки та завершився світовою фінансовою кризою і великим зниженням випуску світової продукції. Сприятливий для української економіки час наприкінці 2006 року призвів до того, що фінансову політику було переведено в пасивний режим, у якому вона перебуває і досі. Для періоду третього кварталу 2006 року – четвертого кварталу 2008 року, в умовах економічного зростання та зменшення боргу, це означало збільшення бюджетного дефіциту. Проте крах світової економіки та міжнародних ринків капіталу, а також нестача зовнішнього фінансування уряду призвели до неконтрольованого зростання державного боргу, що на тривалий час законсервувало пасивний режим фінансової політики. Зростання державного боргу України з експоненціальним трендом було спричинене двома основними ендогенними чинниками: пасивною фінансовою політикою у 2006 – 2008 роках, що унеможливило формування резервів для майбутніх економічних спадів (звужений фінансовий простір) та сприяло накопиченню боргу; дешеві фінансові ресурси на перегрітих міжнародних ринках капіталу заохотили уряд збільшити зовнішній борг України, що негативно вплинуло на загальний рівень боргу після девальвації гривні у 2008 – 2009 роках.

Таким чином, зміна режиму фінансової політики, згідно з яким дефіцит бюджету пов'язаний із рівнем заборгованості та не може бути використаний для забезпечення контрциклічних дій, спостерігалася не у несприятливі часи кризи, яка почалася наприкінці 2008 року, а в сприятливі часи економічного зростання. Такий перехід був спричинений нерозсудливою політикою уряду, який покладав надії на стійке економічне зростання та фіксований обмінний курс.

Метод найменших квадратів зі зламами дає змогу описувати динаміку процесів, але не дає змоги аналізувати економічні чинники, що викликають зміну режиму політики. Для аналізу зміни режимів фінансової політики залежно від динаміки боргу та фази циклу ділової активності ми побудували низку регресій зі сплайнами. Для розриву випуску сплайн було встановлено на нульовому рівні, щоб спостерігати за поведінкою коефіцієнтів ФРФП у періоди економічних перегрівів та спадів. Аналогічним чином ми встановили сплайн для зростання боргового навантаження. Для рівня державного боргу сплайн було встановлено на рівні середнього значення для 1998 – 2015 років. Результати оцінювання (див. таблицю 5) свідчать, що відносно фази циклу ділової активності режим фінансової політики змінюється на пасивний у періоди додатного розриву випуску. У періоди економічного спаду фінансова політика перебуває у нейтральному стані – відсутні контрциклічна реакція та чітка корекція бюджетного дефіциту відповідно до змін боргового навантаження. Цей результат пояснює, чому у попередніх моделях зі структурними зламами фінансова політика України була у нейтральному стані в період із 1998 року до третього кварталу 2006 року – більшу частину цього періоду Україна перебувала у стані від'ємного розриву випуску. Регресії зі сплайнами щодо розміру заборгованості свідчать про те, що фінансова політика в цілому є стійкою і підвищує свою чутливість до змін боргу зі зростанням боргового навантаження. Водночас динаміка боргу не призводить до статистично значущого взаємозв'язку між дефіцитом бюджету і бізнес-циклом. Незалежно від рівня заборгованості фінансова політика є проциклічною, хоч і з браком статистичної значущості.

