ISSN 2310-2624

ВІСНИК

НАЦІОНАЛЬНОГО БАНКУ УКРАЇНИ

ЩОКВАРТАЛЬНИЙ
НАУКОВО-ПРАКТИЧНИЙ ЖУРНАЛ
НАЦІОНАЛЬНОГО БАНКУ УКРАЇНИ

№ 240 Червень 2017

ВІСНИК
НАЦІОНАЛЬНОГО БАНКУ УКРАЇНИ
№ 240

Щоквартальний науково-практичний журнал Національного банку України

Регулярно видається з березня 1995 року

Редакційна колегія

Сологуб Д.
Голова Редакційної колегії, заступник Голови Національного банку України

Ніколайчук С.
Заступник Голови Редакційної колегії, директор Департаменту монетарної політики та економічного аналізу Національного банку України, кандидат економічних наук

Вавричук В.
Директор Департаменту фінансової стабільності Національного банку України

Кривцов О.
Директор Департаменту міжнародного економічного аналізу Банку Канади, PhD

Городніченко Ю.
Професор Університету Каліфорнії, Берклі, PhD

Купе Т.
Професор Університету Кентербері, PhD

Петрик О.
Доктор економічних наук, професор

Козюк В.
Завідувач кафедри економічної теорії Тернопільського національного економічного університету, член Ради Національного банку України, доктор економічних наук, професор

Співак І.
Начальник відділу аналізу міжнародної економіки Департаменту монетарної політики та економічного аналізу Національного банку України, доктор економічних наук

Цапін А.
Заступник начальника відділу досліджень Департаменту монетарної політики та економічного аналізу Національного банку України, PhD

Засновник і видавець:
Національний банк України

Редакційна колегія забезпечує дотримання стандартів видавничої етики

Під час передруку матеріалів, опублікованих у журналі "Вісник Національного банку України", розміщення посилання на першоджерело обов'язкове

Редакційна колегія може публікувати матеріали в порядку обговорення, не поділяючи думку автора

Відповідальність за точність викладених фактів несе автор

© Національний банк України 1995–2017
Усі права захищено

Адреса: Україна, м. Київ, 01601, вул. Інститутська, 9
E-mail: journal@bank.gov.ua

Дизайн і верстка:
ТОВ "Златограф".
Адреса: Україна, м. Київ, 01001, вул. Прорізна, 12, офіс 10.
Телефон: +380 (44) 360-94-60.

ВСТУПНЕ СЛОВО ГОЛОВИ РЕДАКЦІЙНОЇ КОЛЕГІЇ

Шановні читачі!

Нинішній номер журналу ознайомить вас із трьома емпірично-прикладними дослідженнями, дієві висновки яких можуть бути застосовані для реалізації політики як на макро-, так і на мікрорівнях. Зокрема, наші автори (1) відповідають на питання про те, як можна практичним способом виміряти рівень фінансового стресу, якого зазнала фінансова система, (2) пропонують методологію прогнозування очікуваної суми за кредитними лініями, що перебуває під ризиком, і (3) пояснюють причини зростання державного боргу України за рахунок еволюції режимів фіскальної політики.

Метою першої статті випуску, "Індекс фінансового стресу для України" Лесі Тищенко та Аттіли Чайбока, є комплексне оцінювання стану фінансової системи та її чутливості до фінансових шоків. Автори стверджують, що індекс фінансового стресу, запропонований у науковій праці, допоможе розпізнавати прояви фінансової кризи і може бути використаний для оцінювання ефективності антикризових заходів.

У статті Ігоря Волошина "Прогнозування рівня використання підтверджених кредитних ліній та показників ризику за ними" запропоновано порівняно простий метод прогнозування очікуваної суми за кредитними лініями. Цей підхід, як стверджує автор, може застосовуватися для оцінювання потреб у ліквідності і втрат за кредитами для цілей формування резервів, а також забезпечення вимог до капіталу.

У дослідженні Артема Вдовиченка "Функція реакції фіскальної політики та фіскальна стійкість в Україні" аналізується вплив зміни режимів у фіскальній політиці на акумулювання державного боргу. Автор доводить, що фіскальна політика в Україні асиметрично реагувала на бізнес-цикл: вона не була достатньо виваженою на етапі зростання і залишалася нейтральною під час рецесії. Зокрема, дефіцит бюджету був чутливий до співвідношення боргу і ВВП у 1998 – 2015 роках, але за високого рівня такого співвідношення уряд епізодично проводив активну фіскальну політику та застосовував контрциклічні заходи.

Статті, опубліковані в поточному номері журналу, привернуть вашу увагу до конкретних проблем, які постають перед економічними агентами, допоможуть краще зрозуміти, як функціонує фінансова система в умовах нестабільності та яким чином можна оцінити вплив стресу. Запрошуємо Вас проводити власні дослідження і готові надати майданчик для професійної дискусії з актуальних питань у галузі економіки, фінансів та банківської справи між представниками академічних кіл, фахівцями і розробниками методики та стратегій. Надсилайте оригінали статей для розгляду і публікації в журналі “Вісник Національного банку України” на електронну адресу: journal@bank.gov.ua

З найкращими побажаннями,
Дмитро Сологуб

ЗМІСТ

Леся Тищенко, Аттіла Чайбок

Індекс фінансового стресу для України 5

Ігор Волошин

Прогнозування рівня використання підтверджених кредитних ліній та показників ризику за ними 15

Артем Вдовиченко

Функція реакції фіскальної політики та фіскальна стійкість в Україні 24

ІНДЕКС ФІНАНСОВОГО СТРЕСУ ДЛЯ УКРАЇНИ

Леся Тищенко
Національний банк України
Email: Lesia.Tyschenko@bank.gov.ua

Аттіла Чайбок[1]
Світовий банк,
Віденський консультативний центр фінансового сектору (FinSAC)
Email: acsajbok@worldbank.org

У статті запропоновано щоденний Індекс фінансового стресу (ІФС) для комплексного кількісного обчислення рівня стресу у фінансовій системі України. З метою побудови індексу автори обрали 14 окремих показників, які були розподілені на чотири субіндекси (банківський сектор, сектор корпоративних цінних паперів, сектор державних цінних паперів і валютний ринок). ІФС вимірює рівень стресу та вразливості фінансового сектору і дає змогу відстежувати динаміку стану фінансової системи. Цей індекс може використовуватися з метою виявлення початку фінансових криз та оцінювання ефективності антикризових заходів.

Класифікація JEL: G01, G10, G20, E44

Ключові слова: індекс фінансового стресу, фінансова система, фінансова стабільність, фінансові кризи

І. ВСТУП

Фінансові кризи періодично виникали з моменту появи фінансових ринків. Як довели останні кризи, наявність точного методу оцінювання ступеня стресу дуже важлива для здійснення належного моніторингу стану фінансового сектору. З огляду на це міжнародні фінансові організації, центральні банки, дослідники та деякі великі гравці фінансового ринку розробили низку показників для оцінювання рівня економічного стресу. Найвідомішими такими показниками є індекси фінансового стресу.

Дослідники Hakkio and Keeton (2009) запропонували п'ять ключових ознак фінансового стресу:

- невизначеність щодо фактичної вартості активів і висока волатильність ринкових цін;
- хаотична поведінка інвесторів;
- виникнення інформаційної асиметрії;
- суттєве підвищення рівня ризику або невизначеності;
- низький обсяг ліквідності фінансової системи.

На основі цих критеріїв фінансовий стрес може бути охарактеризований як стан невизначеності учасників фінансової системи, який призводить до зменшення вартості активів і зниження рівня економічної активності. Оцінка рівня стресу для заданого моменту часу виявилася складною, що призвело до необхідності його кількісного вимірювання.

З огляду на це основною метою розрахунку індексу фінансового стресу (ІФС) є обчислення поточного рівня стресу у фінансовій системі за допомогою використання різних показників для різних сегментів фінансового ринку та поєднання їх у єдиній кількісній статистиці. Цей індекс дає змогу розробникам політики стежити за станом фінансової системи і використовувати його як додатковий інструмент під час здійснення макропруденційного аналізу і прийняття рішень щодо

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

1 Точка зору авторів може не збігатися з офіційною позицією Світового банку.

політики. Індекс фінансового стресу також може використовуватися з метою визначення системного характеру стресу й оцінювання необхідності приділення йому особливої уваги. Зростання значення індексу може бути підставою для здійснення додаткового моніторингу подій на фінансових ринках. За допомогою встановлення факту підвищення рівня фінансового стресу (або існування високого рівня стресу) розробники політики можуть зупинити розвиток негативних факторів і вжити заходів з метою мінімізації потенційного впливу на економіку.

Таким чином, індекс фінансового стресу може використовуватися для:

- вимірювання рівня стресу фінансової системи;
- оцінювання глибини і тривалості періоду нестабільності фінансових ринків, а також рівня стресу порівняно з минулими кризами;
- визначення характеру потрясінь фінансової системи та її окремих складових (системні або такі, що належать до конкретного сегмента);
- сприяння у визначенні належних інструментів політики під час прийняття рішень;
- оцінювання ефективності антикризових заходів.

Показники, які використовуються з метою розрахунку рівня фінансового стресу, повинні обиратися з урахуванням особливостей країни, у тому числі наявності і якості вхідних даних. В ідеалі тлумачення індексу повинно бути простим та інтуїтивним. Під час вибору вхідних показників їх поведінка та динаміка остаточного індексу повинні в цілому збігатися з експертною оцінкою ступеня стресу в різні періоди часу. У випадку України ми визначили остаточний набір показників для побудови індексу, який відповідає нашому розумінню періодів стресу у фінансовому секторі України протягом останнього десятиліття. Індекс фінансового стресу, який розраховується Національним банком України, складається з чотирьох субіндексів, які відображають банківський сектор, ринки корпоративних та державних цінних паперів і валютний ринок.

Вага кожного субіндексу визначається на основі співвідношення розміру відповідного фінансового ринку і ВВП. Ми побудували індекс починаючи з 2008 року, проаналізували його динаміку в минулому, і дійшли висновку, що він точно відповідає нашим оцінкам стану фінансової системи. Національний банк планує і далі розраховувати Індекс фінансового стресу і регулярно публікує його динаміку у "Звіті про фінансову стабільність" на сторінках офіційного Інтернет-представництва.

Метою цієї статті є надання детального огляду методології розрахунку Індексу фінансового стресу в Україні.

Стаття структурована таким чином: у розділі II подано огляд літератури щодо індексів фінансового стресу, їхнього застосування та обмежень; розділ III присвячено методології, яка застосовується для розрахунку індексу фінансового стресу в Україні; розділ IV містить аналіз динаміки ІФС та його складових в Україні за останнє десятиліття; у розділі V подано висновки.

II. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ: ПОЯВА І РОЗВИТОК ІНДЕКСІВ ФІНАНСОВОГО СТРЕСУ

В останні десятиліття на світових фінансових ринках було дуже неспокійно. У відповідь на серйозні фінансові кризи в країнах, що розвиваються, та у розвинутих країнах політики і дослідники інвестували значні ресурси у кількісне визначення ступеня стресу у фінансовому секторі, щоб зрозуміти рівень стресу порівняно з минулими кризами. Результатом цих зусиль стало розмаїття показників фінансового стресу – показників, які відстежують розвиток фінансового сектору протягом тривалого періоду.

Спочатку для вимірювання рівня фінансового стресу у методологіях враховували переважно одну змінну. Наприклад, нахил кривої дохідності, спред 10-річних казначейських облігацій за курсом федеральних фондів, грошову масу М2 або короткостроковий кредитний спред, як описано у Естрелла, Хардоувеліс (1990) та Фрідман, Кутнер (1992). Чиказька біржа опціонів встановила загальновідомий Індекс волатильності (VIX) на основі цін на опціони, який усе ще не відображає ступінь стресу для всієї фінансової системи.

У 2000 році Бордо, Дюкер та Вілок намагалися розробити індекс, який поєднував би як кількісні, так і якісні дані (Bordo M., Dueker M., Wheelock D., 2000). Цей індекс, що охоплює період за 1870 – 1997 роки, відобразив результати показників банкрутства бізнесу та банків, реальні відсоткові ставки у ретроспективі, а також спреди відсоткових ставок. Якісний індекс на основі описових джерел був використаний для оцінювання даних за період 1790 – 1868 років, за який не було статистичних даних. Для перевірки методології період охоплення якісного індексу було подовжено до 1997 року, і емпірична модель довела точність, ґрунтуючись окремо на якісних та кількісних індексах. Проте оскільки індекс

базувався на річних даних, було корисно проаналізувати минулі тренди, але його застосування під час аналізу поточної ситуації є обмеженим.

Індекс, створений інвестиційним банком J.P. Morgan, використовує різні компоненти глобального ризику – ризик ліквідності, волатильності та кредитний ризик – і об'єднує їх у єдиний індекс (LCVI). Ризик ліквідності розраховується на базі спреда між казначейськими облігаціями США та спредами свопів США. Кредитний ризик вимірюється спредом між корпоративними 10-річними облігаціями та казначейськими облігаціями США. Ризик волатильності базується на волатильності валютного ринку та ринку опціонів. Цей показник часто використовується для визначення рівнів стресу на міжнародних фінансових ринках (International Monetary Fund, 2002, 2003a).

Відсутність методів вимірювання рівнів стресу в усій фінансовій системі була одним із найсуттєвіших обмежень цих індексів. У 2000-х роках з метою охоплення набагато ширшого масиву даних щодо фінансових ринків було розроблено нове покоління індексів фінансового стресу.

У 2003 році Банк Канади представив перший всеохоплюючий індекс фінансового стресу для вимірювання стресу в усій канадській фінансовій системі. Нова методологія стала проривом і в 2006 році була вдосконалена Іллінгом та Лю (Illing M., Liu Y., 2003). Канадський індекс побудовано на основі одинадцяти змінних фінансової системи, які охоплювали найважливіші для стабільності фінансової системи ринки: банківський сектор, фондові ринки, ринки облігацій та валютні ринки. Субіндекси були зважені за відносним розміром відповідних сегментів ринку. Модель протестована за кількома узагальненими методами: факторний аналіз (основні компоненти), економетричний порівняльний аналіз та узагальнене моделювання авторегресійної умовної гетеросекдастичності (GARCH). Було використано метод зважування на обсяги сегмента, оскільки він найбільше відповідав результатам якісного опитування, проведеного Банком Канади, який розглядав суб'єктивні оцінки учасників ринку щодо періодів фінансового стресу в Канаді. Цей індекс був першим, який охопив більшу частину фінансової системи і став основою для багатьох індексів фінансового стресу, розроблених пізніше.

