



Національний
банк України

ISSN 2310-2624

ВІСНИК

НАЦІОНАЛЬНОГО БАНКУ УКРАЇНИ

Щоквартальний
науково-практичний
журнал

№ 243
1/2018

Антон Груй, Володимир Лепушинський, Сергій Ніколайчук
Нейтральна реальна відсоткова ставка в умовах малої
відкритої економіки: застосування для України 4

Олександр Фарина, Олександр Талавера, Тетяна Юхименко
Що зумовлює розбіжності між офіційними
та онлайн — індексами цін? 23

Первін Дадашова, Магнус Йонссон, Ганна Онищенко
Макроекономічні ефекти від упровадження буфера
консервації капіталу в українському банківському секторі 36

Щоквартальний науково-практичний журнал <https://doi.org/10.26531/vnбу2018.243>

Редакційна колегія:

Дмитро Сологуб

Голова редакційної колегії,
заступник Голови Національного
банку України

Том Купе

Професор Університету
Кентербері, PhD

Олег Кореньок

Професор Університету
Співдружності Вірджинії, PhD

Олексій Кривцов

Директор Департаменту
міжнародного економічного
аналізу Банку Канади, PhD

Олександр Петрик

Професор Університету банківської справи,
м. Київ, доктор економічних наук

Інна Співак

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

Андрій Цапін

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

Сергій Ніколайчук

Заступник голови редакційної колегії,
директор Департаменту монетарної політики
та економічного аналізу Національного банку
України, PhD

Юрій Городніченко

Професор Університету Каліфорнії,
Берклі, PhD

Віктор Козюк

Професор Тернопільського національного
економічного університету, доктор економічних
наук, член Ради Національного банку України

Тимофій Милованов

Професор Університету Пітсбургу, почесний
президент Київської школи економіки, заступник
Голови Ради Національного банку, PhD

Марко Шкреб

Консультант із діяльності центральних банків

Олександр Талавера

Професор Університету Суонсі, PhD

Віталій Ваврищук

Директор Департаменту фінансової стабільності
Національного банку України

Вадим Волосович

Професор Університету
Еразма Роттердамського,
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 1995–2018

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!

У поточному випуску журналу “Вісник Національного банку України” розглядаються практичні проблеми, які постають перед центральними банками в процесі проведення монетарної та макропруденційної політики. Висновки, викладені в публікованих дослідженнях, мають важливе значення для проведення регуляторної політики.

У першій статті випуску “Нейтральна реальна відсоткова ставка в умовах малої відкритої економіки: застосування для України” Антон Груй, Володимир Лепушинський та Сергій Ніколайчук розраховують нейтральну відсоткову ставку в Україні, яку центральний банк може використовувати для визначення стану монетарної політики. Автори наголошують, що поточна ставка Національного банку України перевищує розрахункову нейтральну ставку. Цей розрив має залишатися додатним упродовж певного часу для забезпечення стійкої дезінфляції та досягнення інфляційних цілей.

У статті “Що зумовлює розбіжності між офіційними та онлайн – індексами цін?” Олександра Фарини, Олександра Талавери і Тетяни Юхименко представлено унікальний масив даних щодо цін на споживчі товари в Інтернеті, який збирає Національний банк України, та продемонстровано можливості цього масиву щодо відтворення динаміки офіційного ІСЦ. Важливим висновком наукової праці є те, що онлайн-ціни можуть відображати нову інформацію, не охоплену офіційними статистичними даними. Таким чином, цей великий масив даних є для центрального банку України додатковим інструментом вивчення динаміки цін, який може бути корисним для забезпечення цінової стабільності.

У третій статті випуску “Макроекономічні ефекти від упровадження буфера консервації капіталу в українському банківському секторі” Первін Дадашова, Магнус Йонссон та Ганна Онищенко за допомогою динамічної стохастичної моделі загальної рівноваги досліджують макроекономічні результати запровадження буфера консервації капіталу в Україні. Хоча нові регулятивні вимоги мають довгострокові переваги завдяки підвищенню стійкості банківської системи, дослідники шукають шляхи зменшення короткострокових втрат випуску. У цьому дослідженні стверджується, що рівень втрат можна суттєво зменшити, попередньо оголосивши про нововведення та поступово запроваджуючи такий буфер.

Ми переконані, що статті випуску стимулюватимуть обговорення і сприятимуть подальшим дослідженням проблем, пов'язаних із проведенням монетарної та макропруденційної політики центрального банку. Підкреслимо: “Вісник Національного банку України” – це журнал, що дотримується кращих видавничих стандартів, індексований IDEAS/RePEc, Index Copernicus International та Ulrich. Ми заохочуємо авторів до проведення високоякісних досліджень та пропонуємо майданчик для наукових дискусій з актуальних питань в економічній та фінансовій сферах. Редакційна колегія запрошує дослідників надавати свої рукописи для публікації у “Віснику Національного банку України”.

*З найкращими побажаннями
Дмитро Сологуб*

НЕЙТРАЛЬНА РЕАЛЬНА ВІДСОТКОВА СТАВКА В УМОВАХ МАЛОЇ ВІДКРИТОЇ ЕКОНОМІКИ: ЗАСТОСУВАННЯ ДЛЯ УКРАЇНИ

АНТОН ГРУЙ^а, ВОЛОДИМИР ЛЕПУШИНСЬКИЙ^б, СЕРГІЙ НІКОЛАЙЧУК^{с*}

^аНаціональний банк України
Email: Anton.Grui@bank.gov.ua

^бНаціональний банк України
Email: Volodymyr.Lepushynskiy@bank.gov.ua

^сНаціональний банк України
Email: Serhii.Nikolaichuk@bank.gov.ua

Анотація

У статті розраховано нейтральну відсоткову ставку в Україні шляхом застосування фільтра Калмана до напівструктурної моделі з неспостережуваними змінними. За основу взято середньострокову концепцію нейтральної відсоткової ставки, згідно з якою це реальна відсоткова ставка, що відповідає стану економіки, в якому ВВП перебуває на потенційному рівні, а інфляція – на цільовому після вичерпання всіх циклічних шоків. Згідно з цією концепцією і з урахуванням того, що Україна є малою відкритою економікою, нейтральна відсоткова ставка визначається вартістю капіталу в глобальній економіці і внутрішніми довгостроковими факторами, що впливають на премію за ризик і зміну реального обмінного курсу. Базуючись на довгострокових прогнозах щодо ВВП, демографічних тенденцій, коливань реального обмінного курсу та премії за ризик, ми очікуємо поступового зниження нейтральної відсоткової ставки з 2.5% на початок 2018 року до 2% в реальному вираженні, або до 7% — у номінальному, за 5-відсоткової інфляційної цілі. Однак у найближчі роки розрив між обліковою ставкою Національного банку України й нейтральною ставкою має залишатися додатним, відображаючи жорсткі монетарні умови, необхідні для забезпечення стійкої дезінфляції.

Класифікація JEL: C32, E43, E52

Ключові слова: нейтральна відсоткова ставка, фільтр Калмана, стан монетарної політики.

1. ВСТУП

У 1898 році Кнут Віксель запропонував поняття природної ставки відсотка, за якої “попит на кредитний капітал та пропозиція заощаджень повністю збігаються, і яка більшою чи меншою мірою відповідає очікуваному прибутку від новоутвореного [фізичного] капіталу” (Wicksell, 1898). На думку Вікселя, природна ставка повністю визначається реальним сектором економіки і є нейтральною відносно цін на товари: вона не має схильності ані підвищувати, ані знижувати їх. Кредитні ставки тяжіють до природної ставки, однак можуть відхилятися від неї

через кредитну експансію банків. За таких обставин висхідний тиск на ціни триває, доки існує розрив між кредитними ставками й природною ставкою.

Кейнс критикував поняття природної ставки Вікселя, зазначаючи, що ця концепція “не містить нічого, що могло б зробити якийсь корисний чи вагомий внесок (в аналіз економіки)”. Кейнс підкреслював, що визначення природної ставки не передбачає повної зайнятості, а припускає лише стабільний рівень цін. На зміну концепції природної ставки він запропонував поняття “нейтральної” чи “оптимальної” ставки відсотка, “що харак-

* Автори вдячні за обговорення та корисні зауваження Магнусу Йонссону, Девіду Ваврі та Олесі Верченко, а також учасникам семінарів, що проходилися в Національному банку України та Банку Литви. Погляди, висловлені в статті, відображають позицію її авторів і можуть не збігатися з офіційною позицією Національного банку України.

терна для стану рівноваги в економіці, коли показники ВВП і зайнятості є такими, що еластичність зайнятості в цілому дорівнює нулю” (Keynes, 1936). Сучасною мовою це означає, що ВВП перебуває на потенційному рівні, а економіка характеризується повною зайнятістю (таким чином, зайнятість не реагує на додаткове підвищення попиту на продукцію, що означає нульову еластичність).

Сучасна монетарна політика базується на моделях, які просто не відображають цю давню дискусію між австрійською (яка розвивала ідеї Вікселя) та кейнсіанською школами економічної думки. Нині для цілей монетарної політики природна ставка та нейтральна ставка виражають однакове поняття: середньострокову концепцію рівноважної відсоткової ставки, що визначається як короткострокова безризикова реальна відсоткова ставка, яка відповідає ВВП на потенційному рівні й інфляції на цільовому рівні після вичерпання ефектів усіх циклічних шоків.

У цій статті ми вживаємо термін “нейтральна відсоткова ставка”, оскільки за такої рівноважної ставки позиція монетарної політики не чинить ані інфляційного, ані дефляційного тиску.

Таким чином, монетарна політика вважається стримуючою (експансивною), якщо короткострокова відсоткова ставка політики в реальному вираженні перевищує (є меншою за) нейтральну відсоткову ставку. Правило монетарної політики щодо формування відсоткової ставки, вперше сформульоване Джоном Тейлором (Taylor, 1993), безпосередньо використовує дану концепцію. Згідно із цим правилом реальна відсоткова ставка повинна перевищувати 2-відсоткову “рівноважну” реальну ставку при перевищенні інфляцією цілі і навпаки, за інших рівних умов. Незважаючи на те, що в праці Тейлора минула інфляція слугує індикатором очікуваної інфляції, на практиці багато центральних банків використовують інфляційні прогнози, фактично спираючись на режим таргетування інфляційного прогнозу (Svensson, 1997). Таким чином, нейтральна відсоткова ставка — це рівень ставки, до якого відсоткові ставки збігаються в рівноважному стані.

На практиці оцінка нейтральної відсоткової ставки є нелегким завданням для творців монетарної політики. По-перше, це неспостережувана змінна, яка визначається на основі даних, часто з високим рівнем невизначеності. По-друге, в той час як нейтральна відсоткова ставка має за визначенням відображати повільні довгострокові структурні фактори, вони є вельми нестійкими, особливо в економіках із ринками, що розвиваються, які зазнають впливу швидких структурних змін і періодичних фінансових потрясінь.

Останнім часом темі вимірювання нейтральної відсоткової ставки приділяється значна увага в економічній літературі. Основний фокус зосереджено на розвинутих економіках, у яких наднизькі відсоткові ставки не змогли стати необхідним стимулом, оскільки рівень реальної нейтральної відсоткової ставки також суттєво знизився: у США він знизився з докризового значення на рівні 2% майже до 0% (Holston et al. (2017), Ball et al. (2016), Carvalho et al. (2016) з-поміж інших). Основними факторами, які є причиною зниження реальної нейтральної відсоткової ставки в розвинутих економіках, вважаються демографічні тенденції (зростання частки старшого

та зорієнтованого на заощадження населення), а також уповільнення зростання продуктивності, загальний надлишок заощаджень і стабільно низький попит на капітал.

У цій статті аналіз зосереджено на умовах малої відкритої економіки та застосовується до українських даних. Наш емпіричний підхід базується на напівструктурній моделі з неспостережуваними змінними з використанням алгоритму фільтра Калмана. Ми використовуємо показники реального ВВП, інфляції, обмінного курсу та короткострокової відсоткової ставки для отримання довгострокових трендів або рівноважних складових ВВП, обмінного курсу та відсоткової ставки.

Наш підхід відрізняється від інших досліджень тим, що особливу увагу приділено рисам малої відкритої економіки, таких як важливість змін реального обмінного курсу і премії за ризик у визначенні нейтральної відсоткової ставки. Зокрема, ми виходимо з того, що Україна, як мала відкрита економіка, приймає ту вартість капіталу, що визначається на світових ринках капіталу і коригується через премію за ризик. Крім того, ця “зовнішня” вартість капіталу в іноземній валюті розкладається на нейтральну відсоткову ставку в національній валюті і зміни тренду реального обмінного курсу.

У процесі нашого аналізу було отримано такі результати. По-перше, нейтральна відсоткова ставка в Україні вельми нестійка з 2005 року, що здебільшого є відображенням значних коливань розміру премії за ризик. По-друге, більшість часу протягом 2005–2015 рр. Національний банк України (НБУ) допускав м’який монетарний стан, коли рівень реальної відсоткової ставки був значно нижчим від рівня нейтральної відсоткової ставки. Такий виразно акомодуючий характер монетарної політики був основною причиною відносно високої та нестійкої інфляції в Україні. Однак із початку 2016 року рівень облікової ставки НБУ в реальному вираженні значно вищий за нейтральну відсоткову ставку, що забезпечує дезінфляційні процеси згідно з проголошеним режимом інфляційного таргетування. По-третє, згідно з прогнозами нейтральної відсоткової ставки, здійсненими на основі передбачень щодо продуктивності, демографічних тенденцій, змін реального обмінного курсу та премії за ризик, нейтральна ставка поступово знижуватиметься з 2.5% на початку 2018 року до 2% у реальному вираженні, або до 7% у номінальному вираженні за середньострокової інфляційної цілі на рівні 5%. Однак поточний розрив між обліковою ставкою НБУ та нейтральною відсотковою ставкою має залишатися додатним, відображаючи жорстку монетарну політику, яка необхідна для забезпечення стійкої дезінфляції.

Решта статті складається з таких розділів. У другому розділі подано короткий огляд літератури, у третьому — представлено аналітичний підхід, що використовується для емпіричної оцінки нейтральної відсоткової ставки в Україні. Результати аналізу та їх значення описано в четвертому розділі. В останньому розділі містяться висновки.

2. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

Незважаючи на те, що нейтральна відсоткова ставка відіграє ключову роль у правилі Тейлора, лише нещодавно питанню розрахунку нейтральної відсоткової ставки було присвячено значну кількість праць. У за-

садничій праці Laubach and Williams (2003) представлено розрахунки нейтральної ставки США на основі фільтра Калмана, що призвело до повсюдного застосування в центральних банках напівструктурних моделей, доповнених статистичними фільтрами та моделями простору станів (напр., Baksa et al. (2013) та Kreptsev et al. (2016) для ринків, що розвиваються).

Серед інших популярних методів виокремлюють:

1) застосування простих статистичних фільтрів, зокрема динамічних фільтрів Ходріка-Прескотта, Равна-Ухліга та Крістіано-Фіцджеральда (напр., Perelli and Roache (2014) застосували ці фільтри до фактичних реальних відсоткових ставок в Україні та інших країнах і дійшли висновку, що в Україні реальна нейтральна відсоткова ставка змінилася з 3.2% у 2002–2004 рр. та -4.4% у 2005–2008 рр. до 3.1% у 2010–2013 рр., продемонструвавши одну з найвищих варіацій у вибірці країн);

2) використання динамічних стохастичних моделей загальної рівноваги (часто новокейнсіанських моделей), які передбачають залежність між змінними на основі економічної теорії з метою побудови “ідеальної” економіки, що характеризується повною зайнятістю або гнучкими цінами та зарплатами (напр., Barsky et al., 2014; Del Negro et al., 2015 та Curdia et al., 2015);

3) оцінка природної ставки відсотка на основі спільного руху дохідностей фінансових інструментів або оцінки нахилу кривої дохідності (напр., Giammarioli and Valla, 2004; Basdevant et al., 2004).