Таблиця 5. Реакція фінансової політики зі сплайнами

Сплайн	Від'ємний розрив випуску (-) Додатний розрив випуску (+)		Зменшення боргу (-) Збільшення боргу (+)		Борг, нижчий від середнього рівня (-) Борг, вищий від середнього рівня (+)	
	<i>prsurpl</i>	<i>cab</i>	<i>prsurpl</i>	<i>cab</i>	<i>prsurpl</i>	<i>cab</i>
Залежна змінна						
Константа	0.01***	0.02**	0.01	0.01*	0.01	0.01**
<i>d_2010q03</i>	-0.07***	-0.07***	-0.08***	-0.08***	-0.09***	-0.09***
<i>prsurpl<sub>t-4</sub> / cab<sub>t-4</sub></i>	0.20*	0.30***	0.20	0.30***	0.22*	0.37***
<i>pol<sub>t</sub></i>	-0.01***	-0.01***	-0.02***	-0.01**	-0.01***	-0.01**
<i>gap<sub>t-4</sub></i> (-)	0.19	0.16	-0.11	-0.1	-0.12	-0.10
<i>gap<sub>t-4</sub></i> (+)	-0.25***	-0.19***	-0.02	0.01	-0.01	-0.01
<i>d_debt<sub>t-4</sub></i> (-)	0.05	0.03	0.04	0.04	0.03**	0.04
<i>d_debt<sub>t-4</sub></i> (+)	0.03***	0.04*	0.03***	0.04***	0.07	0.06
Спостереження	68	68	68	68	67	67
Скоригований R <sup>2</sup>	0.31	0.3	0.27	0.28	0.28	0.29
Тест на автокореляцію залишків	0.11	0.37	0.01	0.17	0.08	0.50
Тест на гетероскедастичність	0.26	0.24	0.38	0.25	0.31	0.33

Моделі зі сплайнами вказують, що перемикавання режимів фінансової політики (від нейтрального до пасивного) відбувається під впливом фази циклу ділової активності, а зростання рівня боргу лише посилює стійкість фінансової політики. Як згадувалося в розділі “Огляд літератури”, асиметрія режимів фінансової політики, пов’язана з розривом випуску, несе ризики для фінансової стійкості. Проциклічність фінансової політики в часи економічного зростання та відсутність проциклічності під час спаду економіки призводить до звуження фінансового простору уряду та створює умови для подальшого накопичення боргу, що не завжди супроводжується позитивною економічною динамікою. Стійкість фінансової політики у періоди додатного розриву випуску (зменшення боргу, збільшення дефіциту бюджету) не може завжди компенсувати негативний вплив вищезазначеної асиметрії. Важливо зазначити, що асиметрія у відповідь на дефіцит бюджету не є повною. У періоди, коли розрив випуску негативний, фінансова політика нейтральна. З одного боку, це може допомогти зменшити борг, оскільки під час економічного спаду уряд не збільшує дефіцит бюджету, проте з іншого, – нестача контрциклічної політики подовжує тривалість фази економічної депресії, що негативно позначається на стані держаних фінансів та може збільшити рівень боргу.

Застосовуючи регресії зі сплайнами, ми, по-перше, на власний розсуд визначаємо порогові значення для перемикавання режимів та, по-друге, припускаємо, що коефіцієнти ФРФП є гомогенними в обраній нами підвибірці даних. Проте цей підхід дещо суб’єктивний, що робить доречним надання даним можливості визначати умови переключення режимів. Для цього ми застосовуємо модель LSTR (4), що дає змогу протестувати ряд потенційних транзитивних змінних на наявність нелінійності між змінними ФРФП. Параметр  $\gamma$  контролює нахил транзитивної функції згідно з Тересвірта (Teräsvirta, 2004), коли  $\gamma \rightarrow \infty$ , модель LSTR1 наближається до моделі перемикавання режимів Маркова з двома режимами, що мають однакові варіації. Модель LSTR2 у цьому випадку наближається до регресії з перемиканням між трьома режимами, в якій крайні режими є ідентичними, а середній відрізняється від двох крайніх. Таким чином, будуючи модель LSTR, ми можемо ідентифікувати змінні, що викликають перемикавання режимів, та допускаємо не такий швидкий перехід між режимами, як у моделях перемикавання Маркова.

Згідно з методикою ми тестували співвідношення державного боргу і ВВП (*debt*) та розрив випуску (*gap*) як можливих транзитивних змінних. Методи тестування детально описано в працях Тересвірта (Teräsvirta, 1994, 1998)<sup>3</sup>. Подані результати містять оцінки, які ґрунтуються на таких транзитивних змінних, котрі дали змогу ідентифікувати нелінійні взаємозв’язки між змінними у ФРФП.