Світова фінансова криза 2007 – 2009 років, а також проблеми, пов'язані з європейським суверенним боргом та банківською системою, що почалися у 2010 році, загострили питання необхідності оцінювання рівня фінансового стресу та розрахунку ІФС. Криза підштовхнула вчених та практиків до активізації зусиль щодо напрацювання відповідних заходів.

Федеральні резервні банки США розробили декілька індексів фінансового стресу для вимірювання фінансових стресів у США: індекс фінансового стресу Федерального резервного банку Канзас-Сіті (KCFSI) у 2009 році, індекс фінансового стресу Федерального резервного банку Сент-Луїса (STFSI) у 2010 році та індекс фінансового стресу Федерального резервного банку Клівленда (CFSI) у 2011 році.

Для побудови KCFSI у праці Hakkio and Keeton (2009) її автори використовували щомісячні дані. Вони користувалися кількома критеріями для вибору 11 показників, що відображали основні ознаки фінансового стресу. "Кожний показник повинен був представляти ознаки фінансового стресу – відображати ціни або дохідність на фінансових ринках, оскільки ринкові ціни та дохідність несуть у собі найбільшу кількість інформації та є найшвидшим засобом відображення змін у фінансовому стані, повинен бути доступним щомісяця, щоб можна було побудувати щомісячний індекс фінансового стресу, та бути доступним для використання починаючи принаймні з 1990 року, аби оцінити здатність KCFSI виявити минулі епізоди фінансових стресів"[2]. Для зведення стресових показників було використано метод аналізу головних компонентів (PCA). У той час як KCFSI спирається на щомісячні дані, під час сильних стресів усі процеси пришвидшуються, як у випадку проблем із Bear Stearns та Lehman Brothers. У цьому відношенні кращим був би індекс, який би швидко відображав ринкові зміни, в ідеальному варіанті – у реальному часі.

Це обмеження спонукало Федеральний резервний банк Сент-Луїса створити у 2010 році тижневий індекс фінансового стресу. У розрахунку індексу використовуються сім серій процентних ставок, шість спредів дохідності і п'ять інших фінансових показників, які доступні ще з 1993 року.

Для зведення як у STLFSI, так і в KCFSI було використано аналіз основних компонент. Проте перевага STLFSI у тому, що його щотижнева база дає змогу відображати поточний стан фінансової системи.

Індекс фінансового стресу Федерального резервного банку Клівленда (CFSI) було розроблено М. Оетом, Т. Б'янко та співавторами у 2009 році й опубліковано у 2011 році (Oet M., Eiben R., Bianco T., Gramlich D., Ong S., 2011). Індекс базується на щоденних даних фінансового ринку та дає змогу оцінити поточний рівень фінансового стресу. Індекс CFSI базується на 11 показниках, що охоплюють чотири фінансових сектори: кредитні ринки, ринок акціонерного капіталу, валютний та міжбанківський ринки. Ці сектори забезпечують широке охоплення фінансової системи, і стрес у кожному з них може поширюватися на весь фінансовий сектор. Метод динамічного зважування було використано для фіксації змін відносної важливості кожного з чотирьох секторів.

---

2 Hakkio, Keeton(2009). Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter? https://core.ac.uk/download/pdf/6592699.pdf

У праці Cardarelli, Elekdag and Lall (2009, IMF) розроблено індекс фінансового стресу для розвинутих економік (AE_FSI). Вони досліджували випадки стресу у 17 економіках за період із 1980-го до 2008 року. Для кожної країни цей показник розраховувався як середньозважений показник трьох субіндексів, які характеризують банківський сектор, коливання вартості капіталу та валютний ринок. На відміну від індексів KCFSI, STLFSI та Bank of Canada, які використовують метод аналізу головних компонентів для визначення вагових коефіцієнтів, коефіцієнти в AE_FSI стандартизовані, їм присвоюються рівні ваги. Випадки, коли індекс AE_FSI відхиляється більше, ніж на одне стандартне відхилення від свого середнього історичного значення, були ідентифіковані як періоди фінансових стресів. Автори у цій праці також досліджують зв'язок між фінансовим стресом та економічними спадами. Один із їхніх висновків полягає в тому, що під час економічних спадів епізоди фінансових потрясінь і стресів у банківській сфері глибші та довші, ніж стреси, спричинені нестабільністю на ринках цінних паперів або валютних ринках. Економічні спади, не пов'язані з банківським стресом, як правило, тривають половину такого періоду часу або ще менше.

Розширивши вибірку до 25 країн, Balakrishnan, Danninger, Elekdag, and Tytell (2009) вдосконалили методологію та розробили індекс фінансового стресу для країн, що розвиваються (EM_FSI). Це дослідження зробило можливим вивчення каналів передачі фінансового стресу між розвинутими країнами та країнами, що розвиваються, а також поліпшило якість розрахунків, дало змогу точніше визначити стресові події й аналізувати, які фактори, включаючи загальні регіональні чинники, призвели до зростання рівнів стресу у країнах, що розвиваються.

У 2009 році Європейський центральний банк розробив свій власний індекс фінансового стресу. Цей індекс застосовується для вибірки з 28 країн, 10 із яких класифіковано як розвинуті країни, а 18 – як країни, що розвиваються. Початкові дані щодо фінансових ринків, які використовувалися ЄЦБ, були стандартизовані, прологарифмовані та зведені для трьох основних ринків: ринку цінних паперів із фіксованим доходом, ринку акціонерного капіталу та валютного ринку. Найпомітнішим внеском індексу ЄЦБ є те, що за його допомогою було створено Світовий індекс фінансової турбулентності для оцінювання середнього ступеня стресу у світових найрозвинутіших економіках.

У 2011 році центральні банки продовжували дослідження на тему фінансових стресів. Зокрема, у праці Slingenberg J., Haan J. (2011) автори з центрального банку Нідерландів розробили індекс фінансового стресу для 13 країн – членів ОЕСР. У 2015 році вони розширили сферу охоплення індексу до 29 країн. Автори цього дослідження намагалися визначити основні показники для вимірювання фінансового стресу. Змінні, які вони використовували, були стандартизовані шляхом віднімання середнього та ділення на стандартне відхилення. Індекс був побудований як незважена сума стандартизованих змінних. Автори також намагалися визначити метод прогнозування фінансових стресів на основі макрофінансових змінних. Як довели результати, точне прогнозування фінансового стресу в цілому є складним, за винятком показника, що характеризує зростання обсягів кредитування, який має добрі прогнозні можливості для більшості країн. Водночас деякі змінні, прийнятні як прогнозні в деяких економіках, не можуть забезпечити точні прогнози в інших випадках.

У дослідженні Haefcke S., Skarholt A. (2011) автори з Банку Швеції побудували Шведський індекс фінансового стресу (SFSI) з використанням 14 показників, зведених у п'ять субіндексів: грошового ринку, ринку облігацій, валютного ринку, ринку акціонерного капіталу, банківського сектору. Ці субіндекси були зважені за розміром відповідного сектору у фінансовій системі та їх змінюваною із часом крос-кореляційною матрицею. Цей метод об'єднання даних згодом був обраний шляхом порівняння результатів із результатами опитування експертів.

У дослідженні Hollo D., Kremer M., Duca M. (2012) авторами із ЄЦБ розроблено та впроваджено у 2012 році новий щотижневий індекс – Комплексний показник системного фінансового стресу (CISS). Цей індекс важливий тим, що відображає рівень поточного стресу у фінансовій системі єврозони. Індекс CISS ознаменував собою методологічний прорив із використанням теорії портфеля для зведення п'яти субіндексів, які, у свою чергу, побудовані на 15 незалежних фінансових показниках. Агрегація передбачає змінні з часом крос-кореляції між субіндексами, що в результаті дає вищий рівень індексу, коли стрес виявляє себе на кількох ринках одночасно. Отже, індекс відображає той факт, що фінансовий стрес, швидше за все, буде системним, якщо поширюється на кілька ринків; системний фінансовий стрес призводить у цілому до ще більшого ризику нестабільності в економіці.

Підбиваючи підсумок, зазначимо, що вимірювання рівня стресу фінансової системи значно поліпшилося. Відправною точкою став простий індекс з єдиним параметром або індекси для окремих ринків. Пізніші підходи ґрунтувалися на наборі змінних, що охоплювали більшу частину або всю фінансову систему. Методи агрегації індексів також змінювалися: від рівних зважених коефіцієнтів – до коефіцієнтів зважування на основі відносного розміру ринкових сегментів або аналізу основних компонент.

Створюючи наш ІФС для України, ми прагнемо розробити, відповідно до висновків та рекомендацій останніх досліджень, складний показник, який охоплюватиме кілька сегментів фінансового ринку.

ІІІ. ПОБУДОВА ІНДЕКСУ ФІНАНСОВОГО СТРЕСУ ДЛЯ УКРАЇНИ

НБУ ініціював формування Індексу фінансового стресу (ІФС) для України, щоб оцінити ступінь стресу у фінансовій системі країни та оцінити і порівняти його з довгостроковим історичним середнім показником. Індекс розраховується на основі щоденних даних. Методика розрахунку ІФС базується на методиках, що застосовуються в інших країнах, проте вона скоригована відповідно до особливостей фінансової системи України. Основною складністю є наявність обмеженої кількості якісних високочастотних показників із тривалими періодами спостереження. Ще однією проблемою є низька ліквідність деяких місцевих фінансових ринків; певні показники можуть різко та суттєво змінюватися, оскільки ринки дуже чутливі до зовнішніх та внутрішніх шоків.

- Обсяг внутрішнього ринку акціонерного капіталу надзвичайно малий (у 2016 році оборот становив 14 мільярдів грн. – 0.6% від ВВП). Натомість секція державних облігацій біржі є значною (211 мільярдів грн – 9% від ВВП).

- Українська гривня – дуже нестабільна валюта і значною мірою залежить не тільки від стану платіжного балансу, а й від частих політичних та соціальних стресів, різких змін у настроях та очікуваннях населення, яке змушене використовувати іноземну валюту як засіб заощадження.

- Українські боргові цінні папери були серед найприбутковіших та водночас найризикованіших цінних паперів у світовому інвестиційному середовищі.

З огляду на вищезазначені фактори деякі показники, які широко використовуються в інших країнах, недоцільно використовувати для ІФС України.

Робота щодо розроблення та впровадження Індексу фінансового стресу складається з трьох стадій:

- вибору субіндексів та їхніх складових (показників);

- нормалізації показників;

- зважування субіндексів для побудови ІФС.

Вибір субіндексів та їхніх складових (показників)

Формування ІФС починається з вибору субіндексів, які після зважування показують комплексний рівень стресу у фінансовому секторі у певний час. Кожний субіндекс повинен відображати стан відповідного сегмента фінансового ринку та базується на його окремих показниках. В ідеальному випадку використовуються щонайменше три показники. У разі використання одного показника він не зможе належним чином відобразити зміни ринкових умов. Використання в середньому принаймні трьох змінних забезпечує надійніше та достовірніше оцінювання. Для вибору належного набору субіндексів та їхніх складових ми проаналізували поведінку різних показників у минулих періодах і обрали ті, динаміка яких відповідає різним стадіям минулих фінансових криз. Крім того, наявність щоденних даних була важливим критерієм для вибору показників.

Ми будуємо чотири субіндекси, кожний з яких відображає стан одного сегмента фінансового ринку: банківський сектор, сектор корпоративних цінних паперів, сектор державних цінних паперів та валютний ринок. Кожний субіндекс розраховується як середнє арифметичне нормалізованих окремих показників. Потім ці чотири субіндекси об'єднуються у єдиний ІФС за допомогою спеціального методу зважування (його описано далі).

Використовуємо щоденні часові ряди для 14 окремих показників починаючи з 2008 року та регулярно їх оновлюємо. Якщо щодо показника відсутні дані, використовується останнє доступне значення.

Складові субіндексу банківського сектору

- Зміна міжбанківської ставки *овернайт*[3]. У періоди стресу ставки на міжбанківському ринку зростають, оскільки банки менше кредитують один одного внаслідок обмеження ліквідності й вищий ризик банкрутства.

- Ліквідність єврооблігацій великих українських банків, що вимірюється середньою різницею між цінами продавця і покупця. Результати базуються на даних щодо облігацій, випущених Ощадбанком, Укрексімбанком, Першим українським міжнародним банком та Приватбанком (до проведення bail-in у середині грудня)[4]. Різниця між цінами продавця і покупця відображає труднощі із ціноутворенням на єврооблігації, і тому є добрим показником стану банківського ринку. Чим вища різниця, тим вищий рівень стресу у банківському секторі.

---

3 Джерело: Національний банк України.
4 Джерело: Bloomberg.

▪ Ліквідність банку – сума негативних відхилень від подвійного мінімального нормативу миттєвої ліквідності (2 × 20% = 40%)[5], зважена за часткою банків із відхиленням ліквідності у зобов'язаннях банківського сектору. Мінімальний коефіцієнт подвоєний, оскільки мінімальне значення не часто порушується, і більшість банків із легкістю виконує цей норматив. Граничне значення збільшується (подвоюється), щоб краще зафіксувати ознаки проблем із ліквідністю у банківському секторі. Чим вища ліквідність (або менший стрес) у банківському секторі, тим нижчий цей показник.