Прості статистичні фільтри погано підходять до українських реалій, для яких характерними є значні коливання реальної відсоткової ставки в минулому через українську інфляцію та номінальну відсоткову ставку в умовах прив'язки обмінного курсу. Натомість напівструктурні моделі, що накладають помірні теоретичні обмеження, враховують під час оцінювання додаткову інформацію з інших макроекономічних показників, таких як інфляція та ВВП. Іншою суттєвою перевагою більш структурного підходу є те, що завдяки накладенню певних фундаментальних обмежень легше розрізнити, наскільки волатильність реальної ставки в окремі періоди відображає саме коливання нейтральної ставки, а наскільки – зміни в проведенні політики. Це неможливо здійснити, покладаючись лише на прості фільтри.

Натомість динамічні стохастичні моделі загальної рівноваги накладають занадто жорсткі теоретичні обмеження, яким притаманна більша схильність до помилок специфікації, особливо за наявності майже нестационарності в спостережуваних відсоткових ставках (Pescatori and Turunen, 2015). Крім того, нейтральні відсоткові ставки, які враховують із використанням динамічних стохастичних моделей загальної рівноваги, можуть суттєво змінюватися залежно від окремих специфічних припущень у моделі. Рівняння напівструктурних моделей формулюються на основі структурних рівнянь новокейнсіанських моделей, однак мають гнучкішу форму. На противагу динамічним стохастичним моделям загальної рівноваги, використання напівструктурних моделей накладає менше економічних обмежень на дані і в результаті є стійкішим щодо можливих помилок у специфікації моделі.

Урахування інформації про фінансові ринки є доволі перспективним напрямом, але лише для майбутніх досліджень у випадку України через недостатню розвинутість ринку та наявність лише короткого періоду активної монетарної політики (запровадження політики інфляційного таргетування відбулося лише у 2015 році).

Превалююча теоретична концепція, що використовується у напівструктурних моделях та динамічних стохастичних моделях загальної рівноваги, визначає нейтральну відсоткову ставку як фактор, що урівноважує заощадження та інвестиції і не чинить ані інфляційного, ані дефляційного тиску. Це означає, що нейтральна відсоткова ставка – це ставка відсотка, що має переважати в середньостроковій перспективі після зникнення наслідків шоків бізнес-циклу та стабілізації ВВП на потенційному рівні (або на рівні повної зайнятості). Таким чином, відхилення спостережуваної облікової ставки від нейтральної ставки визначає стан монетарної політики.

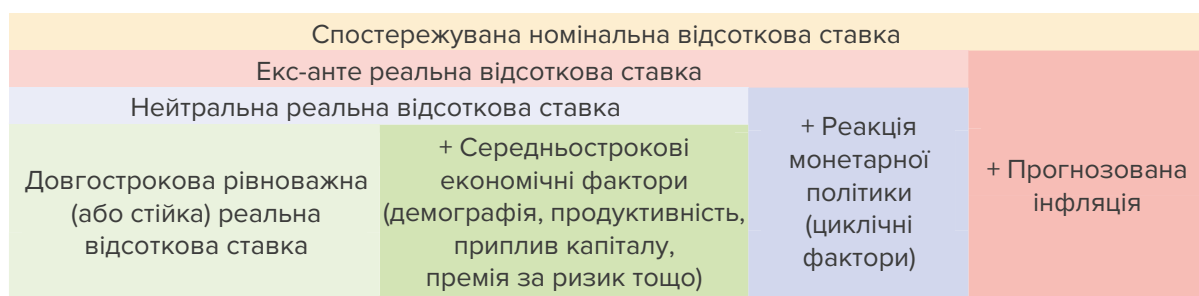
На глобальному рівні (або в умовах закритої економіки) основну роль у визначенні нейтральної відсоткової ставки відіграє рівняння Ейлера, де споживач є байдужим у виборі між додатковим споживанням і заощадженням, а рівень нейтральної відсоткової ставки прив'язаний до темпів зростання потенційного ВВП¹. Рівняння Ейлера надає підхід для аналізу визначальних факторів нейтральної відсоткової ставки через їх вплив на заощадження та інвестиції. До таких визначальних факторів належать довгострокові (схильність домогосподарств до заощадження, демографічні тенденції і технологічні інновації) та середньострокові фактори (шоки продуктивності, дисбаланси заощаджень у приватному або державному секторах та порушення рівноваги на фінансовому ринку або в економічній політиці), що багатьма способами впливають на рішення щодо заощаджень або інвестицій.

Ураховуючи досить тривалий період для заспокоєння ринків та врівноваження всіх економічних показників на стабільних темпах зростання, а також за відсутності нових шоків, ми отримуємо рівноважний або стійкий стан економіки, а отже, рівноважні відсоткові ставки згідно з довгостроковою концепцією.

На графіку 1 схематично відображено всі зазначені ставки та концепції.

Однак навіть погоджуючись із концепцією нейтральної відсоткової ставки, що узгоджується з нульовим розривом ВВП у середньостроковій перспективі, обґрунтування оцінок виключно внутрішніми факторами, котрі визначають рівень заощаджень та інвестицій, не є найкращим підходом для умов малої відкритої економіки. Адже для таких економік розрив між заощадженнями та інвестиціями може покриватися за рахунок припливу капіталу. Mendes (2014) вказує на те, що внутрішній попит на інвестиції в умовах відкритої економіки задовольняється не лише наявними внутрішніми заощадженнями, а й пропозицією іноземних заощаджень. Крім того, якщо країна не має впливу на ринкові ціни, внутрішні фактори не відіграють жодного значення, а нейтральна відсоткова ставка визначається лише зовнішніми факторами. Perelli and Roache (2014) також демонструють, що в економіках, які розвиваються, реальні ставки значною мірою залежать від світових факторів, котрі визначають як тренди, так і циклічні рухи. IMF (2014) доводить, що за-

¹ Див. додатково: Parker (2007).

Графік 1. Декомпозиція короткострокових номінальних ставок

гальні світові фактори відіграють надзвичайно важливу роль у формуванні відсоткових ставок в умовах розширення міжнародної фінансової інтеграції.

Однак Perrelli and Roache (2014) доводять, що частковий вплив на рівень нейтральної відсоткової ставки можуть мати внутрішні фактори в разі неповної фінансової інтеграції. Крім того, країна може мати суверенну премію за ризик, що також залежить від внутрішніх факторів. Mendes (2014) пропонує використовувати внутрішні чисті міжнародні активи як фактор такої премії. Розмір премії зменшується, коли міжнародні активи накопичуються на внутрішньому рівні. До інших внутрішніх факторів належать кредитні спреди і зростання потенційного ВВП. Кредитні спреди зменшують інвестиції та збільшують заощадження, водночас зменшуючи нейтральну відсоткову ставку. Зростання потенційного ВВП відображає зростання продуктивності і, ймовірно, формує попит на інвестиції. Однак автор не дає однозначної оцінки щодо відносної важливості внутрішніх та зовнішніх факторів для економіки Канади.

Kreptsev et al. (2016) зазначають, що нейтральна відсоткова ставка повинна усунути арбітраж між інвестиціями у фізичні та фінансові активи, так само як і між внутрішніми та зовнішніми активами (через непокритий відсотковий паритет). У літературі ці умови часто розглядаються окремо, однак їх можливо поєднати в загальній моделі рівноваги. Автори аналізують різні підходи до розрахунку нейтральної відсоткової ставки й отримують широкий спектр оцінок для російської економіки.

Серед нещодавніх досліджень щодо оцінки нейтральних відсоткових ставок в економіках, що розвиваються, слід відзначити працю Stefański (2017), який вносить певні нові елементи до методу Laubach and Williams (2003), застосовуючи його до економік Центрально-Східної Європи (ЦСЄ). Дослідник доходить висновку, що рівень відсоткових ставок у країнах ЦСЄ знизився порівняно з докризовим періодом (до 2008 року) внаслідок ефектів переносу з розвинутих економік. Основним джерелом такого переносу є уповільнення зростання потенційного ВВП внаслідок впливу глобальних факторів. Старіння населення в ЄС також посприяло зниженню нейтральних відсоткових ставок, що, правда, вплив цього фактора другорядний.

3. АНАЛІТИЧНИЙ ПІДХІД

В умовах закритої економіки або на світовому рівні джерелом фінансування всіх інвестицій є заощадження, тому інвестиції та заощадження урівноважуються. Рівновага досягається на перетині функцій схильності до заощаджень та схильності до інвестування (графік 2, ліво-

руч). Схильність до заощаджень зростає з підвищенням рівня доходності, тоді як схильність до інвестування знижується зі зростанням витрат.

Натомість в умовах малої відкритої економіки рівні інвестицій і заощаджень не обов'язково мають бути однаковими. Насправді Україна інвестує більше, ніж заощаджує. Різниця покривається за рахунок припливу іноземного капіталу, ціну якого Україна приймає. Однак наявні суми капітальних вливань є практично необмеженими, а це означає, що крива пропозиції капіталу є пологою (графік 2, праворуч).

Україна є типовим прикладом малої відкритої економіки. Частка нашої країни у світовому ВВП незначна (згідно з даними Світового банку у 2016 році становила 0.1%), а відношення обсягу зовнішнього товарообороту до ВВП перевищує 100%. Водночас фінансовий ринок України є слабким і невеликим.

Таким чином, можемо припустити, що внутрішні економічні тенденції в Україні не впливають на рівень відсоткових ставок у світі. Mundell (1963) висловив ідентичне припущення під час дослідження економіки Канади. Безумовно, ми не можемо використати інше припущення Манделла щодо стійкості поточного обмінного курсу. Натомість маємо врахувати зміни обмінного курсу, які є необхідними для досягнення паритету відсоткових ставок.

Нам також слід скоригувати інше припущення Манделла щодо бездоганної мобільності капіталу, яке означає, що припливи міжнародного капіталу повністю зрівнюють відсоткові ставки всередині країни й у світі. Однак у випадку України слід врахувати власну премію за ризик.

Таким чином, в основі цього дослідження лежить положення про те, що світові фактори відіграють основну роль у визначенні вартості капіталу для України. Водночас премія за ризик залежить також від характерних для окремої країни внутрішніх факторів, таких як фіскальна та зовнішня стійкість, політична нестабільність, ефективність роботи банківського сектору, демографічні зміни тощо.

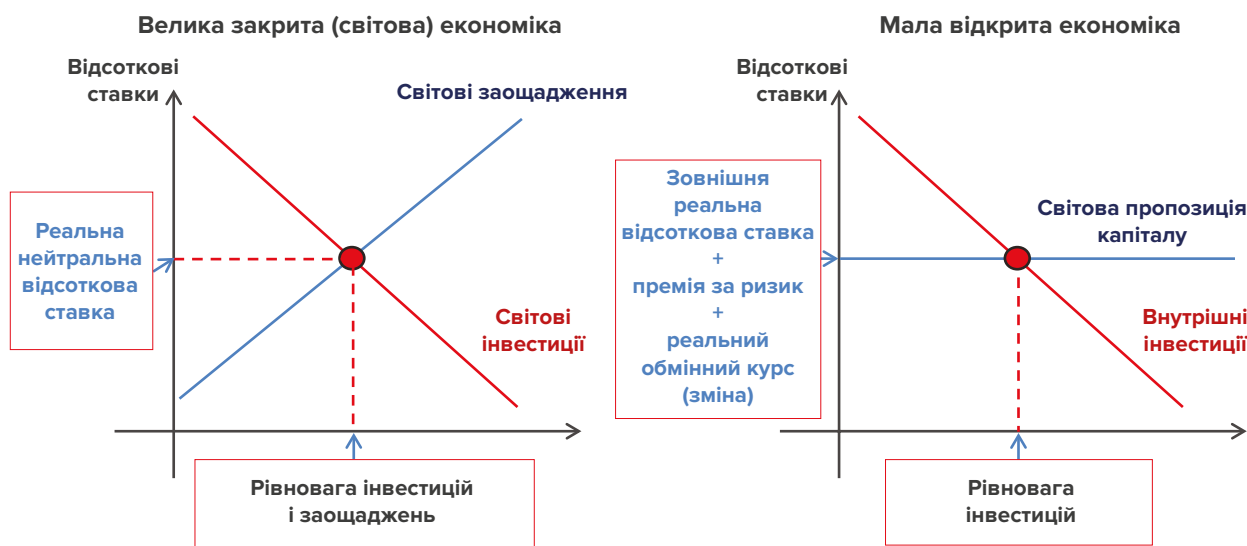
Ми використовуємо непокритий відсотковий паритет як центральну точку для розрахунку нейтральної реальної відсоткової ставки в середньостроковій перспективі:

$$r = r^* - \Delta z + gp,$$

де

r^* – світова реальна відсоткова ставка (або глобальна вартість капіталу);

Графік 2. Різниця між визначенням реальної нейтральної відсоткової ставки в закритій економіці та в малій відкритій економіці



Δz – прогнозована зміна реального обмінного курсу, де зростання означає ревальвацію національної валюти. Ревальвація реального обмінного курсу означає, що внутрішні активи стають ціннішими. Таким чином, інвестор отримує дохід не лише у формі виплат за відсотками в національній валюті, а й додатково від підвищення вартості внутрішніх активів. Отже, вищий дохід від реальної ревальвації (через посилення номінального обмінного курсу та/або вище зростання внутрішніх цін) означає, що інвестор погодиться на нижчу відсоткову ставку в національній валюті.

В умовах економіки, що розвивається, це відображає ефект Баласса-Самуельсона, або процес “надолужування” рівня розвинутих економік. Швидші темпи зростання продуктивності в умовах економіки, що розвивається, приводять до зміцнення реального обмінного курсу. Інші фактори також відіграють роль у визначенні динаміки реального обмінного курсу. Насправді в оцінюванні довгострокового тренду реального обмінного курсу, спираючись на логіку методології оцінки зовнішнього балансу, розробленої Phillips et al. (2013), ми беремо до уваги ряд внутрішніх факторів. Однак також порівнюємо ці внутрішні фактори з відповідними факторами світової економіки. Такий підхід відповідає концепції малої відкритої економіки, яка є основним предметом нашого дослідження.

rp – це премія за ризик конкретної країни. Інвестори вимагають компенсації за вхід на внутрішній ринок. Це відображає всі інші фактори на додачу до відсоткових ставок та обмінного курсу. Наприклад, Archibald and Hunter (2001) вказують на такі фактори збільшення премії за ризик:

- значна і стійка заборгованість;
- низька якість економічної політики та недостатня прозорість;
- побоювання щодо непрогнозованих рухів обмінного курсу;

- малі або неліквідні ринки, що створюють фінансові труднощі для виведення інвестицій.

Ми вважаємо метод визначення реальної відсоткової ставки на основі непокритого відсоткового паритету найдоцільнішим у випадку України, особливо для цілей формування політики. Логіка, що лежить в основі методів, які базуються виключно на внутрішніх визначальних факторах реальної ставки політики, можуть слугувати хибним орієнтиром для монетарної політики, якщо йдеться про малу відкриту економіку. Наприклад, у випадку рівняння Ейлера вищий рівень зростання потенційного ВВП призводить до зростання реальної ставки. Ця логіка спрацьовує для великих економік закритого типу в довгостроковій перспективі, однак у середньостроковій перспективі в умовах малої відкритої економіки, що розвивається, вищий рівень зростання потенційного ВВП приводить до швидшої конвергенції економіки з розвинутим світом, а отже, – до реальної ревальвації та нижчого рівня премії за ризик. Це спричиняє зменшення рівня реальної відсоткової ставки.