3 Усі тести й оцінки для LSTR1 та LSTR2 проводилися за допомогою програмного забезпечення JMulTi.

Таблиця 6. Моделі LSTR1 ФРФП

Залежна змінна	$prsurpl_t$		$prsurpl_t$		$cab_t$		$cab_t$	
	$debt_{t-6}$		$gap_{t-8}$		$debt_{t-6}$		$gap_{t-8}$	
Транзитивна змінна	Лінійна частина	Нелінійна частина	Лінійна частина	Нелінійна частина	Лінійна частина	Нелінійна частина	Лінійна частина	Нелінійна частина
Константа	0.01		0.01***	-0.01	0.01*	-0.08*	0.01***	
$d_{2010q03}$	-0.07***		-0.01		-0.09***		-0.02	
$pol_t$	-0.01**		-0.01***		-0.01**		-0.01**	
$prsurpl_{t-4}/cab_{t-4}$	0.13		0.20		0.20*		0.36***	
$d_{debt}_{t-4}$	0.04**	0.25	0.11*	-0.10	0.04*	0.55	0.08	-0.08
$gap_{t-4}$	-0.11**	1.17***	-0.10	0.70**	-0.10*	1.90***	-0.10	0.78**
$\gamma$	2052.90		7.40		2425		4.80	
C1	0.71***		0.07***		0.71***		0.08***	
Спостереження	65		63		65		63	
Скоригований R <sup>2</sup>	0.53		0.43		0.55		0.38	
Тест на відсутність автокореляції (p-значення)	лаг 1=	лаг 2=	лаг 1=	лаг 2=	лаг 1=	лаг 2=	лаг 1=	лаг 2=
	0.94	0.98	0.1	0.14	0.29	0.44	0.41	0.58
	лаг 3=	лаг 4=	лаг 3=	лаг 4=	лаг 3=	лаг 4=	лаг 3=	лаг 4=
	0.99	0.98	0.3	0.41	0.59	0.75	0.63	0.84

Таблиця 6 містить результати моделювання ФРФП із застосуванням підходу LSTR. Тести на нелінійність із використанням транзитивних змінних, описаних вище, постійно вказували на переваги застосування моделей LSTR1. Це означає, що фіскальна політика має два режими, один з яких формується після досягнення транзитивною змінною певного значення (нелінійна частина). Набір тестів на нелінійність дав змогу визначити два типи транзитивних змінних: співвідношення державного боргу і ВВП з шостим лагом; ВВП з лагом t-8. Моделі для первинного ( $prsurpl$ ) та скоригованого з урахуванням циклічних коливань ( $cab$ ) дефіциту бюджету демонструють приблизно такі самі результати – після того, як транзитивні змінні переходять досить високі порогові значення (C(1) для  $gap = 0.08$ ,  $max = 0.18$ ; C(1) для показника боргу = 0.71,  $max = 1.23$ ), фіскальна політика перемикається в активний режим. Коефіцієнти  $\gamma$  вказують на досить швидке перемикання режимів, коли транзитивною змінною є  $debt_{t-6}$ , тоді як за  $gap_{t-8}$  перемикання відносно повільне. Статистична незначущість  $\gamma$  виправдана тим, що для великих значень  $\gamma$  та малої вибірки даних складно визначити кривизну транзитивної функції, адже це потребує великої кількості спостережень довкола точки C1. Цей факт збільшує стандартні похибки для  $\gamma$ . Також потрібно зазначити, що стандартна t-статистика не може бути коректно інтерпретована, тому що вона призначена для перевірки гіпотези  $\gamma = 0$ , тоді як у моделі LSTR для  $\gamma$  встановлено обмеження:  $\gamma s > 0$  (Teräsvirta, 2004).