▪ Довіра фізичних осіб до банків – відсоткова зміна обсягів депозитів фізичних осіб за 30-денний період, що передує даті розрахунку, окремо для депозитів у гривнях та іноземній валюті (у доларовому еквіваленті). Зміни в депозитах у гривнях та іноземній валюті потім зважуються за їхніми відповідними ринковими частками[3]. Чим більша зміна, тим більша довіра клієнтів до банків. Історично так склалося, що у періоди вразливості банківського сектору рівень довіри до банків суттєво знижується, а фізичні особи прагнуть вилучити депозити і зберігають свої заощадження у вигляді готівки. Тому цей показник використовується з від'ємним значенням (–); низькі рівні довіри призводять до вищого значення ІФС.

Складові субіндексу корпоративних цінних паперів

▪ Премія, яку корпорації виплачують за заборгованістю понад ставкою за державними цінними паперами, – спред дохідності за українськими корпоративними єврооблігаціями порівняно із суверенними єврооблігаціями[6]. Ця величина відображає ризик корпоративного сектору порівняно із суверенним ризиком. Чим більший спред, тим вищий рівень стресу на борговому ринку корпоративного сектору.

▪ Показник Cmax для українських акцій (Cmax = 1 – Xt/max(XT)) дає уявлення про відхилення індексу акцій на певну дату від його максимального значення за попередні 12 місяців. Це дає змогу ідентифікувати спади/крахи фондових ринків, вимірюючи максимальні сукупні збитки за минулий рік. Для розрахунків за період до 2011 року використовується індекс ПФТС, а після цього періоду – індекс WIG Ukraine Варшавської фондової біржі[7]. Індекс WIG Ukraine є прийнятним, оскільки він відстежує відносно ліквідні акції українських компаній, включених у перелік на Варшавській біржі. Внутрішній фондовий ринок України практично не працює і схильний до цінових маніпуляцій. Чим більший рівень цього показника, тим більший спад на фондовому ринку порівняно з його ковзним 12-місячними максимумом.

▪ Волатильність українських акцій – це стандартне відхилення значень фондових індексів у 30-денний період, що передує даті розрахунку. Для розрахунку за період до 2012 року використовується індекс ПФТС, а після цього періоду – індекс WIG Ukraine[7]. Волатильність фондового ринку зростає зі зростанням невизначеності; зміни у цій величині пов'язані зі стресом фінансового сектору.

Компоненти субіндексу державних цінних паперів

▪ Суверенний ризик – це спред між середньозваженою дохідністю українських урядових єврооблігацій та дохідністю 10-річних казначейських облігацій США (US Treasury 10Y)[6]. Цей показник відображає ризикованість інвестицій в український державний борг. Чим більший рівень спреда, тим вищий рівень ризику.

▪ Ліквідність українських урядових єврооблігацій – це середнє арифметичне різниць між цінами продавця і покупця на певну дату[8]. У періоди фінансової нестабільності різниця між цінами продавця і покупця за державними облігаціями зазвичай зростає.

▪ Кредитні дефолтні свопи[8] українських державних облігацій – це відображення ймовірності дефолту емітента, тісно пов'язане з рівнем фінансових стресів.

Складові субіндексу валютного ринку

▪ Очікування девальвації – це різниця між форвардом без поставки (NDF) UAH/USD 3M та міжбанківськими курсами гривні до долара США, скоригованими на розрив між процентними ставками українського міжбанківського ринку (KievPrime3M) та лондонського міжбанківського ринку ($ Libor3M), у відсотках[9]. Контракти за NDF фіксують сьогодні обмінний курс для розрахунків на майбутню дату (3M), тому різниця між NDF та спот-курсами (скоригована на курсові різниці) відображає ринкові очікування майбутніх рухів курсу гривні до долара США. Чим більша різниця, тим більше очікуване знецінення гривні.

▪ Показник Cmax для курсу гривні щодо долара США на міжбанківському ринку розраховується таким самим методом, як і Cmax для українських акцій[10]. Чим більший рівень цього показника, тим слабша гривня відносно свого найкращого показника за попередній 12-місячний період.

---

5 Визначається як відношення високоліквідних активів банку до поточних зобов'язань, які повинні бути не меншими ніж 20%.
6 Джерело: Cbonds.
7 Джерело: ПФТС та Варшавська фондова біржа.
8 Джерело: Bloomberg.
9 Джерело: Cbonds, National Bank of Ukraine (interbank rate).
10 Джерело: Національний банк України.

▪ Волатильність курсу гривні щодо долара США на міжбанківському ринку розраховується таким самим методом, як і волатильність українських акцій[10]. Під час фінансового стресу волатильність обмінного курсу зазвичай вища.

▪ Дисбаланси валютного ринку – чиста купівля/продаж іноземної валюти НБУ на міжбанківському валютному ринку на дату розрахунку[10].Чистий продаж іноземної валюти НБУ є сигналом фінансового стресу, оскільки це зазвичай свідчить про дефіцит іноземної валюти на ринку.

Нормалізація показників

Показники з різними одиницями вимірювання повинні бути трансформовані для створення порівняльних вхідних даних, що дасть змогу їх усереднити. Це здійснюється шляхом нормалізації показників.

Нормалізація може бути здійснена кількома способами, кожний з яких має свої переваги і недоліки. У працях Hakkio and Keeton (2009), Slingenberg and Haan (2011) та інших дослідників використано метод стандартного відхилення: середнє значення вибірки віднімається з вихідної оцінки індикаторів, а потім різницю ділять на стандартне відхилення вибірки. Цей метод має суттєві обмеження. По-перше, вибіркове середнє значення та стандартне відхилення повинно переглядатися відповідно до даних нових спостережень, що потребує перерахування значень, отриманих раніше. По-друге, нормалізовані показники можуть мати різні шкали, що ускладнює побудову узагальненого показника.

У працях Illing and Liu (2003), Oet and Bianco (2011), Haefcke and Skarholt (2011), Hollo, Kremer, і Lo Duca (2012) дослідники використовували ряд інших методів, наведених у таблиці, поданій нижче.

Таблиця. Методи нормалізації

Метод	*За*	*Проти*
Cumulative distribution function (CDF)	(0.1) діапазон, більш історично стабільний	Шумний, спотворює відносний рівень напруги (особливо на малих вибірках), чутливість до викидів
Variance-equal	Немає спотворень	Історично нестабільний, набуває негативних значень
Min-Max Range	(0.1) діапазон, немає спотворень	Може бути занадто чутливим до викидів

Ми обрали метод мінімаксної нормалізації діапазону для розрахунку нашого ІФС. Цей метод у результаті дає діапазон значень від 0 до 1; його явною перевагою є те, що індекс легко інтерпретується непрофесійними користувачами. Інші методи дають у результаті числа від –1 до 1, і від'ємні значення можуть помилково сприйматися як несприятливі або такі, що відображають стрес фінансової системи. Проте метод має один недолік – якщо нові значення для деяких показників перевищують історичні максимуми або мінімуми, уся серія нормалізованих значень повинна бути перерахована. З 2008 року українська фінансова система пережила дві величезні фінансові кризи, одна з яких пов'язана із серйозним геополітичним конфліктом, тому нові потрясіння, які приведуть до перевищення ключовими показниками попередніх максимумів, у доступному для огляду майбутньому малоймовірні.

Кожний показник нормалізується за допомогою такої формули:

$$V'(i) = \frac{V(i) - \min(V(i))}{\max(V(i) - \min(V(i))},$$

де V(i) – значення ненормалізованого показника в день i, V'(i) – значення нормалізованого показника, а оператори min та max використовують усю доступну вибірку.

У результаті процесу нормалізації ми отримуємо значення від нуля до одиниці для показників, субіндексів і самого ІФС. Це дає нам змогу вивчати й аналізувати рівень стресу в усій фінансовій системі, в окремих сегментах та за різними показниками. Чим значення ближче до 1, тим вищий рівень стресу на даний момент.

Агрегація субіндексів у ІФС

Далі слід визначити вагові коефіцієнти, що використовуються для об'єднання чотирьох субіндексів у Індекс фінансового стресу. Оскільки сегменти фінансового ринку, представлені субіндексами, мають різне значення для української економіки, субіндекси повинні мати вагові коефіцієнти, які точно відображають відносну значущість відповідних сегментів ринку. Використовуємо метод зважування, що базується на розмірі/відносній важливості сегментів фінансового ринку України. Ми розрахували відношення розміру кожного сегмента до ВВП, використовуючи такі показники для приблизних розмірів:

1) банківський сектор – загальний обсяг кредитів резидентів (нефінансових корпорацій та фізичних осіб);

2) корпоративні цінні папери – обсяг капіталізації фондового ринку та обсяг ринку корпоративних облігацій;

3) державні цінні папери – обсяг облігацій, випущених у національній валюті, та державних єврооблігацій;

4) валютний ринок – обсяг цінних паперів у іноземній валюті, випущених резидентами (на внутрішньому та зовнішньому ринках), та кредити, надані резидентам у іноземній валюті.

На основі викладеного вище ми визначили такі вагові коефіцієнти для кожного сегмента/субіндексу:

1) банківський сектор: 0.3;

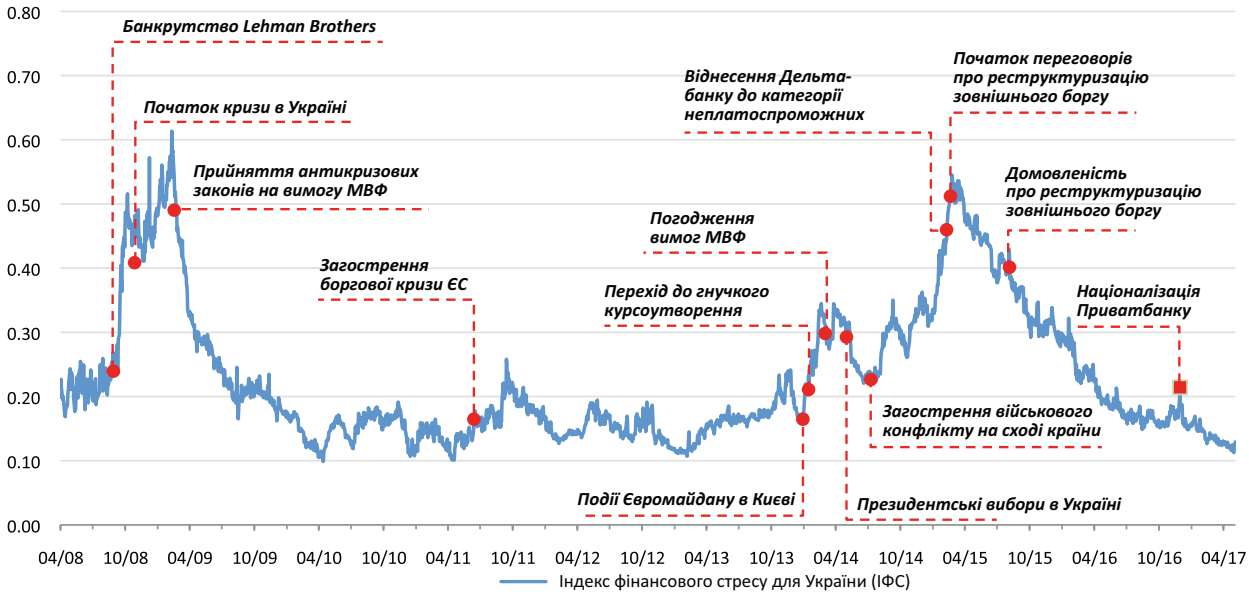
2) боргові цінні папери: 0.1;

3) державні цінні папери: 0.25;

4) валютний ринок 0.35.

IV. ІФС ДОБРЕ ВІДДЗЕРКАЛЮЄ ПЕРІОДИ ФІНАНСОВОЇ НЕСТАБІЛЬНОСТІ В УКРАЇНІ

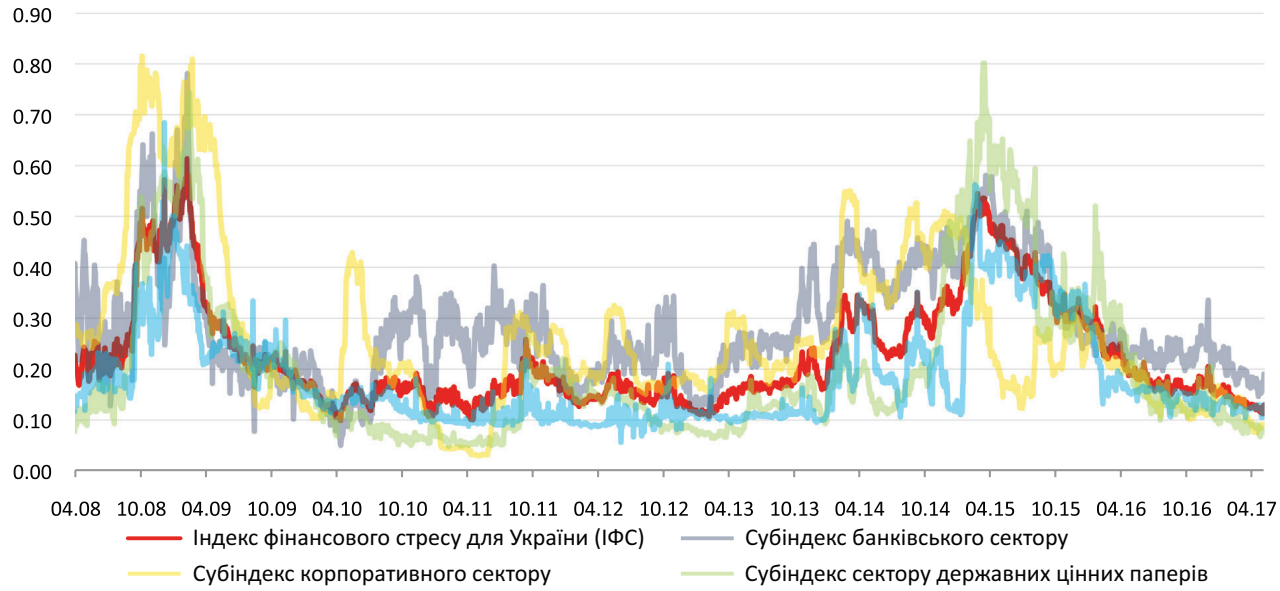
Графік1. Динаміка індексу фінансового стресу для України



Джерело: НБУ.