На історичному періоді оцінювання реальної відсоткової ставки здійснюється за допомогою Квартальної прогнозує моделі НБУ. Модель базується на новокейнсіанській теорії (Nikolaychuk and Sholomytskyi, 2015). Таким чином, реальні відсоткові ставки, отримані на основі непокритого паритету відсоткових ставок, відповідають іншим ключовим показникам, зокрема, тренду реального обмінного курсу та потенційному ВВП.

Дехто може зауважити, що Україна широко використовує інструменти контролю за потоками капіталу і наразі не має належного доступу до міжнародного фінансового ринку. За таких обставин внутрішні умови можуть бути дещо автономними від міжнародних ринків. Це мало б сенс у короткостроковій перспективі. Однак ми розглядаємо реальну відсоткову ставку в середньостроковій перспективі. У цьому разі інструменти контролю за потоками капіталу втрачають актуальність.

Існує величезна кількість наукових праць на підтвердження цього припущення. Багато дослідників не знаходять підтверджень або знаходять дуже слабкі підтвердження того, що заходи контролю за рухом капіталу мають вплив на автономність монетарної політики, наприклад, на формування відсоткових ставок на внутрішньому ринку. De Gregorio et al. (2000) дійшли висновку, що інструменти контролю за потоками капіталу не мають суттєвого впливу на різницю у відсоткових ставках та реальний обмінний курс. Miniane and Rogers (2007) не знайшли підтвердження тому, що інструменти контролю за потоками капіталу ізолюють країни від монетарних шоків у США. Forbes and Warnock (2012) виявили дуже незначний зв'язок між інструментами контролю за потоками капіталу та ймовірністю коливань або призупинення припливу іноземного капіталу. Gunnarsdóttir and Rehnholm (2011) у своєму дослідженні про Ісландію зазначають, що інструменти контролю за потоками капіталу не підвищують автономність монетарної політики, однак мають позитивний вплив на стабілізацію коливань обмінного курсу. Pasricha et al. (2015) знайшли обмежені підтвердження ефективного впливу заходів контролю за потоками капіталу на автономність монетарної політики або обмінного курсу.

Україна завжди використовувала певні види інструментів контролю за потоками капіталу. Однак вони не захищають економіку від впливу монетарних умов у провідних розвинутих економіках через значну активізацію міжнародного руху капіталу. Приплив дешевого капіталу у 2005–2008 рр. істотно вплинув на перегрівання української економіки. Восени 2008 року, після банкрутства банку Lehman Brothers, відбувся розворот потоків капіталу, що спричинило глибоку рецесію. Жорсткі обмеження, запроваджені тоді, практично не зарадили вирішенню ситуації (Saborowski et al., 2014).

3.1. Опис моделі

НБУ використовує новокейнсіанську Квартальну прогнозу модель (КПМ) відкритої економіки для пояснення ключових макроекономічних процесів в Україні. КПМ – це модель “розривів”, оскільки вона враховує загальну рівновагу (тренди) системи та пояснює динаміку відхилення змінних від трендів (розриви). Зокрема, вона зосереджується на динаміці розривів та їх поступовому зникненні. Тренди та розриви – це неспостережувані змінні (змінні стану), які оцінюються за допомогою фільтра Калмана.

КПМ – це невелика напівструктурна модель із раціональними очікуваннями. Оскільки в основі рівнянь лежать мікроекономічні принципи, а рівняння включають перспективні змінні, модель не підпадає під критику Лукаса (Lucas, 1976).

Модель було побудовано на основі КПМ Банку Канади (Coletti et al., 1996) та Національного банку Чехії (Coats et al., 2003). Основні риси української версії моделі описані в праці Grui and Lepushynskiy (2016). Нині подібні моделі використовують центральні банки Вірменії, Румунії, Сербії, Словаччини та багатьох інших країн.

КПМ слугує для опису трансмісійного механізму монетарної політики. З одного боку, вона відображає макроекономічне середовище, що активно реагує на шоки монетарної політики в короткостроковій перспективі. З іншого боку, нейтральна монетарна політика узгоджується із середньостроковими інфляційними цілями та потенційним ВВП.

Модель складається приблизно з 50 рівнянь, котрі не є простими визначеннями чи тотожностями. Параметри моделі є, радше, каліброваними, ніж оціненими, з метою відображення теоретичних принципів та надання гідних модельних властивостей. Нижче подано розбір основних рівнянь, які мають ключове значення для нашого дослідження.

Крива загального попиту

Поведінка розриву ВВП (\hat{y}) моделюється таким рівнянням:

$$\hat{y}_t = \alpha_1 \hat{y}_{t-1} + \beta_1 \hat{y}_{t+1} - \gamma_1 \hat{z}_{t-1} - \delta_1 \hat{r}_{t-1} + \theta_1 \hat{w}_t + \vartheta_1 \hat{y}_t^* + \mu_1 \hat{f} \hat{ot}_t + \rho_1 \hat{f}_t + \varepsilon_{1,t}. \quad (1)$$

Рівняння (1) першим демонструє модель “розривів” на практиці.

Розрив ВВП оцінюється в термінах процентного відхилення показників ВВП від потенційного рівня, що подається як різниця в логарифмах. Метою цієї змінної є відображення тиску з боку попиту в економіці.

Розрив ВВП у поточному періоді (кварталі) залежить від значень у попередньому періоді та очікувань, що генеруються всередині моделі. Вони згладжують оцінки, оскільки враховують діючі контракти і споживчі настрої. Крім того, розриви в таких показниках, як ВВП основних торговельних партнерів (\hat{y}^*), умови торгівлі ($\hat{f} \hat{ot}_t$) і реальний обмінний курс (\hat{z}) дають змогу врахувати динаміку зовнішнього попиту, що визначає суттєву частку сукупного попиту в малій відкритій економіці. Розрив у реальних зарплатах (\hat{w}) відображає вплив ефектів із ринку праці. До інших важливих факторів сукупного попиту належать розрив у реальній довгостроковій відсотковій ставці (що поєднує реальну короткострокову облікову ставку та кредитну премію) (\hat{r}). Ці фактори відображають впливи відповідно монетарної та фіскальної політики.

Крива сукупної пропозиції

Загальний рівень інфляції в моделі розподіляється на компоненти – базову інфляцію, зміну цін на сирі продовольчі товари, паливо та товари і послуги, що регулюються адміністративно. Рівняння (2) відображає загальне уявлення про інфляцію, оскільки воно моделює базову інфляцію (π^{core}) у формі кривої Філіпса з перспективними компонентами:

$$\pi_t^{\text{core}} = \alpha_2 \pi_{t-1}^{\text{core}} + \beta_2 \pi_{t+1} + (1 - \alpha_2 - \beta_2)(\pi_{t-1}^* - \Delta s_{t-1} + \Delta \bar{z}_{t-1}) + \gamma_2 \hat{y}_t - \delta_2 \hat{z}_{t-1} + \theta_2 \hat{w}_t + \vartheta_2 (\pi_t^{\text{food}} - \pi_t^T) + \varepsilon_{2,t}. \quad (2)$$

По-перше, базова інфляція (квартальні зміни в ануалізованому вимірі) значною мірою визначається минулими значеннями та прогнозованим загальним рівнем інфля-

ції (π). Такий підхід відображає вагу адаптивних та раціональних інфляційних очікувань і встановлює зв'язок між базовою інфляцією та іншими складовими інфляції. По-друге, рівняння містить імпортовану складову, що складається зі змін у цінах основних торговельних партнерів (π^*), змін у номінальному ефективному обмінному курсі (Δs) а також змін у тренді реального обмінного курсу ($\Delta \bar{z}$). Останній підвищує інфляцію в разі його ревальвації, що є відображенням ефекту Баласса-Самуельсона. Він враховує прискорене зростання цін на товари, які не торгуються, в економіці, що розвивається. Крім того, розриви ВВП, реального обмінного курсу та реальної зарплати дають можливість урахувати вплив реальних граничних витрат. Останній доданок відображає ефект від зростання цін на сирі продовольчі товари (π^{food}) відносно інфляційних цілей (π^T). Деякі з факторів впливають на базову інфляцію з квартальною затримкою.

Правило монетарної політики

Короткострокова облікова ставка (i_t) розглядається як інструмент монетарної політики, а рівняння (3) відображає функцію реакції монетарної політики:

$$i_t = \alpha_3 i_{t-1} + (1 - \alpha_3)(\bar{r}_t + \pi_{t+1}^T + \beta_3(\pi_{t+3}^{\text{exp}} - \pi_{t+3}^T) + \gamma_3 \hat{y}_t) + \varepsilon_{3,t}. \quad (3)$$

Ставка слідує модифікованому правилу Тейлора. Припускається, що ринки відображають зміни облікової ставки в довгострокових кредитних ставках.

Номінальна облікова ставка є функцією власного попереднього значення. Це виконує функцію згладжування, оскільки НБУ, як і інші центральні банки, зазвичай демонструє послідовність у рішеннях щодо політики. Облікова ставка реагує на зміни номінальної нейтральної ставки, що є сумою реальної нейтральної ставки (r) та інфляційної цілі в наступному кварталі. Крім того, облікова ставка реагує на відхилення прогнозованої річної інфляції (π^{exp}) від цілі та на поточний розрив ВВП. Вплив монетарної політики на інфляцію стає відчутним лише з певною затримкою. Таким чином, вона має заздалегідь реагувати на відхилення від цілей і негайно – на розрив ВВП, оскільки це позначиться на рівні майбутньої інфляції.

Умова довгострокового непокритого відсоткового паритету в реальному вираженні

Рівняння (4) відображає розрахунок реальної нейтральної відсоткової ставки (\bar{r})

$$\bar{r}_t = \bar{r}_t^* - \Delta \bar{z}_{t+1} + \bar{r}_{p,t}. \quad (4)$$

Воно моделює довгострокові фінансові відносини з рештою світу.

Арбітражна умова передбачає, що за умов рівноваги рівні реальної дохідності від внутрішнього та інозем-

ного капіталів повинні бути однаковими. Таким чином, внутрішня нейтральна реальна відсоткова ставка має покривати іноземну реальну дохідність від капіталу (\bar{r}^*) та враховувати прогнозовані зміни реального обмінного курсу. Якщо інвестори очікують ревальвації національної валюти в реальному вираженні, нижчий рівень доходу буде прийнятним для них. Однак інвестори можуть вимагати премію за ризик за інвестування в країну з більш уразливою економікою.

Тренд реального обмінного курсу

Рівняння (5) моделює тренд реального обмінного курсу в економіці як такий, що слідує відносному зростанню потенційного ВВП (що є відображенням ефекту Баласса-Самуельсона):

$$\Delta \bar{z}_t = a_5 \Delta \bar{z}_{t-1} + (1 - a_5) b_5 (\Delta \bar{y}_t - \Delta \bar{y}_t^*) + \gamma_5 \Delta \bar{t} \bar{t}_t + \varepsilon_{5,t}. \quad (5)$$

Зміни в тренді реального обмінного курсу згладжуються, оскільки вони залежать від відкладених значень. Реальний обмінний курс моделюється таким чином, щоб ревальвувати в рівноважному стані, що пояснюється прогнозованою різницею в зростанні продуктивності порівняно з торговельними партнерами. Це зумовлено ефектом Баласса-Самуельсона, який впливає з припущення про реальну конвергенцію української економіки. Передбачені відхилення від ефекту Баласса-Самуельсона зумовлюються змінами в тренді умов торгівлі. Велика частка товарів, які торгуються, в економіці спричиняє ревальвацію реального обмінного курсу за сприятливих умов торгівлі і навпаки.

4. РЕЗУЛЬТАТИ

4.1. Емпіричне впровадження

Ми застосовуємо фільтр Калмана для узгодженого оцінювання неспостережуваних змінних, таких як нейтральна реальна відсоткова ставка та її визначальні фактори, а саме тренди реального обмінного курсу та премії за ризик. Вони доповнюються реальною нейтральною ставкою для США, яка оцінюється з використанням методології Laubach and Williams (2003). Цей метод дає можливість поєднувати фактичні дані з припущеннями щодо динаміки неспостережуваних змінних (що були продемонстровані в попередньому розділі про структуру моделі).

Дані та особливості змінних моделі описано в таблиці 1.

Далі подаємо результати оцінювання, зосереджуючи увагу насамперед на визначальних факторах нейтральної реальної відсоткової ставки, а потім – на самій ставці.

Таблиця 1. Опис змінних моделі

Змінна	Визначення	Джерело
Номінальна короткострокова відсоткова ставка	Номінальна середня ставка овернайт на міжбанку	НБУ
Реальна короткострокова відсоткова ставка	Номінальна короткострокова відсоткова ставка мінус очікування, що генеруються всередині моделі	НБУ; власні оцінки
Номінальна довгострокова відсоткова ставка	Середня відсоткова ставка за кредитами для нефінансових корпорацій у гривні	НБУ
Номінальна короткострокова відсоткова ставка в доларах США	3-місячна ставка LIBOR у доларах США	Томсон Рейтерс
Реальна нейтральна відсоткова ставка в доларах США	Натуральна відсоткова ставка в доларах США, яка оцінюється з використанням методології Laubach and Williams (2003)	Федеральний резервний банк Сан-Франциско
Номінальний курс до долара США	Офіційний номінальний обмінний курс гривні до долара США	НБУ
Реальний обмінний курс до долара США	Номінальний обмінний курс гривні до долара США, скоригований на індекс споживчих цін в Україні та Сполучених Штатах	НБУ; Державна служба статистики; Томсон Рейтерс; власні оцінки
Номінальний ефективний обмінний курс	Зважене середнє значення номінальних обмінних курсів гривні відносно валют основних торговельних партнерів (євро, долар США, російський рубль)	НБУ; Томсон Рейтерс; власні оцінки
Реальний ефективний обмінний курс	Номінальний ефективний обмінний курс, скоригований на індекси споживчих цін в Україні та в країнах – основних торговельних партнерах (країни єврозони, США, Російська Федерація)	НБУ; Томсон Рейтерс; власні оцінки
Премія за ризик	Різниця між дохідністю за суверенними євробондами, деномінованими в доларах США, і 10-річними казначейськими паперами США	Cbonds; власні оцінки
ВВП	Сезонно скоригований валовий внутрішній продукт у реальному вираженні	Держстат; власні оцінки
ВВП основних торговельних партнерів	Зважене середнє значення реального ВВП основних торговельних партнерів або їх представників (країни єврозони, Туреччина, Російська Федерація)	Національні агентства з питань статистики; власні оцінки
Номінальні зарплати	Середня місячна зарплата працівників до оподаткування	Держстат
Реальні зарплати	Номінальні зарплати, скориговані на індекс споживчих цін	Держстат; власні оцінки
Умови торгівлі	Співвідношення зваженої середньої ціни на основні експортовані товари (зерно, метали) та зваженої середньої ціни на основні імпортовані товари (нафта, газ)	Світовий банк; власні оцінки