Порогові значення перемикання режимів фіскальної політики і транзитивні функції регресій LSTR1 наведено в додатку 1. Ці графіки відображають імовірність перебування ФРФП у нелінійній частині моделі або, інакше кажучи, дають змогу визначити періоди перемикання ФРФП у режим активної фіскальної політики. Через відносно високі порогові значення транзитивних змінних випадки перемикання фіскальної політики в активний режим трапляються рідко і тривають недовго.

Порогове значення перемикання фіскальної політики в активний режим (контрциклічна та нестійка) збігається з результатами досліджень Абіада та Острі (Abiad, Ostry, 2005), які продемонстрували, що в країнах із ринками, що розвиваються, фіскальна політика втрачає стійкість після досягнення співвідношення боргу і ВВП рівня 50 – 60%. Порогове значення, розраховане за допомогою моделі LSTR1 для України:  $e^{0.71}/4=0.5$ .

Важливо наголосити, що логіка перемикання режимів фіскальної політики в Україні передбачає придатність саме моделі LSTR2 для її опису. Відповідно до отриманих нами результатів перемикання режимів відбувається за високих рівнів ділової активності та боргу. За наявності постійної негативної кореляції між циклом ділової активності та рівнем боргу періоди великого обсягу боргу мають супроводжуватись низькими значеннями розриву випуску та навпаки.

Це означає, що фінансова політика перемикається на активний режим у двох випадках: за великого значення показника<sup>4</sup> боргу (низького розриву випуску) та низького значення показника боргу (високого розриву випуску). Спроба описати ФРФП України за допомогою трирежимної моделі (LSTR2) була невдалою через низьку статистичну значущість коефіцієнтів. Пояснити цей факт можна недостатньою негативною кореляцією між рівнем боргу та циклом ділової активності для значної частини нашої вибірки.

У цьому дослідженні також було проведено тести на наявність нелінійних взаємозв'язків у ФРФП України за умови, що перемикається лише одна змінна ( $d\_debt_{t-4}$ , або  $gap_{t-4}$ ). Згідно з результатами тестування було застосовано ряд регресій LSTR1, не описаних у цій статті. Дані моделі вказують на те, що показники циклу ділової активності більш схильні до перемикавання, тоді як показники боргу є більш-менш монотонними. Це підтверджує результати сплайнових регресій (таблиця 5), котрі вказують на кардинальне перемикавання коефіцієнтів розриву випуску в різні фази економічної динаміки. Проте моделі LSTR1 також демонструють, що фінансова політика в Україні не була в пасивному стані за цілої низки позитивних значень циклу ділової активності. Перемикавання в активний режим відбувалося за екстремально високими значеннями розриву випуску.

На нашу думку, перехід фінансової політики з пасивного до активного режиму за високого рівня розриву випуску пояснюється тим, що дефіцит бюджету не може довго зростати в умовах економічного піднесення. У підсумку повинно відбутися коригування сальдо бюджету, що має риси контрциклічності. Крім того, якщо зростання економіки справді супроводжується зниженням рівня боргу, уряд перестає приділяти увагу проблемі боргу. Перемикавання фінансової політики в активний режим за високого показника боргу відповідає феномену "фінансової виснаженості", описаному в дослідженні Гоша і співавторів (Ghosh et al., 2013), та може пояснюватися тим, що після досягнення певного порогового значення уряд стає неспроможним зменшувати дефіцит бюджету і припиняє реагувати на високий рівень боргу.

## 6. ВИСНОВКИ ТА РЕКОМЕНДАЦІЇ ЩОДО ФІСКАЛЬНОЇ ПОЛІТИКИ

У статті проведено дослідження функції реакції фінансової політики з перемиканням режимів в Україні.