Наявні дані дають змогу розрахувати ІФС для України починаючи з квітня 2008 року. Значення ІФС зазнало значних коливань, коли світ був на порозі світової фінансової кризи (див. графік 1). Початок кризи був дуже помітним і ознаменувався крахом "Lehman Brothers" у вересні 2008 року. Світові ринки відреагували миттєво, як і ринок України, про що свідчить різкий злет ІФС. Індекс зростав до березня 2009 року через появу додаткових шоків на місцевому фінансовому ринку. Того місяця ІФС досяг свого історичного максимуму за всі вісім років спостережень. Тоді існувало чимало причин для фінансового стресу – різке падіння обсягів експорту, недоступність зовнішніх ринків капіталу для українських компаній та, відповідно, валютна криза. Усі ці чинники підірвали платоспроможність уряду і приватних позичальників, що призвело до зростання вартості державного та приватного боргу. Таким чином, підвищення ІФС було спричинене коливаннями кожного із чотирьох субіндексів, на основі яких він розраховується (див. графік 2). Настав пік кризи, яка тривала близько року – індекс повернувся до докризового рівня у четвертому кварталі 2009 року. Ситуація нормалізувалася після стабілізації та поступового відновлення світових фінансових і товарних ринків. Багатьом приватним позичальникам, які розміщували єврооблігації, довелося вдаватися до реструктуризації своїх зобов'язань, щоб послабити тиск ліквідності під час кризи. Програма МВФ для України також на певний час сприяла зменшенню тиску.

Графік 2. Динаміка субіндексів ІФС для України



Джерело: НБУ.

З початку 2010 року коливання ІФС були відносно незначними, лише у четвертому кварталі 2011 року спостерігався відчутний стрибок, що відображало насамперед початок європейської боргової кризи, яка тривала до кінця 2013 року.

Останній значний випадок стресу розпочався наприкінці 2013 року, коли Євромайдан (акт громадського протесту) змусив колишнього президента України виїхати за її межі, а уряд – піти у відставку. Крім цього, вторгнення Росії та подальша окупація Криму, а також військові дії на сході України спричинили найбільшу і найглибшу економічну та фінансову кризу за два десятиліття. Протягом цього періоду економіка країни постала перед низкою складних викликів, відповіддю на які були жорсткі заходи економічної політики. Обмінний курс національної валюти обвалився, коли Україна втратила третину свого експортного потенціалу на окупованих територіях. НБУ відмовився від політики фіксованого обмінного курсу гривні на користь гнучкого режиму курсоутворення для забезпечення поглинання зовнішніх шоків коригуваннями валютних курсів. Банківський сектор постав перед проблемою тривалого і серйозного відпливу депозитів: населення забрало більше 20% гривневих та 60% – валютних депозитів. Це призвело до злету субіндексу банківського сектору. Усі єврооблігації уряду були реструктуризовані: основна сума боргу зменшена на 20% в обмін на VRI, а строки погашення цих цінних паперів були значно подовжені. Приватний сектор підключився до процесу, реструктуризувавши майже всі прострочені зовнішні борги. Зрозуміло, вартість суверенного та приватного боргу була на злеті протягом 2014 – 2015 років. Під час останньої кризи ІФС не досягнув максимуму, зафіксованого у березні 2009 року. Проте криза була тривалою й індекс повернувся до докризового рівня лише через три роки.

Останній тимчасовий стрибок ІФС стався через зростання невизначеності перед націоналізацією у грудні 2016 року найбільшого банку України – Приватбанку. Індекс сягнув локального максимуму в день націоналізації банку та досить швидко відкотився назад протягом наступних тижнів. Варто зазначити, що субіндекс банківського сектору України майже постійно залишався дуже волатильним. Даний сектор був украй вразливим до всіх значних та незначних шоків, яких зазнавав фінансовий сектор. Це підтверджує фундаментальну слабкість українського банківського сектору до масштабного очищення банків, яке НБУ проводив із початку 2014 року. Тепер, коли сектор уже пройшов етап очищення та перебуває на стадії відновлення, очікується зменшення волатильності і рівня субіндексу банківського сектору.

V. ВИСНОВКИ

Індекси фінансового стресу – складні показники рівня стресу на фінансових ринках, які за останні десять років набули широкої популярності в світі. Ці індекси, як правило, слугують єдиним комплексним показником стресу на фінансовому ринку, і тому легко можуть бути інтерпретовані. Вони надають можливість порівняння ситуації у фінансовому секторі з попередніми періодами та слугують мірилом ступеня і тривалості проявів нестабільності. ІФС для України складається із чотирьох субіндексів, які відображають стан різних сегментів внутрішнього фінансового ринку. Кожен субіндекс, у свою чергу, складається принаймні з трьох показників (загалом 14), якими кількісно описується нестабільність у відповідних сегментах. Ретроспективно ІФС для України добре корелює з описом подій у фінансовому секторі, і, на нашу думку,

охоплює всі основні зовнішні та внутрішні шоки, які вплинули на фінансову систему. ІФС також є добрим показником ступеня стресу, якого зазнає економіка України в будь-який момент часу і, таким чином, може використовуватися розробниками політики як інструмент моніторингу.

Література

- Balakrishnan R., Danninger S., Elekdag S., Tytell I. (2009). The Transmission of Financial Stress from Advanced to Emerging Economies. Working paper, (WP/09/133). International Monetary Fund. Available at https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2009/wp09133.pdf
- Bordo M., Dueker M. Wheelock D. (2000). Aggregate price shocks and financial instability: an historical analysis. Working Paper, (№ 7652). National bureau of economic research. Cambridge. Available at http://www.nber.org/papers/w7652.pdf
- Cardarelli R., Elekdag S., Lall S. (2009). Financial Stress, Downturns and Recoveries. Working paper, (WP/09/100). International Monetary Fund. Asia and Pacific Department. Available at https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2009/wp09100.pdf
- Grimaldi M. (2010). Detecting and interpreting financial stress in Euro area. Working Paper, (№ 1214). European Central Bank (ECB). Frankfurt am Main. Available at https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1214.pdf?ad93a7dc9cca798818b13f6f03b94f95
- Haefcke S., Skarholt A. (2011). A Swedish Financial Stress Index. Stockholm School of Economics. Available at http://arc.hhs.se/download.aspx?MediumId=1418
- Hakkio C., Keeton W. (2009). Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter? Federal Reserve Bank of Kansas City. Available at https://core.ac.uk/download/pdf/6592699.pdf
- Hollo D., Kremer M., Duca M. (2012). CISS – A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System. Working Paper, (№ 1426). European Central Bank (ECB). Frankfurt am Main. Available at https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1426.pdf?6d36165d0aa9ae601070927f3ab799fc
- Illing M., Liu Y. (2003). An Index of Financial Stress for Canada. Working Paper, (№ 2003-14). Bank of Canada. Ottawa. Available at http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/02/wp03-14.pdf
- Kliesen K., Smith D. (2010). Measuring financial market stress. Economic synopses, (№ 2) Federal Reserve Bank of St. Louis. Available at https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/publications/es/10/ES1002.pdf
- Oet M., Eiben R., Bianco T., Gramlich D., Ong S. (2011). Financial Stress Index: Identification of Systemic Risk Conditions. Federal Reserve Bank of Cleveland. Cleveland.
- Slingenberg J., Haan J. (2011). Forecasting Financial Stress. Working Paper, (№ 292). The Bank of the Netherlands. Amsterdam. Available at https://www.dnb.nl/binaries/working%20paper%20292_tcm46-253005.pdf

ПРОГНОЗУВАННЯ РІВНЯ ВИКОРИСТАННЯ ПІДТВЕРДЖЕНИХ КРЕДИТНИХ ЛІНІЙ ТА ПОКАЗНИКІВ РИЗИКУ ЗА НИМИ

Ігор Волошин[1]
Національний банк України
Email: Ihor_Voloshyn@bank.gov.ua

У дослідженні пропонується модель прогнозування очікуваної використаної суми за кредитними лініями. При моделюванні підтверджених кредитних ліній ми спиралися на умовний очікуваний коефіцієнт використання кредитних ліній, отриманий на основі спільного усіченого двовимірного розподілу ймовірностей. Очікувані коефіцієнти щомісячної конверсії ліквідності за кредитними лініями юридичним особам порівнюються з фактичними даними, і використання двовимірного нормального розподілу вважається доцільним для оцінювання майбутнього коефіцієнта використання кредитних ліній на практиці.

Класифікація JEL: C58, G21, G32

Ключові слова: коефіцієнт використання, підтверджені кредитні лінії, експозиція під ризиком, коефіцієнт кредитної конверсії, коефіцієнт конверсії ліквідності

I. ВСТУП

Підтверджені кредитні лінії – це ключові продукти, які пропонуються банками корпоративним та роздрібним клієнтам, переважно у вигляді безвідкличних поновлюваних кредитних ліній та овердрафтів за поточним рахунком. Дві важливі характеристики цих продуктів – зобов'язання банку надати підтвердження наявності кредитних коштів у майбутньому та право клієнтів отримувати додаткові кошти, якщо при цьому не було перевищено ліміт за кредитною лінією. Підтверджені кредитні лінії можуть мати вирішальний вплив на показники очікуваних збитків за кредитами, показники капіталу і ліквідності, а неочікуване використання коштів за кредитною лінією створює як кредитний ризик, так і ризик ліквідності. З огляду на ці ризики Базельським комітетом з питань банківського нагляду, Європейським управлінням банківського нагляду, Національним банком України, а також у МСФЗ 9 встановлені правила оцінки і визнання ризиків за кредитними лініями (BIS, 2001, 2013; Regulation EU, 2013; NBU, 2016; IFRS 9).

У цьому дослідженні пропонується модель прогнозування очікуваної суми використання коштів за кредитними лініями за допомогою умовного коефіцієнта використання, який розраховується на основі спільного усіченого двовимірного розподілу.

Решта дослідження структурована таким чином: розділ II присвячений цільовим змінним та методам моделювання, які використовуються для прогнозування очікуваної суми використання коштів; у розділі III подано підхід до прогнозування очікуваного коефіцієнта використання на основі усіченого двовимірного розподілу, а також наведено приклади оцінювання розміру кредитного ризику та ризику ліквідності; у розділі IV наведено висновки, а також визначено напрям подальших досліджень.

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

1 Автор висловлює подяку анонімному рецензенту за цінні коментарі та слушні пропозиції для поліпшення статті

II. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

З метою прогнозування використаної суми за кредитною лінією дослідники застосовували розмаїття коефіцієнтів: коефіцієнт конверсії, коефіцієнт використання, зміну коефіцієнта використання та фактичні дані про використані суми (Moral and de España, 2006; Taplin and al., 2007; Osipenko and Crook, 2015; Tong and al., 2016). Однак практики і теоретики так і не досягли згоди щодо використання змінних і підходів до моделювання.

Базельський комітет радить використовувати коефіцієнт кредитної конверсії *(CCF)* для розрахунку експозиції під ризиком *(EAD)*, а також подібний коефіцієнт, коефіцієнт конверсії ліквідності *(LCF)*, для розрахунку коефіцієнта покриття ліквідності (BIS, 2001, 2013). Таким чином, коефіцієнт кредитної конверсії – це відношення очікуваної додаткової використаної суми $(EAD - B_t)$ впродовж (відповідно до Базеля) 12 місяців, які передують дефолту, до невикористаної суми $(L - B_t)$ на поточний момент часу t (наприклад, див. Jacobs, 2009; Moral and de España, 2006):

$$CCF = \frac{EAD - B_t}{L - B_t}, \quad (1)$$

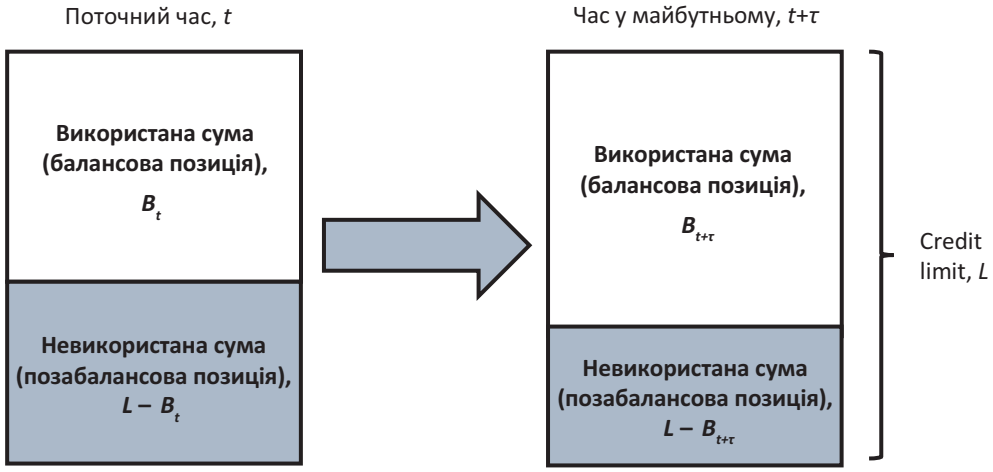
де EAD – експозиція під ризиком, L – кредитний ліміт, B_t – використана сума за кредитною лінією на поточний момент часу t. Звернімо увагу, що відповідно до МСФЗ 9 12-місячний період може бути подовжено на весь період користування кредитом у випадку певних типів знецінених кредитів. Національний банк України використовує коефіцієнт кредитної конверсії (NBU, 2016). Коефіцієнт конверсії ліквідності *(LCF)* відрізняється від коефіцієнта кредитної конверсії тим, що прогноз суми додатково використаних коштів здійснюється на певний час у майбутньому. Наприклад, *LCF* прогнозується на 30-денний (місячний) період з метою здійснення прогнозної оцінки коефіцієнта покриття ліквідності. Він показує потенційне використання коштів як відсоток від позабалансових позицій $(L - B_t)$ (BIS, 2013):

$$LCF = \frac{EDA - B_t}{L - B_t}, \quad (2)$$

де EDA – очікувана сума використання коштів на певний час у майбутньому.