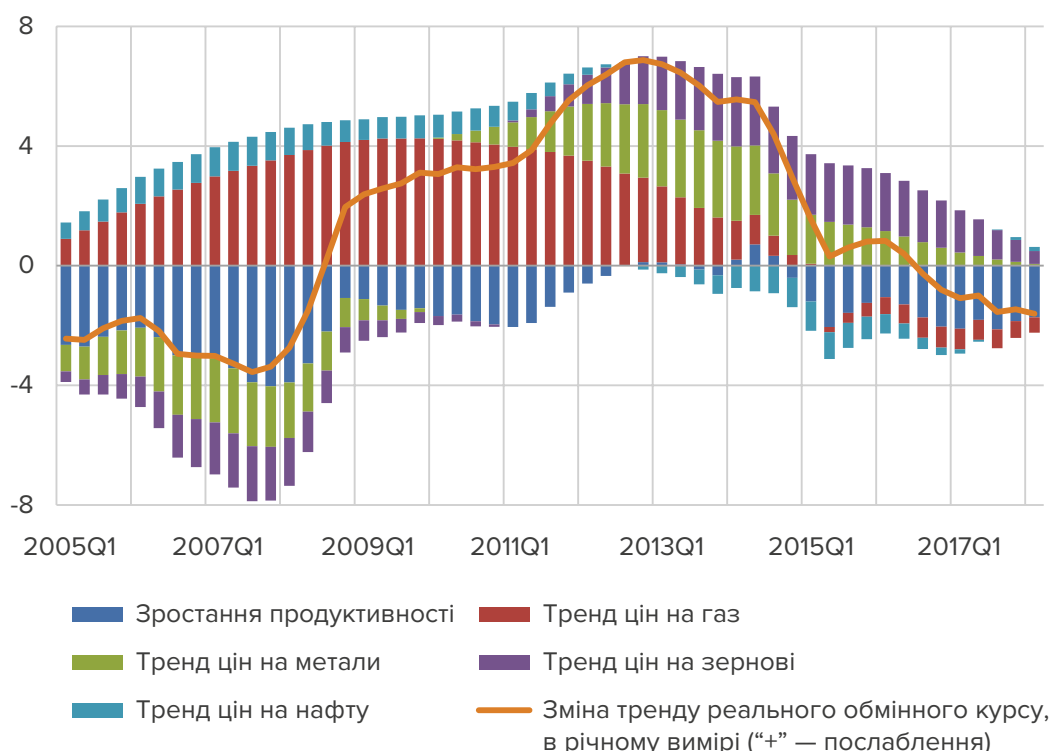
Тренд реального обмінного курсу

Україна є економікою з ринком, що розвивається. Таким чином, беручи до уваги ефект Баласса-Самуельсона, передбачається, що зростання продуктивності виробництва в Україні відбуватиметься швидшими темпами, ніж у розвинутих економіках, а реальний обмінний курс зміцнюватиметься в стійкому стані. Це резонне припущення для довгострокової перспективи, однак у минулому так було не завжди (графік 3). Упродовж останніх десяти років Україна пережила дві хвилі серйозного знецінення національної валюти – у 2008 році, а потім – у 2014–2015 роках, що визначило тренд падіння реального обмінного курсу.

умов торгівлі. Однак до 2008 року цей негативний вплив компенсувався підвищенням цін на експортовані товари. Умови торгівлі були стабільними, і відбувалася ревальвація реального обмінного курсу. Після світової фінансової кризи ціни на зерно та чорні метали змогли швидко відновитися, однак тренди пішли на спад. Водночас для цін на природний газ у цей період спостерігалася тенденція до зростання. Цього було достатньо для виникнення несприятливого тренду умов торгівлі та послаблення реального обмінного курсу. У 2014 році ціни на імпортовані товари знизилися, що уможливило стабілізацію реального обмінного курсу.

Значна частка тренду девальвації реального обмін-

Графік 3. Тренд зростання реального обмінного курсу та його визначальні фактори, %



Такий тренд послаблення можна пояснити двома основними факторами – погіршенням умов торгівлі та низькими темпами зростання продуктивності. По-перше, близько 70% експортних товарів – це сировинні товари, серед яких чільне місце належить зерновим і чорним металом. Водночас нафта й природний газ є основними імпортованими товарами. Світові ринки товарів не були сприятливими для України протягом останніх десяти років, що є відображенням глобального довгострокового циклу цін на сировинні товари. Тренд реального обмінного курсу втратив майже 30% протягом того ж періоду.

До 2014 року постійне зростання цін на імпорт природного газу було основною причиною погіршення

ного курсу була зумовлена нижчим за очікуваний рівнем зростання продуктивності. Потенційний ВВП не повністю відновився після фінансової кризи і зростав дуже повільно до 2014 року. Цей період характеризувався регресом у проведенні реформ і падінням України в міжнародних рейтингах. Бізнес-клімат погіршився, в відміну від ситуації, яка спостерігалася до 2009 року, коли відбувалося швидке зростання продуктивності відповідно до процесу реальної конвергенції економіки.

Ситуація з продуктивністю поліпшувалася з 2015 року, водночас вплив умов торгівлі пішов на спад. Як наслідок на початку 2018 року тренд реальної ревальвації національної валюти був близький до 1.5%.

Суверенна премія за ризик

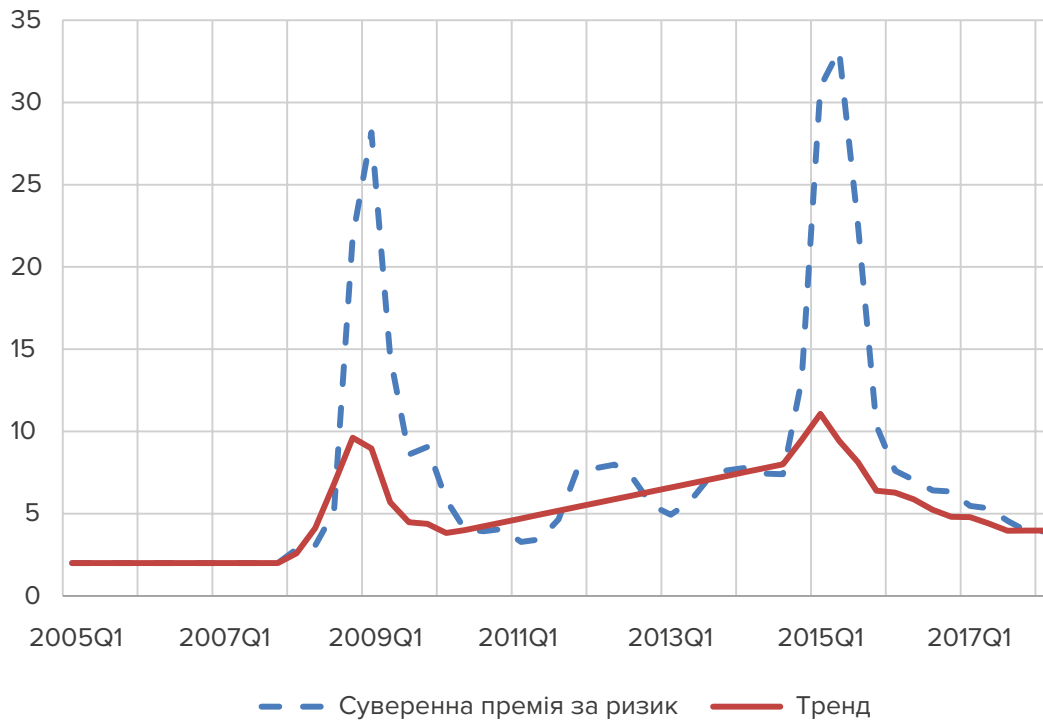
Ми використовуємо різницю між доходом за суверенними євробондами України в доларах США та цінними паперами США для вираження премії за ризик. Ця змінна є доречним індикатором премії за ризик, оскільки відображає виключно ризик дефолту країни і виключає інші ризики, а саме:

- ризик обмінного курсу – оскільки суверенні євробонди України та цінні папери США деноміновані в доларах США;
- правові ризики – оскільки суверенні євробонди України випускаються відповідно до міжнародного права;
- операційні витрати – оскільки обидва види цінних паперів торгуються на міжнародних ринках, тож інвесторам не обов'язково заходити на внутрішні ринки й виконувати вимоги внутрішнього валютного регулювання.

Крім того, перевагою використання такого показника є необхідна частота даних.

Починаючи з 2008 року премія перевищувала 3% (графік 4). Крім того, двічі відбувались аномальні сплески премії під час кризових періодів. Перше зростання премії за ризик відбулося в 2009 році, коли фінансова криза стала причиною посилення глобального неприйняття ризику. У міру зростання ризиків відбувся вплив капіталу з України. Опісля рівень премії знизився разом із початковим успіхом програми стенд-бай від МВФ, корекцією обмінного курсу та пом'якшенням ризиків. У період 2011–2013 років відбувалося постійне зростання премії, що було зумовлено погіршенням настроїв інвесторів. Це пояснюється непослідовністю макроекономічної політики України та погіршенням бізнес-клімату. У період 2014–2015 років суверенна премія за ризик знову різко стрибнула вгору, що стало відображенням ескалації воєнного конфлікту на сході України. З того часу й дотепер відбувається поступове зниження премії.

Графік 4. Суверенна премія за ризик та її тренд, %



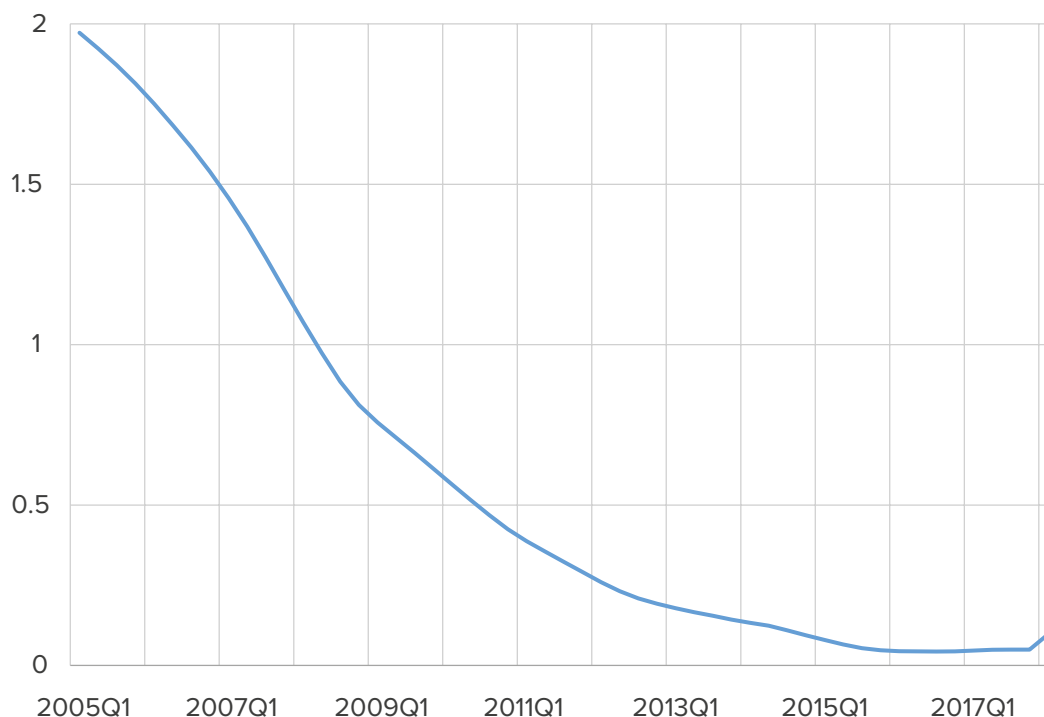
З метою розрахунку нейтральної відсоткової ставки ми використовуємо тренд премії за ризик. Він відображає загальну динаміку показника, але пом'якшує, зокрема, надмірні коливання та аномальні стрибки. На початку 2018 року цей показник становив близько 4%.

Реальна нейтральна відсоткова ставка в США

Для визначення світової вартості капіталу ми використовуємо згладжені оцінки природної відсоткової ставки в США, отримані з використанням методології Laubach-Williams (2003), що публікуються Федеральним резервним банком Сан-Франциско (графік 5). Ці оцінки

Однак зростання суверенної премії за ризик та одночасний спад тренду реального обмінного курсу спричинили зростання у 2008–2009 роках реальної нейтральної ставки до 12%. Пом'якшення премії за ризик у 2010 році певною мірою поліпшило ситуацію, і ставка повернулася до рівня близько 7%. Однак до 2015 року нейтральна ставка в Україні зростала, на відміну від зниження ставки в США. Вона сягнула 13% у 2014 році, що було зумовлено несприятливим впливом зростання премії за ризик і девальвацією реального обмінного курсу. У 2015 році нейтральна ставка була вищою 15%, що зумовлювалося здебільшого зростанням премії за ризик.

Графік 5. Нейтральна реальна відсоткова ставка в США, %



суттєво знизилися за останні 13 років, що зумовлено змінами в світовій пропозиції і попиті на капітал. У 2017 році й на початку 2018 року природна відсоткова ставка в доларах США майже дорівнювала нулю. Holston et al. (2017) пояснюють це старінням населення, надлишком світових заощаджень та уповільненням темпів потенційного зростання. Автори також доводять, що ці фактори є спільними для інших розвинутих економік.

Реальна нейтральна відсоткова ставка в Україні

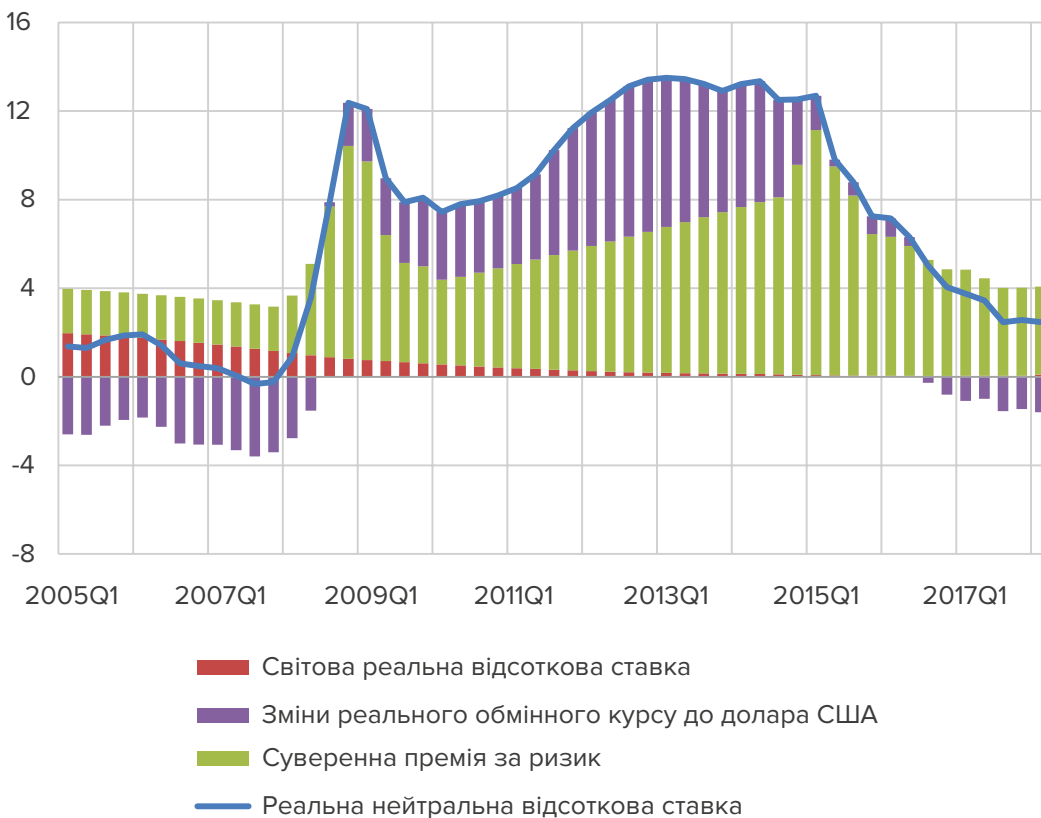
Поєднання зазначених вище факторів формує динаміку нейтральної відсоткової ставки в Україні (графік 6). У період 2005–2007 років нейтральна ставка коливалася на рівні 0–2% через низьку премію за ризик та ревальвацію реального обмінного курсу. Загалом ставка в Україні знижувалася на рівні з нейтральною ставкою в США, а в деяких випадках була навіть нижчою від неї.