Застосування альтернативних підходів до тестування структурних зламів даних дало нам змогу ідентифікувати перемикавання режимів у пасивний стан у третьому кварталі 2006 року. Протягом 2006 – 2015 років фінансова політика України залишалася переважно пасивною, але періодично переходила до активного режиму за високих значень розриву випуску та співвідношення боргу і ВВП.

До того ж ми зафіксували неповну асиметрію реакції балансу бюджету на фазу циклу ділової активності: фінансова політика є проциклічною під час економічного зростання та нейтральною за умов рецесії. Таким чином, результати цього дослідження пояснюють експонентне зростання обсягу боргу протягом минулого десятиліття та доводять, що проциклічність перешкоджала створенню достатнього фінансового простору для забезпечення активної фінансової політики під час рецесій.

Результати є робастними у плані вибору методів оцінювання та показників дефіциту бюджету і співвідносяться з попередніми емпіричними працями. Відповідно до дослідження Мендози та Острі (Mendoza and Ostry, 2007) ми показали, що фінансова політика в Україні перемикається на активний режим після того, як співвідношення боргу і ВВП перетинає порогове значення 50%, і таке перемикавання відбувається за високого рівня розриву випуску. Однак, на відміну від Абіада та Острі (Abiad, Ostry, 2005) і згідно з висновками Бона (Bohn, 2005), результати нашого дослідження вказують на посилення реакції фінансової політики на рівень боргу. Визначені нелінійні ефекти відповідають феномену так званої "фінансової виснаженості", що була описана Гошем та співавторами (Ghosh et al., 2013). Дане поняття означає, що фінансова політика перемикається на нестійкий режим за низького та високого рівня державного боргу, коли уряд стає неспроможним зменшити дефіцит бюджету і не реагує на зростання боргу після подолання певного порогового значення.

Із практичної точки зору виявлена неповна асиметрія реакції фінансової політики на різні фази економічного циклу (проциклічна фінансова політика в періоди економічного піднесення та нейтральна під час спаду) призводила до додаткового зростання боргу під час спаду економічної активності. Натомість уряд втрачав можливість створення належного фінансового простору під час зростання економіки. В результаті за високого рівня боргу уряд не міг використовувати фінансові стимули під час рецесії 2014 – 2016 років.

Шляхами виходу із цієї ситуації є:

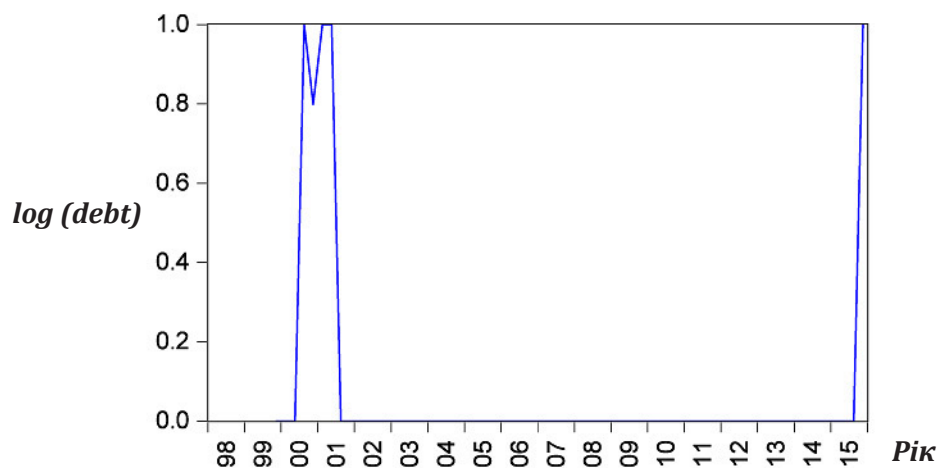
- 1) консолідація бюджету у середньостроковій перспективі для зменшення та стабілізації рівня боргу;
- 2) розробка фінансових правил, що обмежують застосування проциклічної фінансової політики під час майбутніх фаз циклічного зростання економіки.