Таким чином, кредитні лінії включають як балансові, так і позабалансові позиції (див. графік 1).

Графік 1. Кредитний ліміт і використані та невикористані суми за підтвердженими кредитними лініями



Джерело: складено автором.

Наведені вище коефіцієнти конверсії є прозорими, логічними і простими у використанні. І дійсно, сума використаних коштів у майбутньому може збільшитися прямо пропорційно до невикористаної суми кредитної лінії. Такий зв'язок справджується у випадку окремої кредитної лінії, але він не є справедливим для всіх кредитних ліній. Фактично позабалансові статті включають кредитні зобов'язання з різними рівнями використання лімітів. Водночас підхід із використанням коефіцієнта кредитної конверсії містить приховане припущення, що рівень використання кредитних зобов'язань

однаковий. Тому використання CCF може призвести до переоцінювання або недооцінювання ризиків. Незважаючи на це, базельський підхід на основі коефіцієнта кредитної конверсії спонукає банки поглиблювати розуміння своїх позабалансових ризиків. Використання CCF та EAD стало настільки популярним серед банків, що вони планують використовувати ці підходи і після переходу на МСФЗ 9, хоча це й безпосередньо не вимагається стандартом (GPPC, 2016).

Водночас перед практиками і дослідниками постає проблема безпосереднього і точного визначення коефіцієнтів конверсії. Це завдання виявилося непростим з огляду на низку причин. Розподіл коефіцієнта кредитної конверсії є досить складним, бімодальним. Він є невизначеним, коли поточна використана сума дорівнює кредитному ліміту. Коефіцієнт кредитної конверсії є нестабільним, коли поточна використана сума наближається до кредитного ліміту. Він не враховує зміни у кредитному ліміті в часі (Moral and de España, 2006). Це спонукало практиків і дослідників до пошуку альтернативних підходів. До таких підходів належать пряме дослідження ризику втрат у випадку дефолту (Kim and DeVaney, 2001; Taplin and al., 2007; Tong and al., 2016) та використання нових безрозмірних цільових змінних, таких як:

- коефіцієнт використання (Jacobs, 2009; Yang and Tkachenko, 2012):

$$U_t = \frac{B_t}{L}, \tag{3}$$

тобто відношення поточної непогашеної використаної суми до кредитного ліміту;

- зміна коефіцієнта використання (Jacobs, 2009; Yang and Tkachenko, 2012):

$$\Delta U_t = \frac{B_t - B_{t-1}}{L} \equiv U_t - U_{t-1}, \tag{4}$$

тобто відношення зміни у використаній сумі до кредитного ліміту.

Обидві безрозмірні цільові змінні мають мінімальні значення на рівні 0 і максимальні значення на рівні 1, що робить їхні розподіли усіченими. Це ускладнює використання стандартних методів прогнозування. Численні результати прямого прогнозування експозиції під ризиком свідчать, що *EAD* є прямо пропорційною кредитному ліміту *L*, а також має слабкий зв'язок із поточною використаною сумою B_t (див., наприклад, Kim and DeVaney, 2001; Taplin and al., 2007). Це підтверджує, що коефіцієнт використання відіграє провідну роль у прогнозуванні майбутньої використаної суми. На відміну від коефіцієнта кредитної конверсії, коефіцієнт використання U_t добре визначений і стабільний за будь-якою величиною непогашеної використаної суми. У ньому враховано можливі зміни кредитного ліміту в часі (Moral and de España, 2006). Таким чином, очікується, що застосування коефіцієнта використання дасть змогу отримати кращий розподіл, ніж бімодальний розподіл за коефіцієнтом кредитної конверсії. Дослідники Osipenko and Crook (2016), крім того, стверджують, що коефіцієнт використання точніше відображає поведінку позичальників, кредитну політику банків і характеристики продуктів. Вони стверджують, що прогнозування коефіцієнта використання замість використаної суми дає змогу уникнути можливих невідповідностей у моделюванні.

Методологічна робота практиків і дослідників була спрямована переважно на виявлення більш поглиблених:

- одномірних розподілів за цільовими змінними, які краще описують емпіричні дані. Наприклад, у дослідженні Tong and al. (2016) автори запропонували застосовувати **одномірну** комбіновану модель з гамма-розподілом;
- методів регресії для поліпшення прогнозу використання коштів. Наприклад, у дослідженні Osipenko and Crook (2016) автори використовували такі поглиблені методи прогнозування, як звичайна лінійна регресія, бета-регресія, бета-трансформація плюс загальні лінійні моделі, дробова регресія, а також зважена логістична регресія.

Зверніть увагу, що використання одномірних розподілів не враховує вплив пояснювальних змінних на **очікувану** використану суму за кредитними лініями. Наприклад, як поточний рівень коефіцієнта використання впливає на майбутній рівень цього показника. Регресії лише приблизно відображають статистичну залежність передбачуваних і пояснювальних змінних (Korns, 1968). Автору не вдалося знайти жодної праці щодо використання спільних двовимірних розподілів для прогнозування вибірки кредитів. З огляду на це автор застосовує коефіцієнт використання в ролі цільової змінної і перевіряє метод, альтернативний регресійному підходу, який базується на спільному усіченому розподілі майбутнього і поточного коефіцієнтів використання кредитних ліній для прогнозування очікуваної використаної суми.

III. МОДЕЛЮВАННЯ КОЕФІЦІЄНТА ВИКОРИСТАННЯ НА ОСНОВІ ДВІЧІ УСІЧЕНОГО ДВОВИМІРНОГО РОЗПОДІЛУ

Візьмемо історичні значення за тривалий період часу щоденних рядів поточної використаної (балансові статті) і невикористаної (позабалансові статті) суми кредитних ліній (див. графік 1). Знаючи ці ряди, ми будуємо історичний часовий

ряд коефіцієнта використання U_t. Зауважимо, що статистичні дані повинні містити велику кількість незалежних кредитних ліній. Часові періоди мають обиратися таким чином, щоб включати періоди, коли кредитні ліміти були фіксованими. Знаючи ряд двох випадкових змінних U_t і $U_{t+\tau}$, знаходимо функцію спільного розподілу ймовірностей $f(U_t, U_{t+\tau})$, двічі усічену в площі квадрата: $0 \le U_t, U_{t+\tau} \le 1$. У даному випадку ми припускаємо, що функція спільного ймовірного розподілу є стаціонарною. Нас цікавить визначення умовного очікуваного коефіцієнта використання (що перевищує поточний коефіцієнт використання U_t) в період часу у майбутньому $(t+\tau)$, якщо поточний коефіцієнт використання в момент часу t дорівнює U_t:

$$U_{t+\tau}(U_t) = \mathrm{E}(U_{t+\tau} \mid U_t). \tag{5}$$

Знаючи функцію спільного розподілу ймовірностей $f(U_t, U_{t+\tau})$, отримуємо функцію умовної щільності розподілу ймовірностей $f(U_{t+\tau} \mid U_t)$ змінної $U_{t+\tau}$ при U_t:

$$f(U_{t+\tau} \mid U_t) = \frac{f(U_t, U_{t+\tau})}{f(U_t)} = \frac{f(U_t, U_{t+\tau})}{\int_0^1 f(U_t, U_{t+\tau}) \times dU_{t+\tau}}. \tag{6}$$

Беручи до уваги (6), умовний очікуваний коефіцієнт використання дорівнюватиме:

$$U_{t+\tau}(U_t) = \frac{\int_{U_t}^1 U_{t+\tau} \times f(U_{t+\tau} \mid U_t) \times dU_{t+\tau}}{\int_{U_t}^1 f(U_{t+\tau} \mid U_t) \times dU_{t+\tau}} \equiv \frac{\int_{U_t}^1 U_{t+\tau} \times f(U_t, U_{t+\tau}) \times dU_{t+\tau}}{\int_{U_t}^1 f(U_t, U_{t+\tau}) \times dU_{t+\tau}}. \tag{7}$$

Таким чином, у формулі (7) оцінюється умовний очікуваний коефіцієнт використання в період часу в майбутньому $(t+\tau)$ при поточному коефіцієнті використання U_t у момент часу t. Нагадаємо, для оцінки очікуваного рівня кредитних збитків Базель рекомендує розраховувати суму, використану за кредитними лініями за 12 місяців, але може так статися, що відповідно до вимог МСФЗ 9 розрахунок буде необхідно здійснювати протягом усього терміну для певних типів знецінених кредитів.

Якщо ми маємо ряд даних за тривалий період, то можемо аналізувати спільні розподіли пар U_t та $U_{t+k\times\tau}$ і передбачити очікуваний коефіцієнт використання для певних моментів часу: $1\times\tau$, $2\times\tau$, …, $k\times\tau$, …, $K\times\tau$. Крім того, ми припускаємо, що τ = 30 днів. Тоді k означає число місяців у періоді, який аналізується. Якщо часовий ряд короткий, ми можемо застосувати такий рекурсивний метод. Давайте візьмемо лише один розподіл пар U_t і $U_{t+\tau}$. У цьому випадку можемо оцінити очікуваний коефіцієнт використання наприкінці першого ($k = 1$) місяця, використовуючи формулу (7):

$$U_{t+\tau}(U_t). \tag{8}$$

Додатково розраховуємо очікуваний коефіцієнт використання наприкінці другого ($k = 2$) місяця за формулою, якою враховується нове значення коефіцієнта використання $U_{t+\tau}$, тобто:

$$U_{t+2\tau} = U_{t+2\tau}(U_{t+\tau}). \tag{9}$$

Після цього повторюємо даний метод для очікуваного коефіцієнта використання наприкінці кожного k-ого місяця за допомогою формули:

$$U_{t+k\times\tau} = U_{t+k\times\tau}(U_{t+(k-1)\times\tau}), \tag{10}$$

і так доти, доки не охопимо весь період, що аналізується $T = K\times\tau$.

Для того, щоб передбачити очікувану використану суму (EDA), необхідно застосовувати зворотну формулу (3):

$$EDA_k \equiv B_{t+k\times\tau} = U_{t+k\times\tau} \times L. \tag{11}$$

На жаль, автор мав у наявності лише відносно короткий денний часовий ряд коефіцієнта використання для поновлюваних корпоративних кредитних ліній одного українського банку в гривні. Дані містять інформацію щодо використаних та невикористаних сум за кредитними лініями за 294 робочі дні.

Розраховані коефіцієнти використання U_t перебувають у межах від 0.5786 до 0.8558. Поточний коефіцієнт використання U_t має:

- середнє значення $\mu_{Ut} = 0.7776$ та
- стандартне відхилення $\sigma_{Ut} = 0.0547$.

Ми також розраховуємо статистичні параметри для коефіцієнтів використання $U_{t+\tau}$ зсунутих уперед на $\tau = 20$ робочих днів:

- $\mu_{Ut+\tau} = 0.7805$;
- $\sigma_{Ut+\tau} = 0.0508$;
- коефіцієнт кореляції $\rho = 0.5907$ між U_t and $U_{t+\tau}$.

(A)

Оскільки ми маємо відносно короткий часовий ряд, припускаємо (для ілюстрації запропонованого підходу), що спільний розподіл U_t та $U_{t+\tau}$ підкоряється усіченому двомірному нормальному розподілу (Wilhelm and Manjunath, 2010) із параметрами (A):

$$f(U_t, U_{t+\tau}) = \frac{\exp\left(-\frac{Q(U_t, U_{t+\tau})}{2\times(1-\rho^2)}\right)}{\int_0^1\int_0^1 \exp\left(-\frac{Q(U_t, U_{t+\tau})}{2\times(1-\rho^2)}\right)dxdy}, \quad (12)$$

де

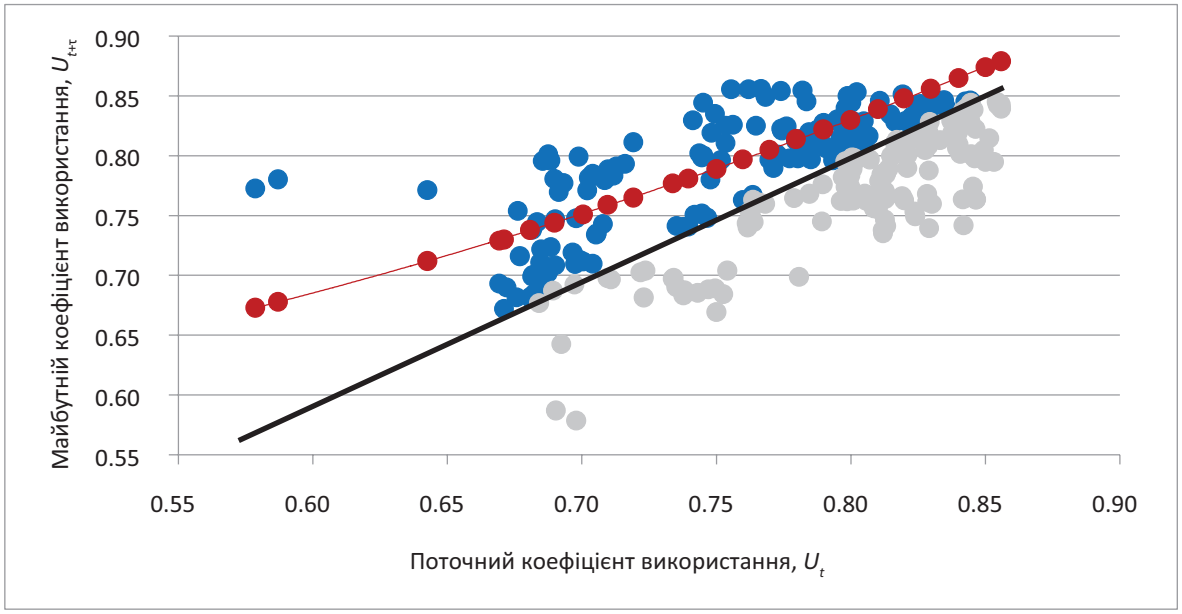
$$Q(U_t, U_{t+\tau}) = \left(\frac{U_t - \mu_{U_t}}{\sigma_{U_t}}\right)^2 - 2\times\rho\times\left(\frac{U_t - \mu_{U_t}}{\sigma_{U_t}}\right)\times\left(\frac{U_{t+\tau} - \mu_{U_{t+\tau}}}{\sigma_{U_{t+\tau}}}\right) + \left(\frac{U_{t+\tau} - \mu_{U_{t+\tau}}}{\sigma_{U_{t+\tau}}}\right)^2. \quad (13)$$

Підставляючи формулу (13) у (7), ми прогнозуємо умовний очікуваний коефіцієнт використання за такою формулою:

$$U_{t+\tau}(U_t) = \frac{\int_{U_t}^1 U_{t+\tau}\times\exp\left(-\frac{Q(U_t, U_{t+\tau})}{2\times(1-\rho^2)}\right)\times dU_{t+\tau}}{\int_{U_t}^1 \exp\left(-\frac{Q(U_t, U_{t+\tau})}{2\times(1-\rho^2)}\right)\times dU_{t+\tau}}. \quad (14)$$

Деякі результати оцінювання подано на графіках 2 і 3. Розрахунки проводилися з використанням MathCAD.