Станом на початок 2018 року ставка становила близько 2.5% і продовжувала знижуватися через повернення до тренду ревальвації реального обмінного курсу і зниження премії за ризик, а також на фоні низької ставки в США.

Оцінка стану монетарної політики

Тепер зосередимо увагу на динаміці реальної відсоткової ставки, що визначається як номінальна короткострокова ставка, скоригована на очікувану інфляцію. Ключової ставки монетарної політики до 2014 року в Україні де-факто не існувало, оскільки попередній режим монетарної політики базувався на прив'язці курсу національної валюти до долара. Для відображення стану монетарної політики на той час ми використовуємо відсоткову ставку овернайт на міжбанківському ринку. Згідно з поточним режимом інфляційного таргетування ця відсоткова ставка відіграє роль операційної цілі політики. Такий підхід дає можливість проводити неперервний аналіз в обставинах зміни режимів монетарної політики.

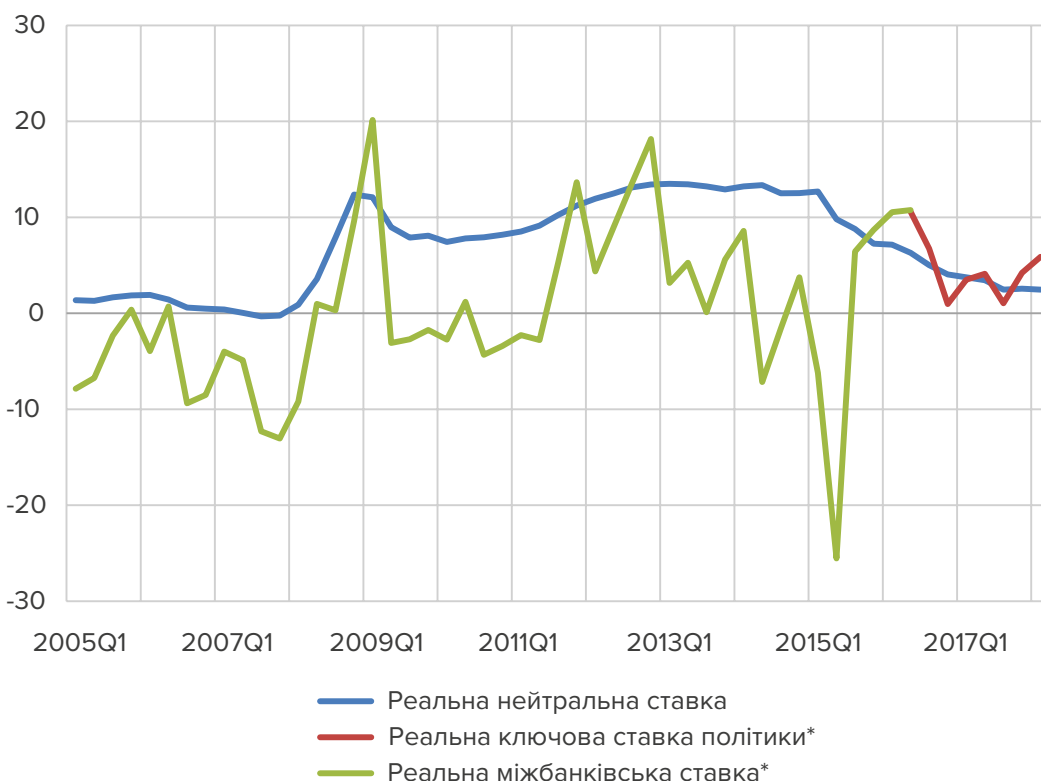
Графік 6. Декомпозиція реальної нейтральної відсоткової ставки, %



Концепція реальної нейтральної відсоткової ставки є корисним інструментом аналізу фактичної монетарної політики. На графіку 7 показано оцінку реальної нейтральної ставки. Постійний від'ємний розрив між ставкою овернайт на

міжбанку і реальною ставкою слугує підтвердженням на користь доволі акомодуючого стану монетарної політики протягом більшості часу.

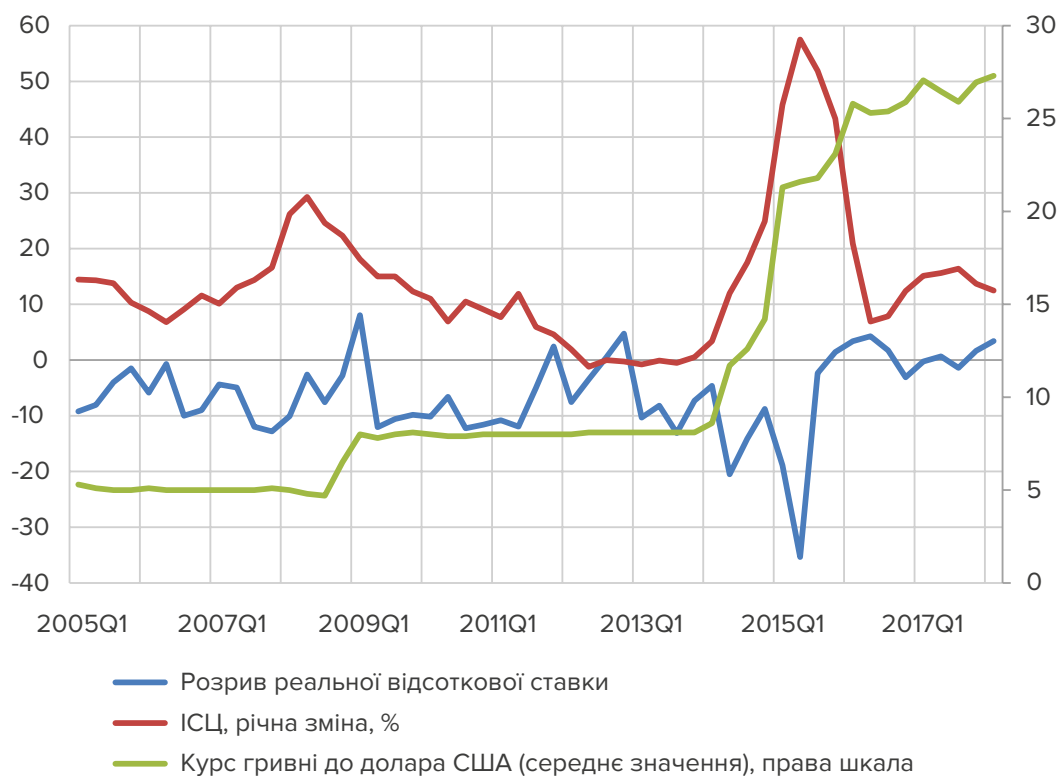
Графік 7. Стан монетарної політики, %



З початку 2005 року маємо лише 11 кварталів, протягом яких реальна ставка на міжбанку була в середньому вищою за її нейтральний рівень (графік 8). Сім із них припали на період із початку 2015 року, що підтверджує

оцінки зовнішнього балансу, розроблену Департаментом досліджень МВФ. Ми використовуємо коефіцієнти з таблиці 5 цієї праці для прив'язки довгострокового тренду ревальвації реального обмінного курсу до прогнозів

Графік 8. Розрив реальної відсоткової ставки та споживча інфляція, %



проведення в цей період жорсткої монетарної політики з метою формування дезінфляційних тенденцій. Інші п'ять періодів були зумовлені девальваційним тиском та відповідно відображають спроби захистити фіксований обмінний курс. Вони припали в основному на кінець 2011-го та 2012-го років. Жорстка монетарна політика спричинила рецесію і майже нульову інфляцію у 2012-му та 2013 роках. Однак прив'язка курсу національної валюти до долара на завищеному рівні зробила ще більший внесок у досягнення низької інфляції, що, зрештою, призвело до фінансової кризи у 2014 році.

Більшість часу реальна ставка на міжбанку була значно нижчою за нейтральний рівень: за режиму прив'язки обмінного курсу протягом періодів стійкого припливу капіталу монетарна політика мала акомодуючий характер, оскільки центральний банк покладався на нестерилізовані інтервенції на валютному ринку для підтримки фіксованого курсу. У 2008 році ці м'які монетарні умови призвели до жорсткої кризи платіжного балансу і валютної кризи. У 2014 році та на початку 2015 року девальваційний тиск не стримувався, оскільки відсоткова ставка мала від'ємні значення в реальному вираженні.

4.2. Довгострокові значення

Тренд реального обмінного курсу

В оцінюванні довгострокового тренду реального обмінного курсу до долара ми базуємося здебільшого на праці Phillips et al. (2013), яка впроваджує методологію

змін в окремих макроекономічних змінних. Див. розділ IV дослідження щодо методологічних роз'яснень.

Результати нашого оцінювання підсумовано в таблиці 2 цієї статті, і згідно з ними у довгостроковій перспективі ревальвація реального обмінного курсу до долара відбуватиметься на рівні 2% за рік. Підхід потребує формулювання декількох припущень, наведених нижче:

- Щорічне зростання ВВП України прогнозується на рівні 4% у довгостроковій перспективі. Ця оцінка близька до поточної динаміки в сусідніх економіках, напр., Польщі, а також Румунії, Угорщини та Чехії, які спромоглися підвищити темпи економічного зростання після фінансової кризи. Фактично такий самий темп зростання використовується НБУ у КПМ для відображення зростання потенційного ВВП у стійкому стані. При цьому даний показник (4%) перевищує показник, наведений у прогнозі Світового економічного огляду МВФ для європейських країн, що розвиваються, на 2018–2022 рр. (3.2–3.5%) (жовтень 2017);

- Показник відносного економічного зростання для України становить 2%, оскільки розраховується в порівнянні з прогнозованим зростанням ВВП у США на рівні 2%. Ці прогнози базуються на останніх оцінках зростання потенційного ВВП, отриманих із використанням методології Laubach and Williams (2003);

- Несприятливі демографічні тенденції в Україні суттєво обмежують довгострокову ревальвацію реального

обмінного курсу. Прогнозований приріст населення в США та спад в Україні зумовлюють негативний показник відносних змін чисельності населення на рівні 1%. Негативні демографічні тенденції також є причиною старіння населення, що стимулює нарощування обсягу заощаджень. Такі тенденції збільшують норму поточного рахунку, що чинить девальваційний тиск на реальний обмінний курс у довгостроковій перспективі;

- Відносні зміни в чисельності населення та відносно прогнозоване зростання ВВП формують відносну зміну ВВП на душу населення, що слугує індикатором для продуктивності;

- Прогноз щодо купівлі іноземної валюти (в середньому 1% від ВВП у річному вимірі) здійснюється з урахуванням намагання досягти достатнього рівня міжнародних резервів, що відповідає композитній мірі МВФ. Таким чином, у коротко- та довгостроковій перспективі НБУ буде вимушений постійно нарощувати рівень резервів з метою збереження їх на рівні, що відповідатиме рівню зростання економіки та фінансового сектору. Враховуючи той факт, що приплив капіталу не є повністю вільним, такі інтервенції слугуватимуть обмежуючим фактором для зміцнення реального обмінного курсу;

- Ми оцінюємо відкритість капітального рахунку на рівні 0.5 на шкалі від 0 до 1;

- Згідно з нашими прогнозами інші фактори не матимуть істотного впливу на реальний обмінний курс у довгостроковій перспективі. Зокрема, немає підстав

припускати будь-які зміни в неприйнятті ризику, частці внутрішнього боргу перед резидентами, умовах торгівлі товарами, відкритості торгівлі або диференціалі реальної відсоткової ставки у середньо- та довгостроковій перспективі;

- Згідно зі статистичними даними реальний сектор в Україні переважаний кредитами. Це є наслідком домінування схем кредитування пов'язаних осіб (або олігархічного стилю банкінгу), що були панівними в банківській системі України впродовж десятиліть. Насправді таку практику не можна назвати банкінгом, швидше, це спосіб фінансування власного великого бізнесу. Після масштабної реформи банківської системи більше половини банківських кредитів було визнано проблемними. Згідно з консервативним сценарієм ми не прогнозуємо зростання співвідношення кредитів приватного сектору і ВВП у довгостроковій перспективі;

- Ми припускаємо, що процеси цінової лібералізації буде завершено протягом наступних декількох років. Таким чином, частка регульованих цін не змінюватиметься в середньо- та довгостроковій перспективі.

Відношення витрат на систему охорони здоров'я до ВВП в Україні близьке до рівня сусідніх країн. Припускаємо, що реформування системи охорони здоров'я приведе до змін у структурі таких витрат, але не їхнього рівня відносно ВВП.

Чутливість оцінок довгострокового зміцнення реального обмінного курсу до цих припущень досліджується в розділі 4.3 даної статті.

Таблиця 2. Визначальні фактори довгострокового тренду змін реального обмінного курсу

Змінна	Коефіцієнт	Зміни в Україні	Вплив
Відносний ВВП на душу населення * коефіцієнт контролю за рухом капіталу	0.52	3.0	1.6
Глобальне неприйняття ризику	-0.24	0	0
Частка внутрішнього боргу перед резидентами	0.34	0	0
Відносний приріст населення	3.50	-1.0	-3.5
Відносний ВВП через 5 років	2.32	2.0	4.6
Умови торгівлі	0.08	0	0
Середнє експорту та імпорту/ВВП	-0.36	0	0
Частка регульованих цін	-1.86	0	0
Витрати на систему охорони здоров'я/ ВВП	1.78	0	0
Чисті резерви в іноземній валюті/ВВП * коефіцієнт контролю за рухом капіталу	-0.72	1.0	-0.7
Диференціал реальної ставки * коефіцієнт відкритості руху капіталу	0.35	0	0
Кредити приватному сектору/ВВП	0.13	0	0
Річні темпи довгострокового зміцнення реального обмінного курсу (загалом)			2.0

Суверенна премія за ризик

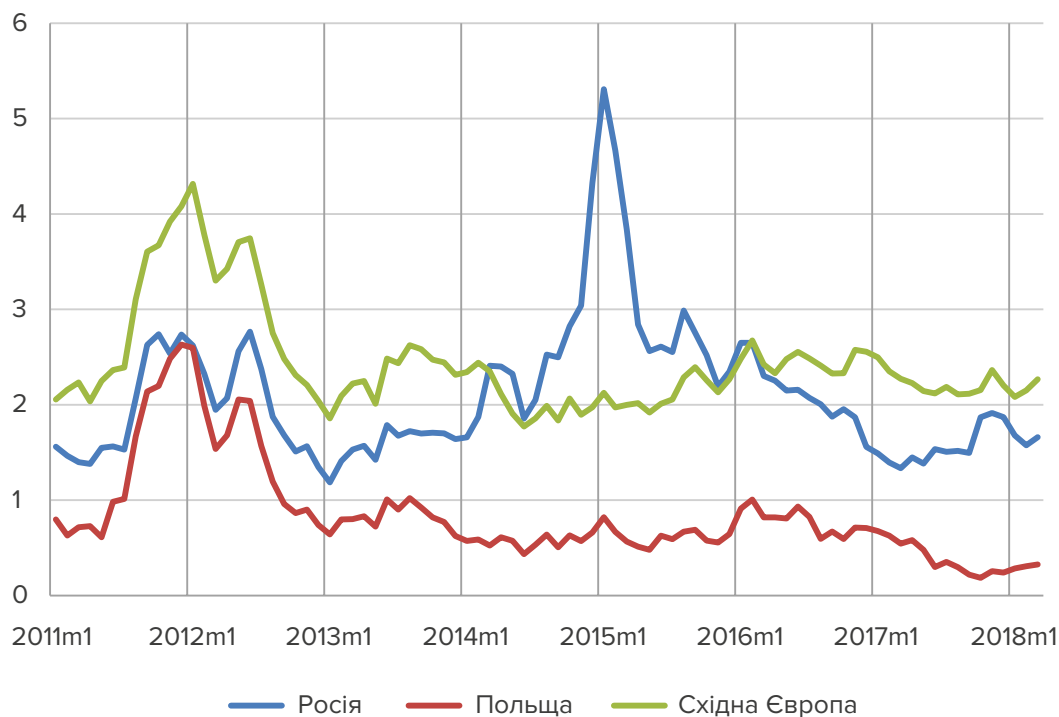
Припускається, що в стійкому стані значення суверенної премії за ризик в Україні дорівнює 3 в. п. Премія перевищила цей рівень у першій половині 2008 року і з того часу ніколи не була нижчою від цього рівня. Однак нещодавнє зниження премії на фоні програми співпраці з МВФ та очікуваних реформ дає нам змогу робити оптимістичні прогнози щодо довгострокових перспектив. Цей рівень у 3 в. п. є вищим від середнього з 2013 року для східноєвропейських країн з інвестиційним рейтингом – 2.2 в. п.² (графік 9).