<sup>4</sup> Під великим та низьким мається на увазі більше або менше від певного статистично значущого порогового значення.

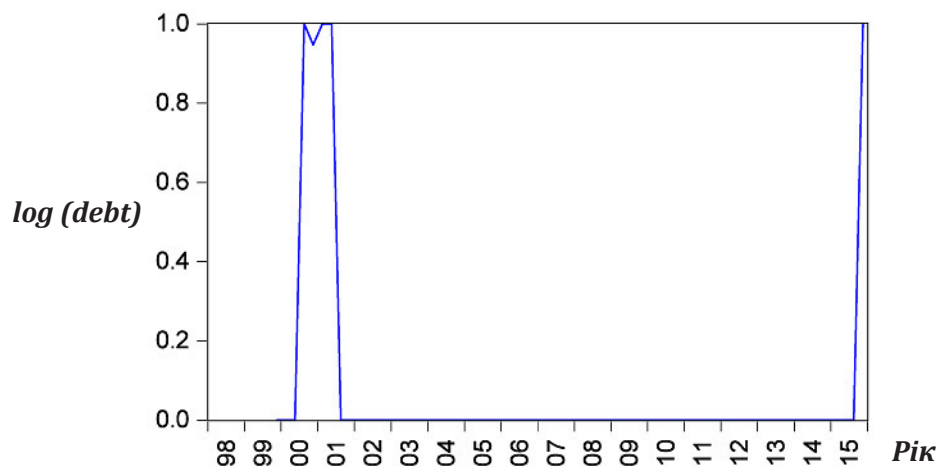
ДОДАТОК 1.

Ймовірність перемикання ФРФП на нелінійний режим (активна фінансова політика) та динаміка транзитних змінних порівняно з оціненими пороговими значеннями

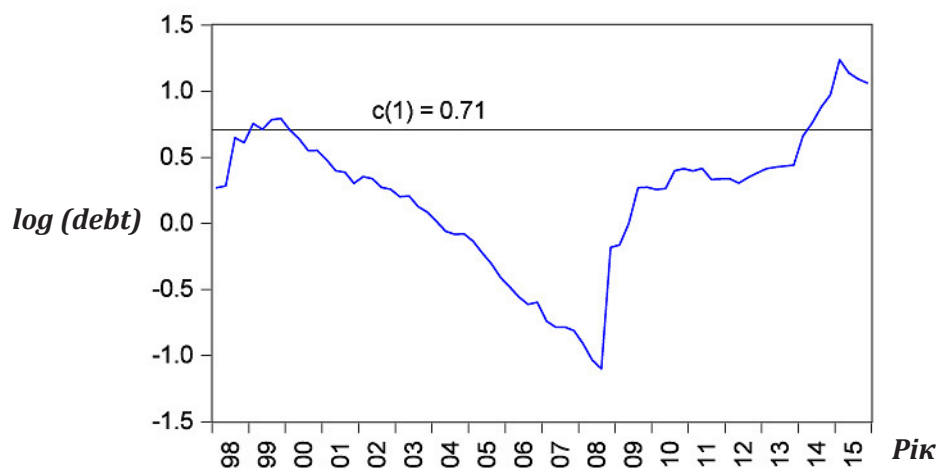
Транзитна функція. Залежна змінна – *prsurpl*. Транзитна змінна –  $debt(t-6)=0.71$