Графік 2. Залежність майбутніх коефіцієнтів використання від поточних коефіцієнтів використання



Сині крапки – поточне значення $U_{t+\tau} > U_t$, сірі крапки – поточне значення $U_{t+\tau} \le U_t$, чорна лінія – $U_{t+\tau} = U_t$, червоні крапки – умовний очікуваний коефіцієнт використання $U_{t+\tau} > U_t$.

Джерело: складено автором.

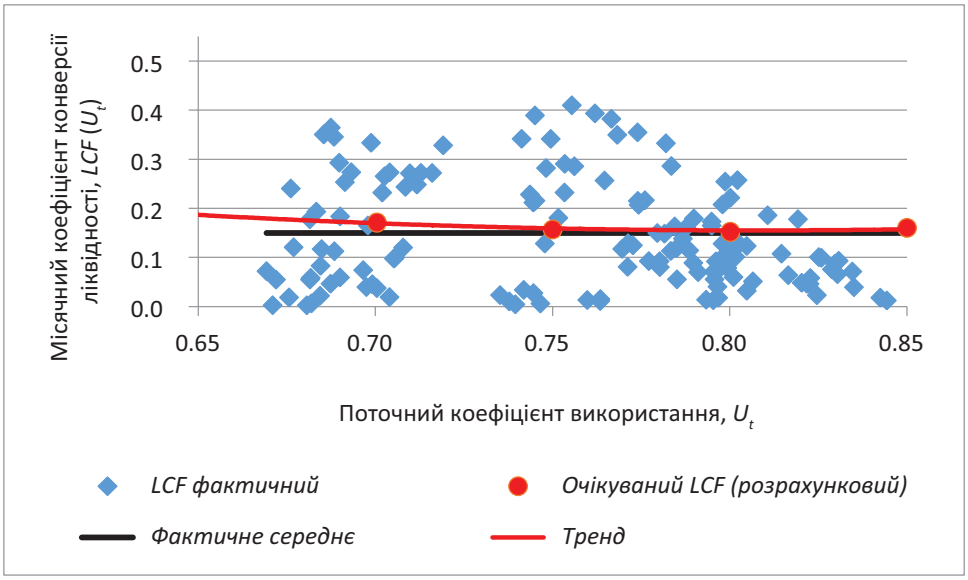
Відповідно до припущення, що змінні U_t та $U_{t+\tau}$ керуються двомірним нормальним розподілом, залежність очікуваних коефіцієнтів використання від поточних коефіцієнтів використання є нелінійною (див. графік 2) та має прийнятне значення коефіцієнта детермінації $R^2 = 0.57$.

Виразимо формулу (2) для коефіцієнта конверсії ліквідності (LCF) в такій еквівалентній формі:

$$LCF_k = \frac{EDA_k - B_t}{L - B_t} \equiv \frac{EDA_k / L - B_t / L}{1 - B_t / L} = \frac{U_{t+k\times\tau} - U_t}{1 - U_t} \quad . \tag{15}$$

Залежність очікуваних та фактичних місячних коефіцієнтів конверсії ліквідності *LCF* від поточного значення коефіцієнта використання U_t показано на графіку 3.

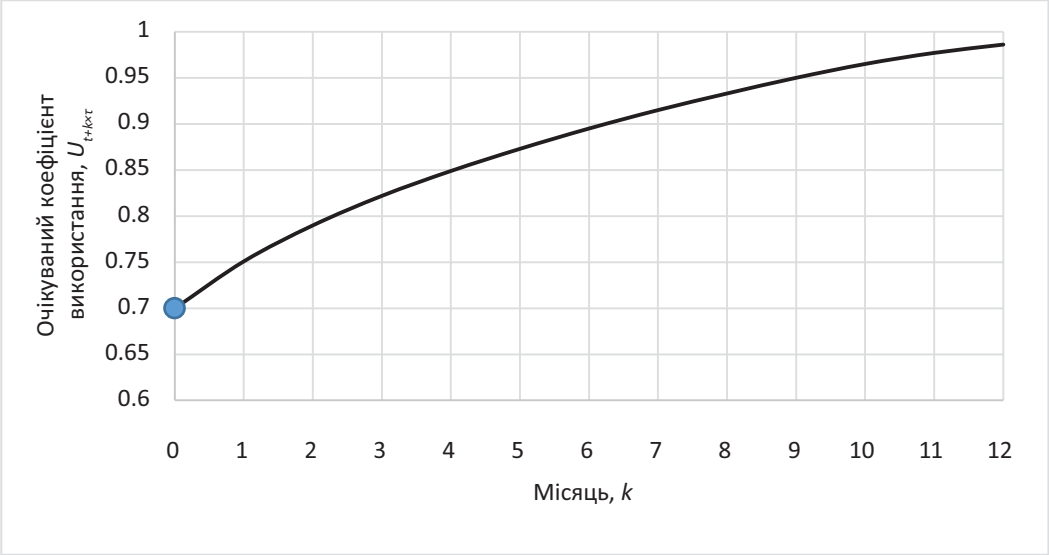
Графік 3. Залежність очікуваних та фактичних місячних коефіцієнтів конверсії ліквідності LCF від поточного значення коефіцієнта використання U_t



Джерело: складено автором.

Як показано на графіку 3, очікуваний коефіцієнт конверсії місячної ліквідності *(LCF)*, що розраховується з використанням запропонованого підходу, збігається з фактичним середнім значенням LCF 15%. Це значення перевищує 10%, рекомендованих Базельським комітетом (BIS, 2013). Приклад оцінювання очікуваного коефіцієнта використання із застосуванням рекурсивної процедури (8 – 11) наведено на графіку 4 та в таблиці.

Графік 4. Зміна з часом очікуваного коефіцієнта використання з точки $U_t = 0.7$



Джерело: складено автором.

Таблиця. Зміна із часом очікуваного коефіцієнта використання з точки U_t = 0.7

Місяць, k	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$U_{t+k\times\tau}$	0.7	0.751	0.79	0.822	0.849	0.873	0.895	0.915	0.933	0.95	0.977	0.977	0.986

Джерело: складено автором.

Як бачимо на графіку 4, коефіцієнт використання корпоративних кредитних ліній наближається до значення 1 наприкінці 12-місячного періоду. Відповідно *LCF* за 12 місяців дорівнюватиме:

$$LCF_{12} = \frac{0.986 - 0.7}{1 - 0.7} = 0.953 .$$

Для того, щоб обчислити експозицію під ризиком (*EAD*), варто пам'ятати, що сума під ризиком за кредитними лініями змінна та залежить від дефолту позичальника. Тому експозиція під ризиком, наприклад, протягом 12 місяців, розраховується за такою формулою (Tong at al., 2016):

$$EAD_{12} = \sum_{k=1}^{12} \frac{S_{k-1} - S_k}{1 - S_{12}} \times EDA_k , \quad (16)$$

де S_k – функція виживання станом на місяць k, (S_{k-1}– S_k) – ймовірність того, що дефолт відбудеться в k місяці. Звернімо увагу, що відповідно до МСФЗ 9 період у 12 місяців може бути подовжено на весь період користування кредитом у випадку певних знецінених кредитів. Ми виразимо функцію виживання S_k через імовірність дефолту *pd* протягом місяця, припускаючи, що ймовірність дефолту не залежить від часу, добре відомим відношенням:

$$S_k = (1 - pd)^k. \quad (17)$$

З урахуванням (17) переписуємо формулу (16) у такому вигляді:

$$EAD_{12} / L = \sum_{k=1}^{12} \frac{pd \times (1 - pd)^{k-1}}{1 - (1 - pd)^{12}} \times U_{t+k\times\tau} . \quad (18)$$

Знаючи EAD_{12}, отримуємо коефіцієнт кредитної конверсії CCF за 12 місяців за таким рівнянням (1):

$$CCF_{12} = \frac{EAD_{12} - B_t}{L - B_t} \equiv \frac{EAD_{12} / L - B_t / L}{1 - B_t / L} = \frac{EAD_{12} / L - U_t}{1 - U_t} . \quad (19)$$

Розглянемо такий приклад: нехай щомісячна очікувана ймовірність дефолту дорівнює *pd* = 0.008. Враховуючи зміну очікуваного коефіцієнта використання (див. таблицю), отримуємо відношення експозиції під ризиком до кредитного ліміту за формулою (18):

$$EAD_{12} / L = 0.89.$$

І, нарешті, кредитний фактор конверсії за 12 місяців, визначений формулою (19), становитиме:

$$CCF_{12} = \frac{0.89 - 0.7}{1 - 0.7} = 0.63.$$

Звернімо увагу, що значення коефіцієнта кредитної конверсії менше, ніж значення *LCF* (0.63 порівняно з 0.953), оскільки використана сума зменшується через дефолти. Звернімо увагу, що розроблений метод підходить не тільки для оцінки очікуваних збитків за кредитами для формування резервів під кредитні збитки та потреби в ліквідності, а також для забезпечення вимог до капіталу.

ВИСНОВКИ

У дослідженні запропоновано альтернативний підхід до прогнозування використаної суми за кредитними лініями на основі цільової змінної коефіцієнта використання та двовимірного нормального розподілу. Метод простий у використанні і потребує лише п'ять параметрів: середні показники та стандартні відхилення для поточних і майбутніх коефіцієнтів використання та коефіцієнт кореляції між ними. Порівняння розрахованого очікуваного та фактичного коефіцієнтів використання показує достатню точність для використання на практиці (R^2 = 0.57). Отриманий таким чином очікуваний коефіцієнт використання може бути легко використаний для оцінки коефіцієнта конверсії ліквідності (*LCF*) для коефіцієнта покриття ліквідності, експозиції під ризиком у випадку дефолту (*EAD*) і коефіцієнта кредитної конверсії (*CCF*).

Цей підхід може застосовуватися для оцінювання потреб у ліквідності та кредитних збитків для створення резервів, а також забезпечення вимог до капіталу. На наш погляд, цей підхід має великий потенціал для подальшого розвитку, оскільки може включати декілька незалежних змінних шляхом використання багатовимірної функції розподілу. Крім того, існують великі перспективи використання нестаціонарного розподілу.

Подальше дослідження може бути зосереджене на прогнозуванні експозиції під ризиком для так званих "індексованих" банківських продуктів, таких як кредити в національній валюті із вбудованим опціоном на їх переоцінку залежно від змін валютного курсу або інших індексів, які стають популярними серед українських банків. Вартість під ризиком за цими продуктами може значно збільшитися в період дефолту, що створить додаткові ризики для банків. Розроблений підхід також потребує тестування для інших продуктів, таких як кредитні картки та корпоративний овердрафт.

Література

- BIS (2001). Basel Committee on Banking Supervision. The Standardised Approach to Credit Risk. Supporting Document to the New Basel Capital Accord. http://www.bis.org/publ/bcbsca04.pdf.
- BIS (2013). Basel Committee on Banking Supervision. Basel III: The Liquidity Coverage Ratio and liquidity risk monitoring tools. http://www.bis.org/publ/bcbs238.pdf.
- GPPC (2016). Global Public Policy Committee of representatives of the six largest accounting networks. The implementation of IFRS 9 impairment requirements by banks. Considerations for those charged with governance of systemically important banks. – P. 57. https://assets.kpmg.com/content/dam/kpmg/pdf/2016/06/gppc-ifrs9-implementation-considerations-20160617.pdf.
- IFRS 9 Financial Instruments (replacement of IAS 39). http://www.ifrs.org/Current-Projects/IASB-Projects/Financial-Instruments-A-Replacement-of-IAS-39-Financial-Instruments-Recognition/Pages/Financial-Instruments-Replacement-of-IAS-39.aspx.
- Jacobs M. (2009). An Empirical Study of Exposure at Default. Risk Analysis, Division / Credit Risk Modelling Moody's KMV Credit Practitioner's Conference. September 9, 2009. https://papers.ssrn.com/sol3/Papers.cfm?abstract_id=1149407.
- Kim H., DeVaney S.A. (2001). The Determinants of Outstanding Balances among Credit Card Revolvers. https://afcpe.org/assets/pdf/vol1216.pdf.
- Korn G.A. and Korn T.M. (1968). Mathematical Handbook for Scientists and Engineers. Definitions, Theorems, and Formulas for Reference and Review. Dover Publications, Inc. Mineola, New York.
- Moral G., de España B. (2006) "X. EAD Estimates for Facilities with Explicit Limits" in Engelmann B., Rauhmeier R. (2006). The Basel II Risk Parameters. Estimation, Validation, and Stress Testing. – Berlin, Heidelberg: Springer. – P. 376.
- NBU (2016). National Bank of Ukraine. Resolution No. 351. Regulation for Measuring Credit Risk Generated by Banks' Asset Operations. https://bank.gov.ua/document/download?docId=33378802.
- Osipenko D., Crook J. (2015). The Comparative Analysis of Predictive Models for Credit Limit Utilization Rate with SAS/STAT®. Paper 3328-2015. https://support.sas.com/resources/papers/proceedings15/3328-2015.pdf.
- Regulation EU (2013) No 575/2013. The European Parliament and the Council on Prudential Requirements for Credit Institutions and Investment Firms and Amending Regulation (EU) No 648/2012. http://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=celex%3A32013R0575.
- Taplin R., To H.M., Hee J. (2007). Modeling exposure at default, credit conversion factors, and the Basel II Accord. Journal of Credit Risk (1–10) Volume 1/ Number 1, Spring 2007. https://www.researchgate.net/publication/288346183_Modeling_Exposure_at_Default_Credit_Conversion_Factors_and_the_Basel_II_Accord.