Yellen (2016) зазначає, що 1% – це медіана довгострокового прогнозу Федерального комітету з питань операцій на відкритому ринку.

Реальна нейтральна відсоткова ставка в Україні

Ми оцінюємо довгострокове значення реальної нейтральної відсоткової ставки в Україні як суму довгострокових значень реальної нейтральної відсоткової ставки у Сполучених Штатах та суверенної премії за ризик України мінус довгострокові темпи ревальвації реально-го обмінного курсу. Це дає результат на рівні 2%.

Графік 9. Суверенна премія за ризик у порівнюваних економіках, в. п.



Джерело: Cbonds.com, own estimates.

Реальна нейтральна відсоткова ставка в США

Згідно з прогнозами довгострокове значення реальної рівноважної відсоткової ставки в США очікується на рівні 1%.

Holston et al. (2016) у своєму дослідженні про розвинуті економіки (єврозона, Канада, США та Велика Британія) прив'язують реальну нейтральну відсоткову ставку до темпів зростання потенційного ВВП. Обидва показники знижувалися протягом щонайменше останніх 25 років, тому неможливо розрахувати майбутні реальні ставки як середній історичний показник. Серед причин такого зниження були демографічні зміни й уповільнення темпів продуктивності. Ці причини є спільними для всіх розвинутих економік. Крім того, їхні реальні нейтральні відсоткові ставки різко впали після кризи 2008 року.

Однак у довгостроковій перспективі очікується затування негативних ефектів фінансової кризи, у зв'язку з чим рівень реальних відсоткових ставок має повернутися до докризових значень – близько 1% для США згідно з методологією Laubach and Williams (2003). Крім того,

4.3. Аналіз чутливості оцінок у довгостроковій перспективі

У довгостроковій перспективі реальна нейтральна ставка є об'єктом невизначеності через можливу варіацію її складових.

По-перше, настрої інвесторів можуть змінити рівень суверенної премії за ризик. Нашими прогнозами передбачається конвергенція України із сусідніми економіками, що призведе до відносно низької премії за ризик на рівні 3 в. п. Однак швидка конвергенція може призвести до ще меншого значення на рівні 2%, що є дещо нижчим за середнє значення для східноєвропейських країн-сусідів. Водночас призупинення реформ може підвищити ризики й залишити показник премії на рівні поточних 4 в. п. Ці варіанти допускають можливий діапазон значень суверенної премії за ризик на рівні 2–4 в. п. у довгостроковій перспективі.

По-друге, реальна нейтральна відсоткова ставка

² Cbonds.com

у Сполучених Штатах визначатиметься на глобальних ринках. Згідно з оцінками за методологією Laubach and Williams (2003) станом на другу половину 2017 року точна ставка нижча від нуля, що є рекордно низьким показником. Мляве зростання світової економіки може призвести до того, що ставка “застрягне” на півшляху до 1%, напр., на рівні 0.5%. На противагу цьому, швидші темпи економічного зростання у світі можуть сприяти підвищенню нейтральної відсоткової ставки до 1.5%, тобто до докризового рівня. Таким чином, прогнозований діапазон значень становить 0.5–1.5% у довгостроковій перспективі.

Насамкінець існує також невизначеність відносно припущень щодо довгострокової ревальвації реального обмінного курсу. Точковий прогноз для довгострокової перспективи – 2% на рік. Однак, як свідчить досвід, протягом останніх десяти років реальний обмінний курс здебільшого послаблювався, що зумовлює консервативний характер прогнозів на майбутнє. Хоча на початку 2018 року реальний обмінний курс демонстрував тренд на посилення, ми оцінюємо нижню межу для змін довгострокового реального обмінного курсу на рівні нуля.

З оптимістичної точки зору, поточний темп ревальвації може продовжувати прискорюватися до докризових значень на рівні близько 3% за рік. Отже, прогнозовані значення щодо зміцнення довгострокового реального обмінного курсу в річному вимірі охоплюють діапазон 0–3%.

Відповідно до таблиці 2 існує декілька макроекономічних змінних, які є джерелом непевності в прогнозах щодо реального обмінного курсу:

- відкритість капітального рахунку взаємодіє з коефіцієнтами в таблиці, а отже, впливає на значення інших змінних. На шкалі від 0 до 1 і за рівності всіх інших умов цей фактор може призвести до змін у річній ревальвації довгострокового реального обмінного курсу від 1.8% до 2.2%. Вищий рівень відкритості рахунку капіталу є причиною нижчих темпів зміцнення реального обмінного курсу. Як зазначають Jahan and Wang (2016), 0.7% – це середнє значення для ринкових економік, що розвиваються. Це значення приводить до річного посилення на рівні 1.9%;

- ВВП України є вразливим до зовнішніх умов, водночас довгостроковий реальний обмінний курс чутливий до припущень щодо його потенційного зростання. Зниження темпів зростання потенційного реального ВВП на 0.1 в. п. за рівності всіх інших умов може призвести до уповільнення довгострокової ревальвації реального обмінного курсу на 0.3 в. п. Останнє десятиріччя низького зростання ВВП, навіть за винятком кризових періодів, зміщує ризик довгострокової зміни реального обмінного курсу до нижчої ревальвації;

- довгострокова ревальвація реального обмінного курсу є майже настільки ж чутливою до відносного приросту населення, як і до зростання потенційного ВВП. Якщо відносний приріст населення вищий на 0.1 в. п., темпи довгострокової ревальвації реального обмінного курсу можуть зрости на 0.3 в. п.

У разі песимістичного макроекономічного сценарію для України її довгострокова суверенна премія за ризик

може сягнути вищої межі, а темпи зміцнення реального обмінного курсу – найнижчої. Сприятливий сценарій матиме протилежний ефект. Враховуючи, що глобальна нейтральна відсоткова ставка не залежить від умов в Україні, ми залишимо цей основний прогнозований показник на рівні 1%.

Таке поєднання факторів дає діапазон значень від 0 до 5% для довгострокових прогнозів щодо нейтральної відсоткової ставки.

4.4. Порівняння з міжнародними оцінками

Це перше дослідження нейтральної відсоткової ставки в Україні, тому ми не маємо можливості порівняти наші результати з іншими працями. Однак доречним буде порівняти наші результати щодо України з результатами відносно інших країн, показаних на графіку 10.

Водночас порівняння нейтральних ставок різних країн може ввести в оману, оскільки оцінки можуть суттєво різнитися залежно від використовуваних методів та припущень. Однак наші оцінки щодо України належать діапазону, що спостерігається в інших працях, присвячених іншим країнам.

Рівень нейтральної відсоткової ставки близький до результатів, отриманих Magud and Tsounta (2012) для більшості латиноамериканських країн. Їхні середні оцінки (автори наводять порівняння семи методів) є близькими до 2%. Бразилія має показник близько 5%, однак це, швидше, виняток, оскільки історично тут був найвищий рівень відсоткових ставок у регіоні.

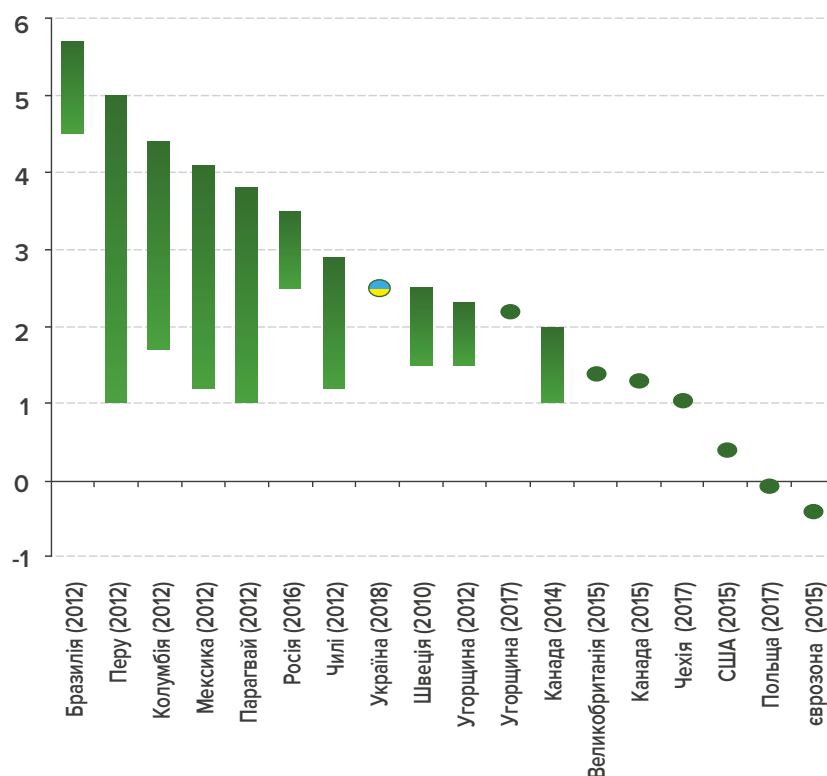
Останні дослідження розвинутих економік та економік, що розвиваються, вказують на доволі низький рівень нейтральних відсоткових ставок – від 0 до 2%. Це відображає значну глобальну ліквідність та інші фактори, описані в розділі 2.

5. ВИСНОВКИ

У статті оцінюється нейтральна відсоткова ставка для України з використанням підходу для малої відкритої економіки на основі непокритого відсоткового паритету. Цей підхід найдоречніший, особливо для цілей формування політики, в умовах української економіки, що може покладатися на зовнішні джерела капіталу. Ми використали напівструктурну версію динамічної новокейнсіанської моделі для малої відкритої економіки в розривах і врахували тренди в реальному обмінному курсі та премії за ризик. Для емпіричного оцінювання змінної в часі нейтральної ставки ми застосували алгоритм фільтра Калмана на історичних даних.

Наші результати засвідчують, що отримана нейтральна відсоткова ставка в Україні істотно коливалася протягом періоду оцінювання, здебільшого відображаючи різкі зміни премії за ризик. Водночас на динаміку нейтральної ставки також суттєво вплинули зміна реального обмінного курсу та іноземна нейтральна ставка. У 2016 та 2017 роках нейтральна ставка в Україні знизилася до 2.5%, що було зумовлено зменшенням суверенної премії за ризик та поверненням до тренду посилення реального обмінного курсу внаслідок відновлення зростання продуктивності.

Графік 10. Міжнародні оцінки нейтральної реальної відсоткової ставки, %



Джерело: Magud and Tsounta (2012) для Бразилії, Перу, Колумбії, Мексики, Парагваю та Чилі у 2012 році; Kreptsev et al. (2016) для Росії; Baksa et al. (2013) для Угорщини у 2012 році; Stefanski (2017) для Чехії, Польщі та Угорщини у 2017 році; Sveriges Riksbank (2010) для Швеції; Mendes (2014) для Канади в 2014; Laubach and Williams (2017) для Канади, Великої Британії, Єврозони та США у 2015 році.

Згідно з нашими прогнозами в довгостроковій перспективі нейтральна ставка наблизиться до рівня 2%, що є відображенням подальшого зменшення премії за ризик і прискорення тренду посилення реального обмінного курсу. Водночас рівень реальної нейтральної ставки в довгостроковій перспективі є об'єктом невизначеності через можливі коливання її складових, і згідно з оцінками цей рівень може знаходитися в діапазоні між 0 та 5% залежно від успіху економічного розвитку України.

Розрахунок нейтральної ставки надає корисний інструмент для аналізу політики. Наприклад, він свідчить, що в минулому короткострокові відсоткові ставки були нижчими від нейтральної ставки впродовж тривалого часу протягом періодів фіксації валютного курсу (до 2014 року). Це призводило до високої та нестійкої інфляції. Водночас у середньостроковій перспективі облікова ставка НБУ має залишатися на рівні, достатньо вищому за нейтральну відсоткову ставку, з метою забезпечення дезінфляції та стабілізації очікувань на рівні, близькому до інфляційних цілей.