Транзитна функція. Залежна змінна – *cab*. Транзитна змінна –  $debt(t-6)=0.71$



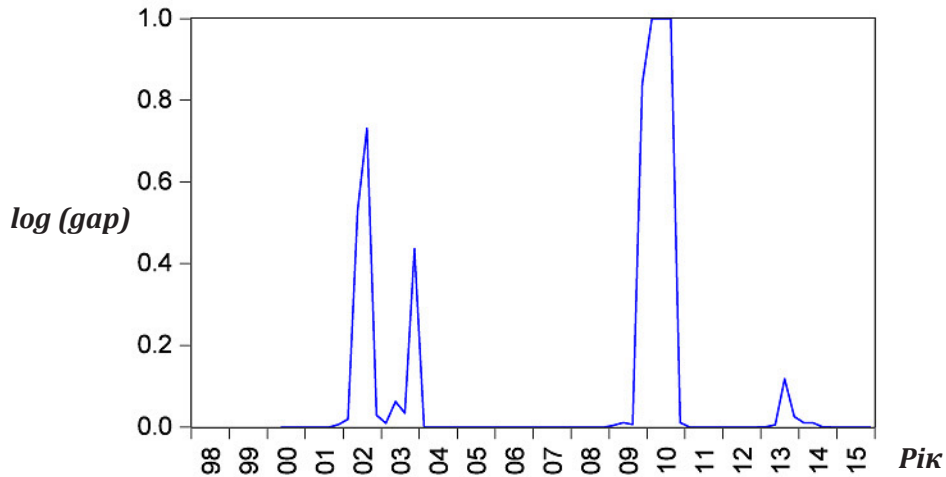
*debt*



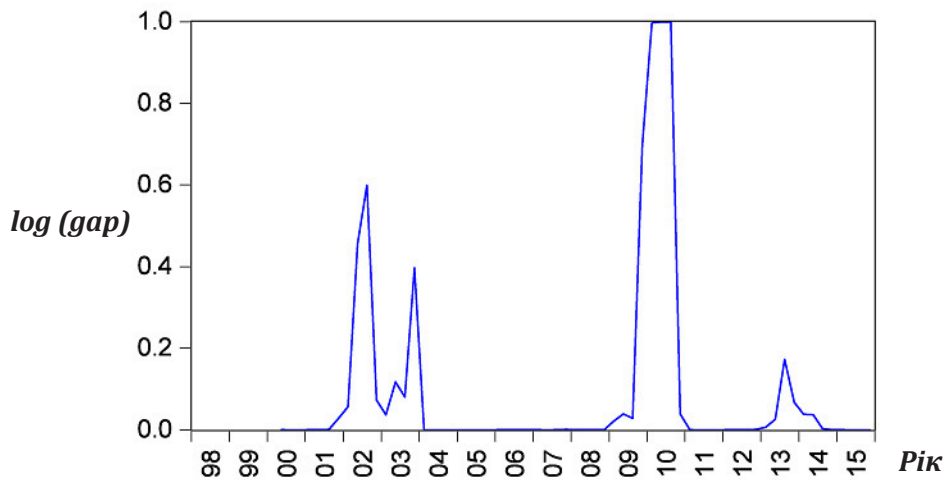


Ймовірність перемикання ФРФП на нелінійний режим (активна фіскальна політика) та динаміка транзитних змінних порівняно з оціненими пороговими значеннями

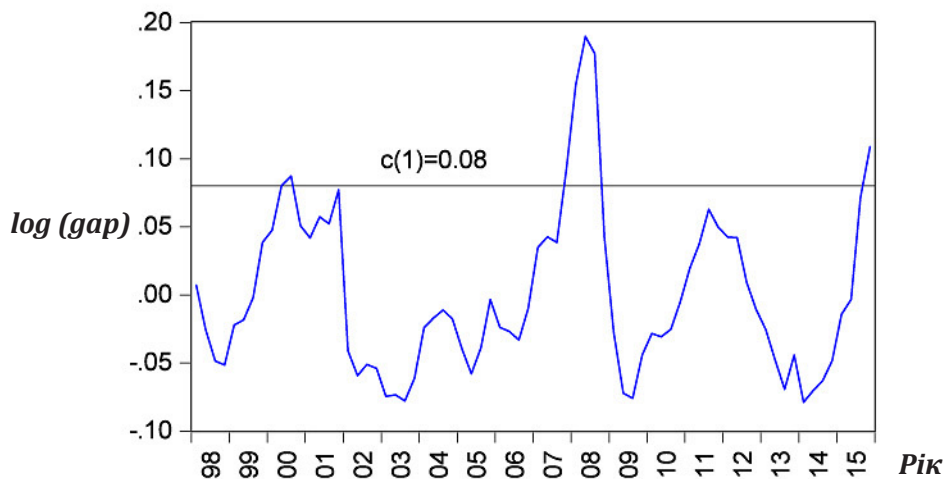
Тразитна функція. Залежна змінна – *prsurpl*. Транзитна змінна –  $gap(t-6)=0.08$