- Tong E.N.C., Mues C., Brown I., Thomas L.C. (2016). Exposure at Default Models with and without the Credit Conversion Factor. https://www.researchgate.net/publication/281961282_Exposure_At_Default_Models_with_and_without_the_Credit_Conversion_Factor.
- Wilhelm S. and Manjunath B. G. (2010). Tmvtnorm: A Package for the Truncated Multivariate Normal Distribution. Contributed Research Articles. The R Journal Vol. 2/1, June 2010. pp. 25-29. https://journal.r-project.org/archive/2010-1/RJournal_2010-1_Wilhelm+Manjunath.pdf.
- Yang B.H., Tkachenko M. (2012). Modeling of EAD and LGD: Empirical Approaches and Technical Implementation. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/57298/1/MPRA_paper_57298.pdf.

ФУНКЦІЯ РЕАКЦІЇ ФІСКАЛЬНОЇ ПОЛІТИКИ ТА ФІСКАЛЬНА СТІЙКІСТЬ В УКРАЇНІ

Артем Вдовиченко
Національний банк України
Email: artem.vdovychenko@bank.gov.ua

У статті проведено аналіз функції реакції фіскальної 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 фіскальна 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 фіскальної політики. Дослідженням було виявлено асиметрію реакції фіскальної політики на розрив випуску: фіскальна політика є проциклічною впродовж періодів економічного зростання, але залишається нейтральною під час рецесії.

Класифікація JEL: E62, H62, H63

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

I. ВСТУП

Реакція фіскальної політики на зміни макроекономічного середовища або статистична оцінка фіскальних правил є темою, навколо якої активно точаться дискусії в наукових колах. Перспективною темою є також нелінійність функції реакції фіскальної політики (ФРФП) та перемикання режимів фіскальної політики. Проте економісти звертають увагу переважно на фіскальну 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 прийнятного боргу, але все ще залишаються менш дослідженими (Mendozaand 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 фіскальної політики.

Мета нашого дослідження – пояснити також причини експонентного зростання рівня державного боргу в Україні на основі зміни режимів фіскальної політики. Зокрема, ми оцінюємо ФРФП України на базі квартальних даних за методикою Бургера і Марінкова (Burger and Marinkov, 2012) та аналізуємо режими фіскальної 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 фіскальної політики.

Стаття має таку структуру. У другому розділі подано огляд джерел, присвячених взаємозв'язку між поняттям фіскальної стійкості і специфікацією ФРФП; також приділено увагу емпіричним результатам щодо режимів фіскальної 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 фіскальної політики.

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

2. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

Дискусії щодо цілей фіскальної політики ведуться давно. Ґрунтуючись 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 загальноприйняті модифікації задля кращого відображення поведінки фіскальних показників. Згідно з Де Мелло (de Mello, 2005) загальна формула ФРФП може бути подана таким чином:

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

де $b_{i,t}$ – співвідношення первинного сальдо бюджету і номінального ВВП, $d_{i,t}$ – співвідношення державного боргу і номінального ВВП, $C_{i,t}$ – 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 π_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 країніз 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 фіскальної політики асиметрія реакції фіскальної політики стосовно фаз ділового циклу може означати приховану загрозу для боргу. Якщо уряд проводить пасивну фіскальну 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 фіскального простору в наступні періоди. Таку політику навряд чи можна вважати виваженою. Найкращим вибором у даних умовах є активна фіскальна політика, яка спрямована на охолодження економіки у фазі зростання та сприяння накопиченню фінансових ресурсів для контрциклічних дій у майбутніх періодах економічного спаду. У нашій статтідоведено, що пасивна фіскальна 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 квартальні періоди перед президентськими чи парламентськими виборами, *D* – фіктивні змінні для контролю за викидами в даних. Для оцінки функції використовуються квартальні дані, що потребує від нас введення четвертого лагу пояснювальних змінних у моделі. Природним способом вивчення реакції фіскальної 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. Окрім того, квартальні дані є більш доречними для виокремлення режиму. Саме тому, застосовуючи логіку Бургера та Марінкова (Burger and Marinkov, 2012), ми використовуємо квартальні дані з четвертим лагом замість річних даних з одним лагом. У працях з оцінки фіскальних правил часто використовуються квартальні дані з пояснюючими змінними, що включені в модель без лагів. Це веде головним чином до оцінювання автоматичної реакції фіскальних параметрів на економічні умови. Водночас дискреційна реакція значною мірою ігнорується, адже лаги у виконанні фіскальних 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 слабко 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 фіскальні 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 визначать періоди перемикання режимів фіскальної політики в Україні.

Для визначення фіскального 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 фіскальної 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:

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

де $\mathbf{x}_t$ – вектор екзогенних пояснювальних змінних, $\phi=(\phi_0,\phi_1,...,\phi_m)'$ та $\theta=(\theta_0,\theta_1,...,\theta_m)'$ – вектори параметрів розмірності $((m+1)\times1)$, $u_t \sim i.i.d.(0,\sigma^2)$. Для подібного типу моделей передбачається така функція переходу:

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

де s_{t-n} – транзитивна змінна, яка в нашій статті включена з певним лагом n, c_k – один із параметрів розміщення порогового значеннння з вектора $c=(c_1,...,c_K)'$ з обмеженнями $c_1\leq...\leq c_K$, , γ – 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 є θ_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 реалізовувалася Легренці та Міласом (Legrenzi and Milas, 2013). У цій праці, на відміну від попередніх, ми перевіряємо модель LSTR на предмет розміру вектора $c=(c_1,...,c_K)'$. Найтиповішими 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 $(c1+c2)/2$, 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'язанийіз 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*:

$$PR_{DEFt}=c_0+c_1GDP_{cycle\,t}+e_t, \quad (6)$$

де PR_{DEFt} – сезонно скоригований первинний дефіцит, GDP_{cycle} – сезонно скоригований розрив ВВП в абсолютному вираженні, e_t – залишки моделі, що не включають автоматичну реакцію фіскальної політики на циклічні коливання ВВП[1]. Таким чином, ми припускаємо, що автоматична реакція фіскальних параметрів виявляється протягом кварталу і дискреційні 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 Акаіке (AIC); усі тести проводилися за припущення стаціонарності навколо константи.

Таблиця 1. Результати тестування стаціонарності для змінних ФРФП

Змінна (період)	*ADF (H0: ρ=1)*	*KPSS (H0: ρ≠1)*	*ERS (H0: ρ=1)*
	t-статистика	*LM-статистика*	*t-статистика*
prsurpl (1998q1-2015q4)	–5.3 (p<0.01)	0.3 (p=0.10)	2.2 (p<0.05)
cab (1998q1-2015q4)	–4.7 (p<0.01)	0.7 (p<0.05)	1.6 (p<0.01)
gap (1998q1-2015q4)	–3.5 (p<0.01)	0.1 (p>0.10)	1.1 (p<0.01)
debt (1998q1-2015q4)	–0.5 (p>0.10)	0.2 (p>0.10)	12.2 (p>0.10)
d_debt (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.

1 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*	
	$prsurpl$	cab	$prsurpl$	cab	$prsurpl$	cab
Константа	0.01	0.01**	0.01	0.01	0.01	0.01
$d_2010q03$	–0.08***	–0.08***	–0.06*	–0.08*	–0.06*	–0.09**
$prsurpl_{t-4}$,cab_{t-4}	0.24*	0.38***	0.68**	0.69***	0.74**	0.88***
gap_{t-4}	–0.09	–0.07	–0.19**	–0.13*	–0.21***	0.01
d_debt_{t-4}	0.04**	0.04*	0.00	0.00	0.01	0.09
pol_t	–0.01***	–0.01**	–0.02**	–0.02*	–0.02**	–0.02*
Спостереження	67	67	61	61	61	61
Скоригований R^2	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-Ґодфрі на автокореляцію (4 лаги) для оцінювання за допомогою OLS і тесту Камбі-Хейзінга для GMM і LIML. Тест на гетероскедастичність – тест Бройша-Пагана-Ґодфрі 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, викликану 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. > chi²
Залежна змінна: $prsurpl_t$		
gap_{t-4}, d_debt_{t-4}	III кв. 2006 р.	p=0.03
gap_{t-4},	III кв. 2006 р.	p=0.02
d_debt_{t-4}	I кв. 2011 р.	p=0.08
Залежна змінна: cab_t		
gap_{t-4}, d_debt_{t-4}	III кв. 2006 р.	p=0.56
gap_{t-4},	III кв. 2006 р.	p=0.26
d_debt_{t-4}	I кв. 2008 р.	p=0.47

Результати, наведені в таблиці 3, дають змогу зробити певні висновки. По-перше, структурні злами даних, що викликають 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'ятався швидкою девальвацією, падінням фондових індексів, вибухом спредів кредитно-дефолтних свопів (CDS) за українськими облігаціями та прийняттям спеціальних фіскальних програм у відповідь на боргову кризу та рецесію. Враховуючи зазначені події, криза четвертого кварталу 2008 року може стати явищем, що змінило напрям фіскальної політики[2]. Результати оцінки наведено в таблиці 4.

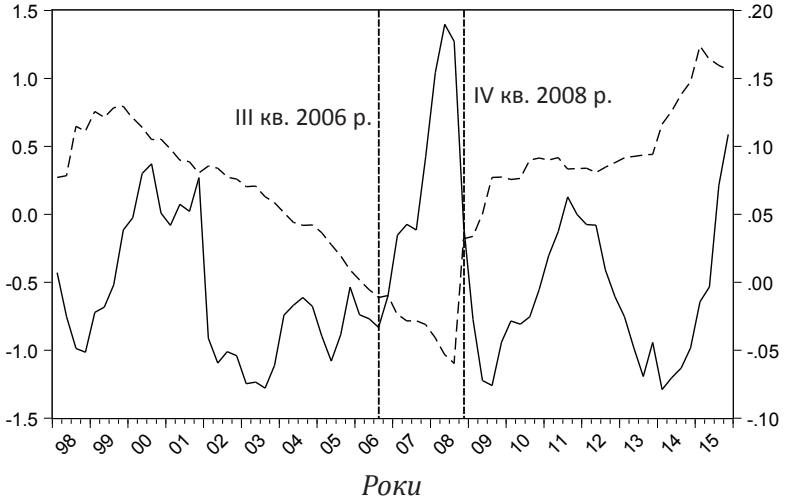
Таблиця 4. Оцінка ФРФП за допомогою методу найменших квадратів зі зламами

Змінні	$prsurpl$	***cab***	$prsurpl$	***cab***
	II кв. 1999 р. – III кв. 2006 р.		***II кв. 1999 р. – IV кв. 2008 р.***	
gap_{t-4}	0.15**	0.12	0.54	0.01
d_debt_{t-4}	0.03**	0.02	0.01	0.01
	IV кв. 2006 р. – IV кв. 2015 р.		***I кв. 2009 р. – IV кв. 2015 р.***	
gap_{t-4}	–0.22**	–0.10***	–0.20***	–0.10**
d_debt_{t-4}	0.03***	0.04***	0.04***	0.05***
	Змінні без зламів			
Константа	0.01**	0.01**	0.01	0.01*
d_2010q03	–0.09***	–0.09***	–0.09***	–0.09***
$prsurpl_{t-4}$,cab_{t-4}	0.25**	0.39***	0.26**	0.41**
pol_t	–0.02***	–0.01**	–0.01***	–0.01**
Спостереження	67	67	67	67
Скоригований R^2	0.33	0.28	0.26	0.23
Тест Бройша-Ґодфрі на автокореляцію за допомогою методу найменших квадратів (лаг 4)	p=0.91	p=0.74	p=0.49	p=0.53
Тест Бройша-Пагана-Ґодфрі	p=0.08	p=0.06	p=0.01	p=0.05

Згідно з результатами фіскальна політика України до зламів була за станом близькою до активно-стійкої або нейтральної. Після виявлених зламів фіскальна 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.

2 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 фіскальну 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 фіскальної політики. Зростання державного боргу України з експоненційним трендом було спричинене двома основними ендогенними чинниками: пасивною фіскальною політикою у 2006 – 2008 роках, що унеможливлювало формування резервів для майбутніх економічних спадів (звужений фіскальний 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 фіскальної 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 фіскальної 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 фіскальної політики змінюється на пасивний у періоди додатного розриву випуску. У періоди економічного спаду фіскальна 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 фіскальна 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 фіскальна 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 фіскальна політика є проциклічною, хоч і з браком статистичної значущості.

Таблиця 5. Реакція фіскальної 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 (+)	
Залежна змінна	$prsurpl$	cab	$prsurpl$	cab	$prsurpl$	cab
Константа	0.01***	0.02**	0.01	0.01*	0.01	0.01**
$d_2010q03$	–0.07***	–0.07***	–0.08***	–0.08***	–0.09***	–0.09***
$prsurpl_{t-4}$/ cab_{t-4}	0.20*	0.30***	0.20	0.30***	0.22*	0.37***
pol_t	–0.01***	–0.01***	–0.02***	–0.01**	–0.01***	–0.01**
gap_{t-4} (–)	0.19	0.16	–0.11	–0.1	–0.12	–0.10
gap_{t-4} (+)	–0.25***	–0.19***	–0.02	0.01	–0.01	–0.01
d_debt_{t-4} (–)	0.05	0.03	0.04	0.04	0.03**	0.04
d_debt_{t-4} (+)	0.03***	0.04*	0.03***	0.04***	0.07	0.06
Спостереження	68	68	68	68	67	67
Скоригований R^2	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 перемикання режимів фіскальної політики (від нейтрального до пасивного) відбувається під впливом фази циклу ділової активності, а зростання рівня боргу лише посилює стійкість фіскальної політики. Як згадувалося в розділі "Огляд літератури", асиметрія режимів фіскальної політики, пов'язана з розривом випуску, несе ризики для фіскальної стійкості. Проциклічність фіскальної політики в часи економічного зростання та відсутність проциклічності під час спаду економіки призводить до звуження фіскального простору уряду та створює умови для подальшого накопичення боргу, що не завжди супроводжується позитивною економічною динамікою. Стійкість фіскальної 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, фіскальна 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 перемикання 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 γ контролює нахил транзитивної функції згідно з Тересвірта (Teräsvirta, 2004), коли $\gamma \to \infty$, модель LSTR1 наближається до моделі перемикання режимів Маркова з двома режимами, що мають однаковіваріації. Модель LSTR2 уцьому 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 перемикання режимів, та допускаємо не такий швидкий перехід між режимами, як у моделях перемикання Маркова.