ЛІТЕРАТУРА

- Anderson R.G., Buol J.J., Rasche R.H. (2004). A Neutral Federal Funds Rate? *Monetary Trends*, (Dec).
- Archibald J., Hunter L. (2001). What is the Neutral Real Interest Rate, and How Can We Use It? *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, Vol. 64, No. 3, pp. 15-28.
- Baksa D., Felcser D., Horváth Á., Norbert Kiss M., Csaba K., Balázs K., Gábor Dániel S., Katalin S. (2013). Neutral Interest Rate in Hungary. *MNB Bulletin*, Vol. 8, Special Issue, pp. 7-13.
- Ball L., Gagnon J., Honohan P., Krogstrup S. (2016). What Else Can Central Banks Do? *ICMB International Center for Monetary and Banking Studies*, Geneva.
- Barsky R., Justiniano A., Melosi L. (2014). The Natural Rate of Interest and Its Usefulness for Monetary Policy. *American Economic Review*, Vol. 104, No. 5, pp. 37-43.
- Basdevant O., Björkstén N., Karagedikli Ö. (2004). Estimating a Time Varying Neutral Real Interest Rate for New Zealand, *Discussion Paper Series*, No. 2004/01, Reserve Bank of New Zealand.
- Carvalho C., Ferrero A., Nechio F. (2016). Demographics and Real Interest Rates: Inspecting the Mechanism. *European Economic Review*, Vol. 88, Issue C, pp. 208-226.
- Coats W., Laxton D., Rose D. (2003). The Czech National Banks Forecasting and Policy Analysis System. *Czech National Bank*, Prague.
- Coletti D., Hunt B., Rose D., Tetlow R. (1996). The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model. Part 3, The Dynamic Model: QPM, Bank of Canada.
- Cúrdia V., Ferrero A., Ng G.C., Tambalotti A. (2015). Has US Monetary Policy Tracked the Efficient Interest Rate? *Journal of Monetary Economics*, Vol. 70, Issue C, pp. 72-83.
- De Gregorio J., Edwards S., Valdes R. O. (2000). Controls on Capital Inflows: do they Work? *Journal of Development Economics*, Vol. 63, No. 1, pp. 59-83.
- Del Negro M., Giannoni M.P., Schorfheide F. (2015). Inflation in the Great Recession and New Keynesian Models. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 7, No. 1, pp. 168-196.
- Forbes K.J., Warnock F.E. (2012). Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment. *Journal of International Economics*, Vol. 88, No. 2, pp. 235-251.
- Giammarioli N., Valla N. (2004). The Natural Real Interest Rate and Monetary Policy: A Review. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 26, No. 5, pp. 641-660.
- Grui A., Lepushynskiy V. (2016). Applying FX Interventions as an Additional Instrument Under Inflation Targeting: The Case of Ukraine. *Visnyk of the National Bank of Ukraine*, No. 238, pp. 39-56.
- Gunnarsdóttir T., Rehnholm A. (2011). Effectiveness of Capital Controls in a Financial Crisis: The Case of Iceland. *Stockholm School of Economics*, M.Sc. Thesis in Economics.
- Hamilton J.D., Harris E.S., Hatzius J., West K.D. (2016). The Equilibrium Real Funds Rate: Past, Present, and Future. *IMF Economic Review*, Vol. 64, No. 4, pp. 660-707.
- He D., Wang H., Yu X. (2014). Interest Rate Determination in China: Past, Present, and Future. *HKIMR*, No. 04/2014.
- Holston K., Laubach T., Williams J. C. (2017). Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants. *Journal of International Economics*, Vol. 108, Issue S1, pp. S59- S75.
- International Monetary Fund (2014). *World Economic Outlook*, April 2014, Perspective on Global Real Interest Rates.
- International Monetary Fund (2017). *World Economic Outlook*, October 2017, Short-Term Recovery, Long-Term Challenges.
- Jahan S., Wang D. (2016). Capital Account Openness in Low-income Developing Countries: Evidence from a New Database. *IMF Working Paper*, No. 16/252.
- Keynes J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Reprinted in *The Collected Writings of John Maynard Keynes*, 7.
- Kreptsev D., Porshakov A., Seleznev S., Siniakov A. (2016). Equilibrium Interest Rate: Estimations for Russia. *Bank of Russia Working Paper Series*, No. 13/2016.
- Laubach T., Williams J.C. (2003). Measuring the Natural Rate of Interest. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 4, pp. 1063-1070.
- Lucas R.E. (1976). *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, Vol. 1, No. 1, pp. 19-46, North-Holland.
- Magud N., Tsounta E. (2012). To Cut or Not to Cut? That is the (Central Bank's) Question. In *Search of the Neutral Interest Rate in Latin America*. *IMF Working Paper*, No. 12/243.
- Mendes R.R. (2014). The Neutral Rate of Interest in Canada. *Bank of Canada Discussion Paper*, No. 2014-5.
- Miniane J., Rogers, J. H. (2007). Capital Controls and the International Transmission of US Money Shocks. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, No. 5, pp. 1003-1035.
- Mundell R.A. (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 29, No. 4, pp. 475-485.
- Nikolaychuk S., Sholomytskyi Y. (2015). Using Macroeconomic Models for Monetary Policy in Ukraine. *Visnyk of the National Bank of Ukraine*, No. 233, pp. 54-64.
- Parker J.A. (2007). *Euler Equations*. Unpublished, Princeton University.
- Pasricha G., Falagiarda M., Bijsterbosch M., Aizenman J. (2015). Domestic and Multilateral Effects of Capital Controls in Emerging Markets. *NBER Working Paper*, No. 20822.

- Perrelli R., Roache S.K. (2014). Time-Varying Neutral Interest Rate – The Case of Brazil. IMF Working Paper, No. 14/84.
- Pescatori A., Turunen J. (2015). Lower for Longer: Neutral Rates in the United States. IMF Working Papers, No. 15/135.
- Phillips S., Catão L., Ricci L., Bems R., Das M., Di Giovanni J., Unsal D.F., Castillo M., Lee J., Rodriguez M., Vargas M. (2013). The External Balance Assessment (EBA) Methodology. IMF Working Papers, No. 13/272.
- Saborowski C., Sanya S., Weisfeld H., Yopez J. (2014). Effectiveness of Capital Outflow Restrictions. IMF Working Paper, No. 14/8.
- Stefanski M. (2017). Natural Rate of Interest: Spillovers From Advanced Economies to Central and Eastern Europe. Presentation at NBP-SNB Joint Seminar, 11 May, Zurich.
- Svensson L. (1997). Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets. *European Economic Review*, Vol. 41, No. 6, pp. 1111-1146.
- Sveriges Riksbank (2010). What is a Normal Level for the Repo Rate? Monetary Policy Report, February 2010, pp. 43-46.
- Taylor J.B. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, pp. 195-214.
- Wicksell K. (1936). *Interest and Prices*. 1898. Translated by RF Kahn, with an introduction by Bertil Ohlin.
- Woodford M. (2003). *Interest and Prices*. Princeton University Press.
- Yellen J. (2016). *The Federal Reserve's Monetary Policy Toolkit: Past, Present, and Future*. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.

ЩО ЗУМОВЛЮЄ РОЗБІЖНОСТІ МІЖ ОФІЦІЙНИМИ ТА ОНЛАЙН – ІНДЕКСАМИ ЦІН?

ОЛЕКСАНДР ФАРИНА^а, ОЛЕКСАНДР ТАЛАВЕРА^б, ТЕТЯНА ЮХИМЕНКО^{с*}

^аНаціональний банк України, Національний університет “Кієво-Могилянська академія”.

Email: oleksandr.faryna@bank.gov.ua

Автор, відповідальний за листування;

^бУніверситет Суонсі, Велика Британія;

Email: o.talavera@swansea.ac.uk

^сНаціональний банк України;

Email: tetiana.yukhymenko@bank.gov.ua

Анотація

У статті досліджується відповідність онлайн — індексів споживчих цін офіційній статистиці. Спершу ми розраховуємо компоненти індексу споживчих цін (ICL) на основі онлайн-даних, які згодом агрегуємо до загального онлайн-ICL. Цей підхід застосовується до нашого унікального масиву даних, що містить близько трьох мільйонів спостережень за роздрібними цінами на споживчі товари в Інтернеті у п'яти найбільших містах України. Дані охоплюють період із січня 2016-го до грудня 2017 року включно і покривають близько 46% споживчого кошика інфляції в Україні. Результати аналізу свідчать, що онлайн-інфляція загалом узгоджується з офіційними показникам, однак розбіжності можуть виникати на рівні окремих компонент ICL. Незважаючи на те, що відмінності частково зумовлені недостатнім рівнем покриття масиву даних, онлайн-ціни можуть дійсно відображати нову інформацію, не охоплену офіційною статистикою.

Класифікація JEL: C55, E31, E37

Ключові слова: онлайн-ціни, веб-скрепінг, індекс споживчих цін, мікроціни, великі дані

1. ВСТУП

Однією з основних цілей центральних банків є дотримання низького рівня інфляції. Відповідно інфляційне таргетування в останні десятиріччя стало основним підходом до здійснення економічної політики (напр., Hammond, 2011; Jahan, 2017; Roger, 2010). Однак для досягнення інфляційної цілі центральним банкам потрібен чіткий і спостережуваний показник інфляції, який може слугувати номінальним якорем для суспільства. Вимірювання інфляції не завжди є простим завданням і зазвичай виходить за рамки сфери компетенції центральних банків. Натомість поширеною практикою є використання наявних індикаторів, що офіційно публікуються державними органами статистики, як-от індекс споживчих цін (ICL).

Центральні банки найчастіше обирають ICL, оскільки він вимірює вартість життя в економіці та є загальнодоступним для суспільства й інституцій, відповідальних за економічну політику. Однак незважаючи на простоту і суспільне визнання, ICL може бути не найкращим по-

казником, адже включає обмежену кількість товарів та послуг в економіці й може не охоплювати загальні інфляційні тенденції, які спостерігаються суспільством. Це може вплинути на ефективність рішень центрального банку та поставити під сумнів успіх монетарної політики в цілому. Таким чином, для здійснення монетарної політики необхідно бути озброєним усіма можливими інструментами й використовувати всі доступні джерела інформації. Це дасть змогу поліпшити здатність розпізнавати й усвідомлювати всі фактори, які загрожують ціновій стабільності.

Швидка інтеграція електронної торгівлі до роздрібного сектору уможливила відстежування цін на різноманітні товари та послуги в Інтернеті. Веб-скрепінг (від англ. web scraping – збір даних з онлайн-джерел через використання спеціально розробленого програмного забезпечення) став корисним інструментом збору даних щодо онлайн-цін з Інтернету з метою доповнення офіційної статистики. Багато національних статистичних організацій та інших державних інституцій уже розпочали про-

* Цей проект було реалізовано в той час, коли Олександр Талавера брав участь у Програмі запрошених дослідників Національного банку України за підтримки Проекту Канада-МВФ "Розбудова інституційної спроможності НБУ".

Висловлюємо подяку рецензентам за надання змістовних коментарів та пропозицій.

Погляди та думки, викладені в цій статті, відображають позицію авторів і можуть не збігатися з офіційною позицією їхніх афілійованих установ.

екти щодо впровадження веб-скрепінгу для поліпшення процесу збору даних. Серед них — Бюро статистики праці США (Horrigan, 2013), Служба статистики Великої Британії (Breton et al., 2015), Служба статистики Нідерландів (Griffioen, de Naan, Willenborg, 2014), Служба статистики Нової Зеландії (Krsinich, 2015) та Служба статистики Норвегії (Nygaard, 2015). Порівняно з альтернативними методами збору даних веб-скрепінг має низку переваг. Крім низьких витрат на збір даних, онлайн-дані доступні в режимі реального часу та з високою частотою, що може допомогти відповідальним за економічну політику інституціям проводити постійний моніторинг інфляційних процесів на мікрорівні.

Дедалі частіше онлайн-дані використовуються в дослідницьких цілях. Проект Мільярд цін (Billion Price Project¹), заснований Альберто Кавалло (Alberto Cavallo) та Роберто Рігобоном (Roberto Rigobon) у Массачусетському технологічному інституті в 2008 році, має на меті збирання цін із сотень роздрібних онлайн-магазинів у всьому світі. Cavallo and Rigobon (2016) у своєму дослідженні аргументують, що онлайн-ціни можуть успішно використовуватися як альтернативне джерело інформації для побудови індексів споживчих цін. Водночас у деяких дослідженнях використовуються онлайн-дані для перевірки точності офіційної статистики та відсутності маніпуляцій. Зокрема, Cavallo (2013) на основі онлайн-цін вивчає, яким чином онлайн-індекси збігаються з офіційною статистикою в п'яти країнах Латинської Америки. Автор доходить висновку, що в той час як індекси онлайн-цін для Бразилії, Чилі, Колумбії і Венесуели точно апроксимують рівень та основну динаміку офіційних показників інфляції, онлайн-інфляція в Аргентині була майже втричі вищою від даних офіційної статистики. Courpe and Petruscha (2014), своєю чергою, доходять висновку, що офіційна та онлайн-інфляція в Україні можуть значно відрізнятись в короткостроковій перспективі, однак відхилення можуть бути як позитивними, так і негативними.

Під час порівняння офіційних та онлайн-індексів цін важливо розуміти причину виникнення можливих розбіжностей. З одного боку, онлайн-ціни можуть насправді відображати нову інформацію про довгострокову динаміку інфляції, яка не фіксується офіційною статистикою. Водночас з огляду на те, що онлайн-ринки, як правило, є гнучкішими², ціни в Інтернеті можуть швидше пристосовуватися до нових економічних умов, а тому можуть призвести до короткострокових відхилень, тоді як довгострокова інфляція в Інтернеті повинна відповідати офіційним оцінкам. З іншого боку, розбіжності можуть виникати через технічні проблеми, принципово різні підходи до збору даних, а також методи побудови онлайн-індексів. На відміну від офіційних, онлайн-дані, зібрані за допомогою веб-скрепінгу, зазвичай включають велику кількість товарних одиниць, тоді як охоплення роздрібних точок продажу та регіонів є обмеженим. Крім того, високочастотні онлайн-дані можуть характеризуватися великою кількістю відсутніх спостережень через технічні помилки під час веб-скрепінгу або через відсутність окремих товарів у продажу протягом певного часу. Як наслідок товарна структура онлайн-індексів цін може змінюватися в часі, що зазвичай не відповідає стандартним підходам, які використовуються статистичними організаціями. Таким чином, перш ніж робити будь-які

висновки про те, чи відображають онлайн-ціни нову інформацію щодо динаміки інфляції, важливо дослідити фактори, котрі зумовлюють такі розбіжності.

У цій статті ми розробляємо онлайн — індекс споживчих цін для України, використовуючи великий масив даних онлайн-цін і порівнюємо його з офіційною статистикою, наданою Державною службою статистики України. Ми розраховуємо компоненти індексу споживчих цін на основі онлайн-даних, які згодом агрегуємо до загального онлайн-ІСЦ. Наш унікальний масив даних містить близько трьох мільйонів спостережень за роздрібними цінами на споживчі товари в Інтернеті у п'ятьох найбільших містах України. Дані охоплюють період із січня 2016-го до грудня 2017 року включно і покривають близько 46% споживчого кошика інфляції в Україні. Результати аналізу свідчать, що онлайн-інфляція загалом узгоджується з офіційними оцінками, але розбіжності можуть виникати на рівні окремих компонентів ІСЦ. Ми також досліджуємо властивості нашого масиву даних, які можуть пояснити такі розбіжності. Для цього використовуємо альтернативні методи фільтрації та агрегації, які поліпшують або зменшують здатність побудованих онлайн-індексів відображати динаміку офіційної статистики. Отримані результати свідчать, що онлайн-індекси цін можуть відхилитися від офіційних значень через технічні проблеми під час збору даних та недостатнє покриття даних. Однак наш аналіз вказує на те, що онлайн-ціни можуть випереджати дані офіційної статистики й містити нову інформацію, яку не було охоплено в офіційному індексі споживчих цін.

Стаття побудована таким чином. У другому розділі описано масив онлайн-даних, що використовується для нашого аналізу. У третьому розділі подано онлайн-індекси цін для окремих компонентів ІСЦ та на агрегованому рівні, а також досліджується їхня відповідність офіційній статистиці. Четвертий розділ містить висновки.

2. ОНЛАЙН-ЦІНИ НА СПОЖИВЧІ ТОВАРИ В УКРАЇНІ

У нашому аналізі використано онлайн-ціни на споживчі товари в Україні, отримані за допомогою веб-скрепінгу в Національному банку України (НБУ). У 2015 році НБУ розпочав проект веб-скрепінгу з метою поліпшення збору даних щодо споживчих цін та доповнення офіційної статистики стосовно ІСЦ.

Індекс споживчих цін, наданий Державною службою статистики України, є основним показником для відстеження тенденцій інфляційного розвитку, що використовуються Національним банком України для проведення монетарної політики. Споживчий кошик для розрахунку ІСЦ в Україні складається з 328 компонентів, 40% яких становлять продукти харчування, напої та алкоголь. У таблиці 1 наведено описову статистику щодо загального індексу споживчих цін та основних агрегованих категорій індексів споживчих цін.

Масив онлайн-даних НБУ охоплює декілька провідних роздрібних інтернет-магазинів, які, крім онлайн-платформ, мають широкую мережу офлайн-супермаркетів у п'яти найбільших містах (Київ, Харків, Дніпро, Одеса та

¹ Див. для прикладу: <http://www.thebillionpricesproject.com>

² Див. для прикладу Gorodnichenko & Talavera (2017).