Тразитна функція. Залежна змінна – *cab*. Транзитна змінна –  $gap(t-8)=0.08$



Розрив ВВП



## Література

- Abiad A. and Ostry J. (2005). Primary Surpluses and Sustainable Debt Levels in Emerging Market Countries, *IMF Working Paper*, No. PDP / 05/6.
- Bohn H. (1998). The behavior of U.S. public debt and deficits, *Quarterly Journal of Economics* 113(3), 949 – 963.
- Bohn H. (2005). The Sustainability of Fiscal Policy in the United States, *CESifo Working Paper Series* No. 1446.
- Bohn H. (2007). Are stationary and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?, *Journal of Monetary Economics* 54(7), 1837 – 1847.
- Budina N. and Wijnbergen S. (2008). Quantitative approaches to fiscal sustainability analysis: a case study of Turkey since the crisis of 2001, *World Bank Economic Review* 23(1), pp. 119 – 140.
- Burger P. and Marinkov, M. (2012). Fiscal rules and regime-dependent fiscal reaction functions: the South African case, *OECD Journal on Budgeting* Vol. 12/1.
- Burger P., et al. (2011). Fiscal sustainability and the fiscal reaction function for South Africa, *IMF Working Paper* WP/11/69.
- Claey's P. (2008). Rules, and their effects on fiscal policy in Sweden, *Swedish Economic Policy Review* 15(1), 7 – 48.
- de Mello L. (2005). Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil, *OECD Economics Department Working Papers* No. 423.
- Favero C. and Marcellino M. (2005). Modelling and forecasting fiscal variables for the euro area, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 67(1), 755 – 783.
- Favero C. and Monacelli T. (2005). Fiscal policy rules and regime (in)stability: evidence from the U.S., *IGIER Working Paper* No. 282.
- Gali J. and Perotti R. (2003). Fiscal policy and monetary integration in Europe, *CEPR Discussion Paper* No. 3933.
- Ghosh A., et al. (2013). Fiscal Fatigue, Fiscal Space and Debt Sustainability in Advanced Economies, *Economic Journal, Royal Economic Society* 02, F4-F30, 02.
- IMF, April 2015. Fiscal Monitor – Now Is the Time: Fiscal Policies for Sustainable Growth.
- Leeper E. (1991). Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies, *Journal of Monetary Economics* 27(1), 129 – 147.
- Legrenzi G. and Milas C. (2013). Modelling the fiscal reaction functions of the GIPS based on state-varying thresholds, *Economics Letters* 121(3), 384 – 389.
- Mendoza E. and Ostry J. (2007). International evidence on fiscal solvency: Is fiscal policy "responsible"?, *IMF Working Paper* WP/07/56.
- Penalver A. and Thwaites G. (2006). Fiscal rules for debt sustainability in emerging markets: the impact of volatility and default risk, *Bank of England, Working Paper* No. 307.
- Teräsvirta T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models, *Journal of the American Statistical Association* 89(425), 208 – 218.
- Teräsvirta T. (1998). Modeling economic relationships with smooth transition regressions, in: A. Ullah and D. E. Giles, eds., *Handbook of Applied Economic Statistics*, New York: Dekker.
- Teräsvirta T. (2004). Smooth transition regression modeling, in: H. Lütkepohl, and M. Kräitzig, eds., *Applied Time Series Econometrics*.