Згідно з методикою ми тестували співвідношення державного боргу і ВВП (*debt*) та розрив випуску (*gap*) як можливі транзитивні змінні. Методи тестування детально описано в працях Тересвірта (Teräsvirta, 1994, 1998)[3]. 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	
Транзитивна змінна	$debt_{t-6}$		gap_{t-8}		$debt_{t-6}$		gap_{t-8}	
	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**
γ	2052.90		7.40		2425		4.80	
C1	0.71***		0.07***		0.71***		0.08***	
Спостереження	65		63		65		63	
Скоригований R^2	0.53		0.43		0.55		0.38	
Тест на відсутність автокореляції (p-значення)	лаг 1= 0.94	лаг 2= 0.98	лаг 1= 0.1	лаг 2= 0.14	лаг 1= 0.29	лаг 2= 0.44	лаг 1= 0.41	лаг 2= 0.58
	лаг 3= 0.99	лаг 4= 0.98	лаг 3= 0.3	лаг 4= 0.41	лаг 3= 0.59	лаг 4= 0.75	лаг 3= 0.63	лаг 4= 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 *γ* вказують на досить швидке перемикання режимів, коли транзитивною змінною є $debt_{t-6}$, тоді як за gap_{t-8} перемикання відносно повільне. Статистична незначущість *γ* виправдана тим, що для великих значень *γ* та малої вибірки даних складно визначити кривизну транзитивної функції, адже це потребує великої кількості спостережень довкола точки C1. Цей факт збільшує стандартні похибки для *γ*. Також потрібно зазначити, що стандартна t-статистика не може бути коректно інтерпретована, тому що вона призначена для перевірки гіпотези *γ* = 0, тоді як у моделі LSTR для γ 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 співвідношенням 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 фіскальна політика перемикається на активний режим у двох випадках: за великого значення показника[4] 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 можнанедостатньою негативною кореляцією між рівнем боргу та циклом ділової активності для значної частити нашої вибірки.

У цьому дослідженні також було проведено тести на наявність нелінійних взаємозв'язків у ФРФП України за умови, що перемикається лише одна змінна ($d_debtt-4$, або $gapt-4$). 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 перемикання, тоді як показники боргу є більш-менш монотонними. Це підтверджує результати сплайнових регресій (таблиця 5), котрі вказують на кардинальне перемикання коефіцієнтів розриву випуску в різні фази економічної динаміки. Проте моделі LSTR1 також демонструють, що фіскальна політика в Україні не була в пасивному стані за цілої низки позитивних значень циклу ділової активності. Перемикання в активний режим відбувалося за екстремально високих значень розриву випуску.

На нашу думку, перехід фіскальної 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. Перемикання фіскальної політики в активний режим за високого показника боргу відповідає феномену "фіскальної 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 фіскальної політики з перемиканням режимів в Україні.

Застосування альтернативних підходів до тестування структурних зламів даних дало нам змогу ідентифікувати перемикання режимів у пасивний стан у третьому кварталі 2006 року. Протягом 2006 – 2015 років фіскальна 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: фіскальна 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 фіскального простору для забезпечення активної фіскальної 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 фіскальна політика в Україні перемикається на активний режим після того, як співвідношення боргу і ВВП перетинає порогове значення 50%, і таке перемикання 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 фіскальної політики на рівень боргу. Визначені нелінійні ефекти відповідають феномену так званої "фіскальної виснаженості", що була описана Гошем та співавторами (Ghosh et al., 2013). Дане поняття означає, що фіскальна 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 фіскальної політики на різні фази економічного циклу (проциклічна фіскальна 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 фіскального простору під час зростання економіки. В результаті за високого рівня боргу уряд не міг використовувати фіскальні 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;

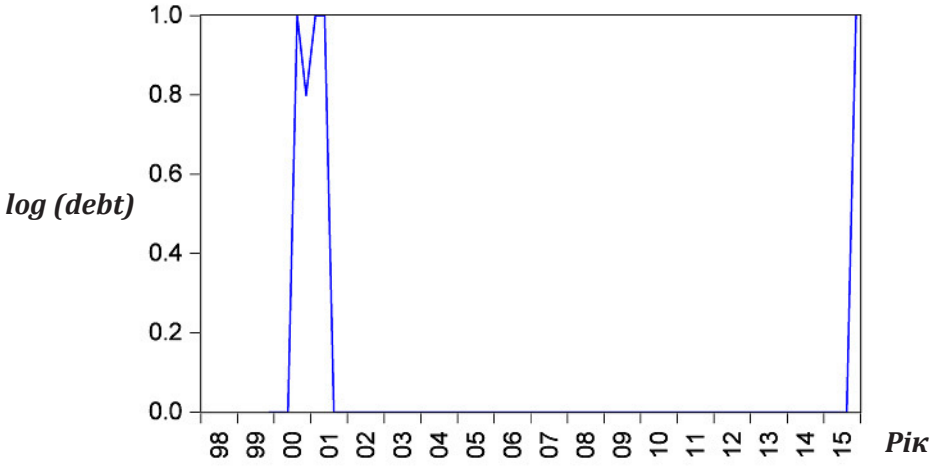
2) розробка фіскальних правил, що обмежують застосування проциклічної фіскальної політики під час майбутніх фаз циклічного зростання економіки.

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

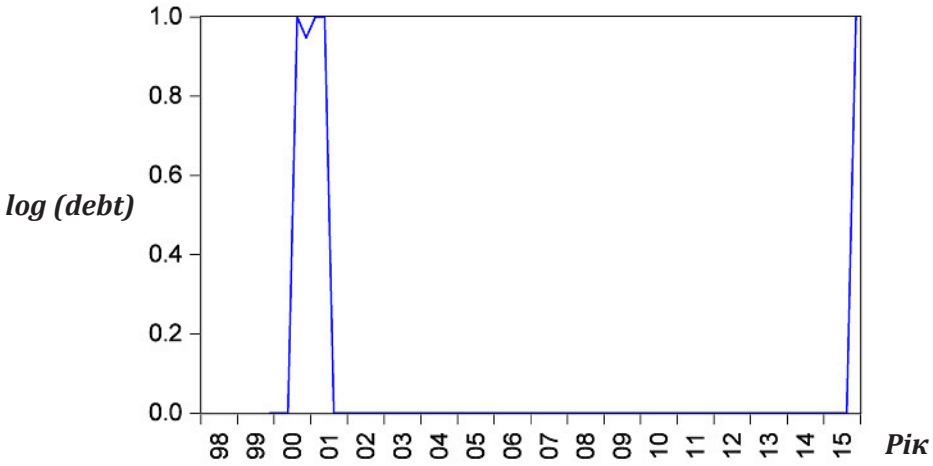
ДОДАТОК 1.

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

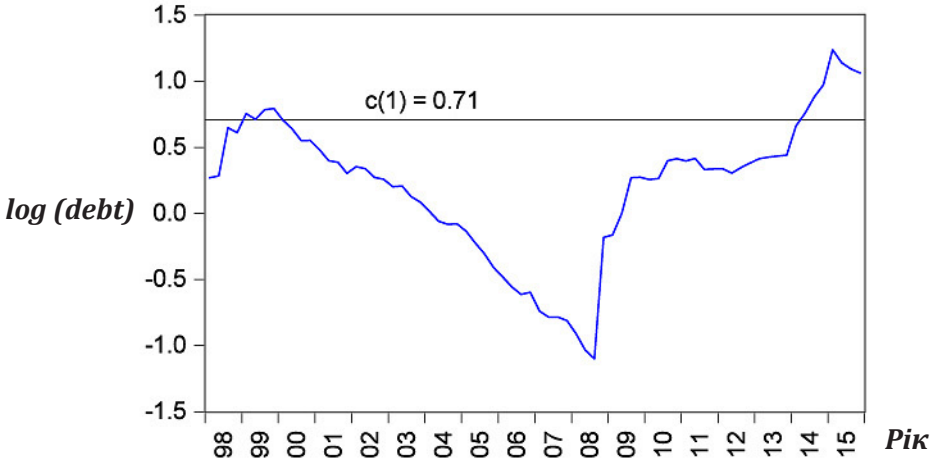
Тразитна функція. Залежна змінна – *prsurpl*. Транзитна змінна – *debt(t-6)*=0.71



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

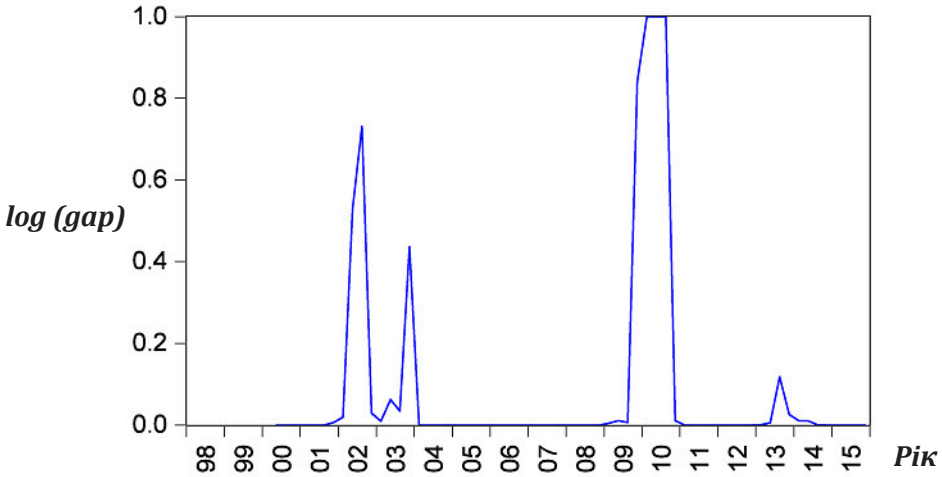


debt

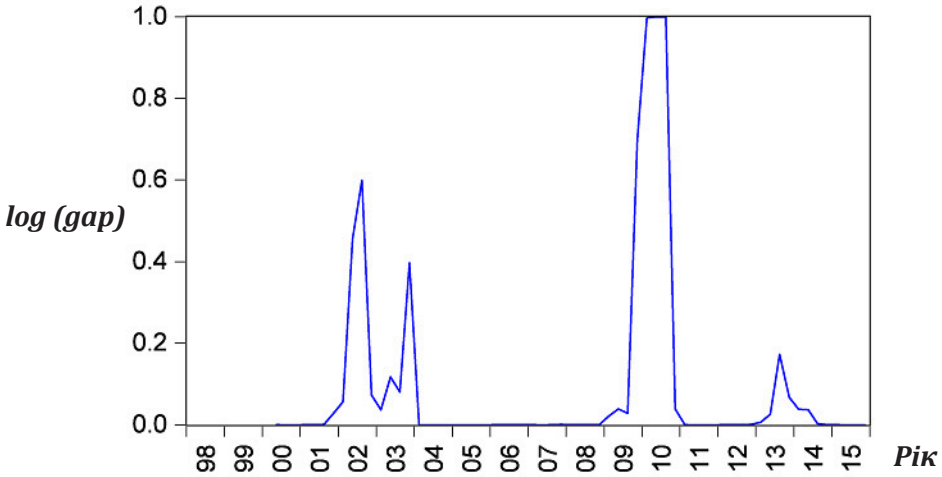


Ймовірність перемикання ФРФП на нелінійний режим (активна фіскальна політика) та динаміка транзитних змінних порівняно з оціненими пороговими значеннями

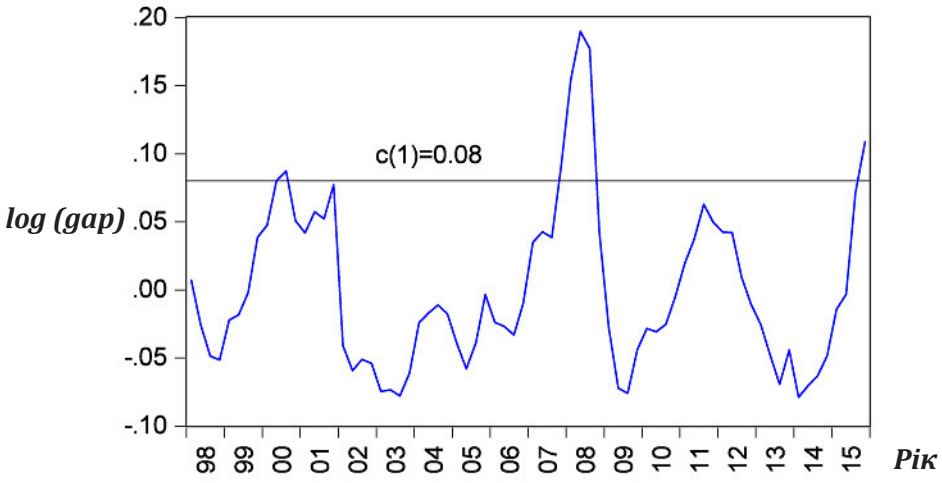
Тразитна функція. Залежна змінна – *prsurpl*. Транзитна змінна – *gap(t-6)*=0.08



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.
- Claeys 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. Krätzig, eds., *Applied Time Series Econometrics*.