Львів). Ці супермаркети і їхні онлайн-платформи пропонують широкий асортимент продуктів харчування, напоїв, алкогольних та тютюнових виробів. Масив даних охоплює до 46% споживчого кошика України та включає більш як 130 компонент індексу споживчих цін. Із початку проекту масив даних НБУ налічує 75 000 найменувань товарів і майже 3 мільйони тижневих спостережень³ (із січня 2016 року до грудня 2017 року). Більшість онлайн-цін у масиві даних походить з онлайн-магазинів Києва, який можна вважати найбільшим споживачем у сфері електронної комерції. Харків, Дніпро та Одеса мають приблизно однакові частки, водночас Львів наразі майже не представлений у масиві даних. У таблиці 2 надано описову статистику масиву онлайн-даних.

3. ПОБУДОВА ОНЛАЙН-ІНДЕКСІВ

Масив онлайн-даних НБУ надає розширену інформацію щодо цін на товари на мікрорівні в різних регіонах України. Для того, щоб з'ясувати, чи узгоджуються онлайн-ціни з офіційною статистикою, розрахуємо онлайн-індекси та порівняємо їх з офіційними даними.

3.1. Онлайн – індекси компонент ІСЦ

Наслідуючи поширену практику⁴, ми спершу розраховуємо онлайн-індекси як прості середні значення щотижневих змін онлайн-цін у межах вузько визначеної групи, а саме на рівні компонент ІСЦ:

$$\Delta p_{i,t} = \sum_{j=1}^K \left[\frac{(P_{ij,t} - P_{ij,t-1})}{P_{ij,t-1}} \right] \div K,$$

де $\Delta p_{i,t}$, $i=1,2,3...N$, означає середню щотижневу зміну цін у відсотках у межах компоненти i ; $P_{ij,t}$, $j=1,2,3...K$, – ціна певного товару j в межах компоненти i .

Після цього щотижневі часові ряди в межах окремих компонент ІСЦ трансформуються в ряди зі щомісячною частотою, що полегшує порівняння з офіційною статистикою. Оскільки масив даних оновлюється щотижня, а кількість тижнів у місяці може відрізнятись, ми спершу трансформуємо онлайн-дані таким чином, щоб отримати рівно чотири спостереження протягом місяця та уникнути проблем із перетворенням частот. Це виконується шляхом поділу місяця на чотири частини та зіставлення онлайн-даних (наприклад, перші сім днів, другі сім днів, треті сім днів і решта днів). За наявності більш ніж одного спостереження протягом певного періоду в місяці береться їх просте середнє. Після цього ми генеруємо індекси в місячному вираженні й конвертуємо тижневий ряд даних у місячний ряд даних:

$$\Delta_4 p_{i,m}^w = \prod_{j=1}^4 (\Delta p_{i,m+w-j} + 1),$$

де $\Delta_4 p_{i,m}^w$ означає місячну зміну онлайн-цін у тиждень $w=[1:4]$. У результаті отримуємо чотири щотижневі часові ряди, які відображають зміну цін за один місяць.

На графіку 1 відображено декілька онлайн-індексів окремих компонент ІСЦ разом із їхніми офіційними відповідниками. Ми наводимо онлайн-індекси, побудовані на третьому тижні кожного місяця, оскільки Державна служба статистики України зазначає, що збирає дані про ціни приблизно протягом цього часу. Відповідність онлайн-цін офіційним даним відрізняється за компонентами. Наприклад, онлайн-індекси цін на яйця, яблука, виноград та кефір досить точно передають загальні тенденції та короткострокові коливання офіційної статистики, водночас помилки не перевищують двох стандартних відхилень. Деякі онлайн-індекси, наприклад, для батонів, мороженої риби та соняшникової олії, відображають довгострокову динаміку місячної інфляції, однак можуть суттєво відрізнятись в короткостроковій перспективі. Відхилення онлайн-індексів для м'ясної вирізки та шоколаду від офіційних даних, своєю чергою, може бути тривалішим протягом деяких періодів.

Крім простої візуалізації, ми також перевіряємо узгодженість онлайн-індексів з офіційною статистикою шляхом розрахунку середньої квадратичної похибки (від англ. Root Mean Square Error – RMSE) у межах окремих компонент ІСЦ (див. таблицю 3). Для цілей порівняння ми також надаємо RMSE, скориговані на стандартні відхилення офіційної інфляції відповідної компоненти, оскільки їх волатильність може істотно відрізнятись. Ми наводимо розрахунки для чотирьох тижневих індексів місячної зміни цін. Згідно з результатами навіть скориговані RMSE можуть суттєво відрізнятись для окремих компонент ІСЦ. Середні RMSE для всіх компонент удвічі перевищують стандартне відхилення офіційної інфляції. Тоді як мінімальне значення скоригованої RMSE становить близько 0.5%, максимальне значення перевищує 11%. Водночас для майже 70% онлайн-індексів помилки, що переоцінюють офіційну інфляцію, переважають над тими, що її недооцінюють.

Для визначення факторів, які зумовлюють розбіжності між онлайн-індексами цін та офіційними індексами цін, ми застосовуємо різні методи фільтрації та вивчаємо властивості даних, які поліпшують або погіршують здатність онлайн-індексів апроксимувати офіційні дані. Для цього будемо альтернативні онлайн-індекси шляхом вибіркового виключення товарів із масиву даних. Зокрема, проводимо 99 ітерацій, у яких кожен товар може залишитись в загальній вибірці з імовірністю 1%, 2% і до 99%. Для кожного рівня ймовірності повторюємо описану процедуру 100 разів і, зрештою, отримуємо 9 900 альтернативних масивів даних із різним складом товарів. Для кожного альтернативного масиву даних будемо чотири тижневих онлайн-індекси місячної зміни цін, як було описано вище. Потім порівнюємо побудовані індекси з офіційною статистикою шляхом розрахунку RMSE. Враховуючи, що кожен альтернативний масив даних складається з різної кількості товарів із різною кількістю відсутніх спостережень і унікальним середнім стандартним відхиленням у межах вузько визначеної групи, ми тепер можемо дослідити, які особливості масиву даних впливають на здатність онлайн-індексів апроксимувати офіційну статистику. Для цього оцінюємо панельну регресію такої форми:

³ Збір даних проводився на щоденній основі, однак ми використовуємо спостереження, отримані шляхом розрахунку середньої ціни за тиждень. Це дає змогу уникати проблем із надмірною кількістю втрачених спостережень і тимчасових помилок у програмному кодї веб-скрепінгу.

⁴ Наш підхід подібний до підходу Cavallo (2013), однак ми використовуємо просте середнє змін онлайн-цін замість геометричного середнього.

$$RMSE_{i,k} = \beta_0 + \beta_1 Obs_{i,k} + \beta_2 Members_{i,k} + \beta_3 SD_{i,k} + u_i + \varepsilon_{ik},$$

де $RMSE_{i,k}$ позначає RMSE усереднену для чотирьох тижневих індексів у межах компоненти i для ітерації k ; $Obs_{i,k}$, $Members_{i,k}$ та $SD_{i,k}$ позначають відповідно середню кількість наявних спостережень у групі, кількість товарів у групі, а також середнє стандартне відхилення групи; u_i означає крос-компонентний незмінний у часі фіксований ефект, що дає змогу відобразити особливості окремої компоненти; насамкінець ε_{ik} позначає залишки.

Оцінені коефіцієнти свідчать (див. таблицю 4), що за вищої волатильності онлайн-цін у межах окремої компоненти розбіжність побудованих індексів з офіційною статистикою зростає. Водночас зменшення кількості товарів у масиві даних впливає на зростання RMSE, і, як наслідок, рівень відповідності офіційним даним знижується. Таким чином, розбіжності між онлайн-інфляцією та офіційною інфляцією можуть бути спричинені недостатнім покриттям масиву даних. Неочікувані результати отримано для середньої кількості наявних спостережень, адже кореляція з помилками прогнозу є позитивною. Відповідно збільшення кількості наявних спостережень у вибірці впливає на збільшення RMSE.

Далі ми відфільтруємо товари, що погіршують здатність онлайн-індексів відображати офіційну статистику. Спершу виключаємо з вибірки ті товари, ціни на які характеризуються високими стандартними відхиленнями порівняно із середніми значеннями в межах окремих компонент. Ми будемо альтернативні онлайн-індекси шляхом виключення верхнього та нижнього процентиля стандартних відхилень (а саме 121 ітерація від 0 до 50-го верхнього та нижнього процентиля) і розраховуємо частку індексів, RMSE яких нижча від середнього значення серед усіх ітерацій. На графіку 2 наведено результати експерименту.

Результати аналізу свідчать, що виключення товарів аж до верхнього 20-го процентиля у вузько визначеній групі з високими стандартними відхиленнями підвищує рівень відповідності онлайн-індексів офіційним даним, що також підтверджує результати оцінки панельної регресії. Натомість виключення нижнього процентиля не зменшує RMSE. З одного боку, це може вказувати на те, що масив онлайн-даних містить певні викиди, які з технічних причин з'являються в процесі веб-скрепінгу. Зокрема, ціна може суттєво змінитися, якщо змінюється одиниця виміру кількості товару. Якщо роздрібний продавець змінює одиницю виміру кількості товару, але використовує ту саму сторінку в Інтернеті, програмний код веб-скрепінгу не може розпізнати такі зміни без зовнішнього втручання. Водночас частка таких викидів, спричинених технічними проблемами, мала б бути незначною. У нашому випадку, однак, дана частка може перевищувати 20 відсотків, а це вказує на те, що вкрай волатильні ціни можуть насправді відображати нову інформацію у короткостроковій перспективі, неохоплену офіційною статистикою.

З метою перевірки того, чи впливає кількість наявних спостережень на здатність онлайн-цін апроксимувати офіційну статистику, ми повторюємо описану вище процедуру шляхом виключення товарів із великою кількістю відсутніх спостережень. Однак RSME зростає зі

збільшенням вимог до фільтрування, що підтверджують результати оцінки панельної регресії. Враховуючи те, що кількість товарів у групі має негативну кореляцію з RMSE, додаткове виключення товарів погіршує рівень відповідності онлайн-індексів офіційним даним. Згідно з отриманими результатами наявність у масиві онлайн-даних товарів із великою кількістю спостережень у вибірці не обов'язково гарантує кращі результати, тому включення рідко відстежуваних товарів із великою кількістю пропущених спостережень не зменшує рівень збігів.

Зрештою, ми тестуємо рівень відповідності онлайн-індексів, згенерованих для різних тижнів місяця. Мета цього завдання — дослідити здатність онлайн-індексів апроксимувати офіційну статистику з появою оновлених щотижня даних. Крім тижневих індексів, що відображають зміну цін за останні чотири тижні, розраховуємо середню онлайн-інфляцію з плином часу. Наприклад, наприкінці першого тижня місяця ми маємо інформацію про те, як змінилися ціни порівняно з першим тижнем попереднього місяця. Наприкінці наступного тижня, на доповнення до першотижневої інфляції, отримуємо дані про інфляцію на другому тижні. З метою кращого врахування динаміки цін можемо також розрахувати середнє значення інфляції за перший та другий тижні. Те саме стосується наступних тижнів. Ми також порівнюємо офіційні показники інфляції за певний місяць з онлайн-інфляцією за останній тиждень попереднього місяця та перший тиждень наступного місяця. На графіку 3 відображено значення RMSE, усереднене для всіх компонент ІСЦ для різних тижневих індексів місячної зміни цін.

Згідно з результатами частка онлайн-індексів із найнижчим рівнем RMSE є найвищою для онлайн-інфляції за другий тиждень. Варто зауважити, що Державна служба статистики України збирає дані про ціни на початку другої половини місяця, що узгоджується з нашими результатами. Водночас середнє значення RMSE для всіх онлайн-індексів, які відображають усереднене значення індексів за попередні тижні, зменшується з плином часу та появою оновлених даних. Це є додатковим підтвердженням того, що онлайн-інфляція може випереджати офіційні показники, а тому є гарним орієнтиром для прогнозів.

Отже, згідно з результатами нашого аналізу онлайн-інфляція загалом відповідає офіційним даним, однак розбіжності можуть виникати на рівні окремих компонент ІСЦ. Ці відмінності можна пояснити як властивостями масиву даних, як-от покриттям товарів, так і тим фактом, що онлайн-ціни насправді відображають нову інформацію, яка не фіксується офіційною статистикою. Зокрема, онлайн-ціни можуть бути значно волатильнішими і швидше реагувати на нові економічні умови.

3.2. Онлайн — індекси агрегованих категорій ІСЦ

У попередньому розділі ми побудували онлайн-індекси споживчих цін у межах окремих компонент ІСЦ. Надалі переходимо до побудови загального онлайн-індексу споживчих цін та окремих агрегованих категорій, що дасть змогу дослідити відповідність онлайн-цін загальним інфляційним тенденціям у країні.

Ми використовуємо кілька альтернативних підходів до агрегування онлайн-індексів. По-перше, це просте

середнє значення всіх онлайн-індексів окремих категорій ІСЦ. Зокрема, для агрегування загальної інфляції використовуємо просте середнє значення всіх онлайн-індексів, водночас для онлайн-цін на продукти харчування включаємо лише ті індекси, які належать до категорії продуктів харчування. Крім цього, також використовуємо ваги структури споживчого кошика, що надається Державною службою статистики України, та агрегуємо онлайн-індекси як зважене середнє. Оскільки масив онлайн-даних містить до 46% споживчого кошика в Україні (134 із 328 компонентів), розраховуємо відносні ваги з використанням лише компонентів, представлених у масиві даних. Насамкінець для порівняння результатів за різних типів агрегації розраховуємо індекс, що містить середню динаміку цін на всі товари в масиві даних без побудови індексів окремих компонент. У таблиці 5 відображено RMSE агрегованих онлайн-індексів для загального ІСЦ, розрахункового ІСЦ (містить лише компоненти, представлені в масиві онлайн-даних), ІСЦ на продукти харчування та його окремі категорії, ІСЦ на напої, а також на алкогольні та тютюнові вироби. На графіку 4 візуалізовано отримані результати і відображено офіційну та онлайн-інфляцію.

Для більшості агрегованих онлайн-індексів зважене середнє онлайн-індексів окремих компонент поліпшує рівень відповідності онлайн-даних офіційній статистиці. Зокрема, для розрахункового ІСЦ, що включає лише компоненти, подані в онлайн-масиві даних, RMSE зменшується з 1.06% до 0.93%. Те саме стосується агрегованих індексів на продукти харчування, оскільки наш масив онлайн-даних охоплює здебільшого саме продукти харчування. Незважаючи на те, що результати агрегованих онлайн-індексів для загального ІСЦ є змішаними, RMSE не перевищує 1%. Це вказує на те, що в той час як частка компонент, яка не представлена в масиві даних, відіграє важливу роль, наш масив онлайн-даних спроможний охопити загальну динаміку цін у країні, оскільки середня квадратична похибка для більшості індексів не перевищує одного стандартного відхилення офіційної статистики.

4. ВИСНОВКИ

Швидкий розвиток електронної торгівлі впродовж останніх десятиліть розширює можливості державних органів, відповідальних за здійснення економічної політики, спостерігати за поточними тенденціями в економіці країни за допомогою аналізу великих масивів даних. У цій статті ми розраховуємо онлайн-індекс споживчих цін, використовуючи багатий масив даних онлайн-цін, отриманий у процесі веб-скрепінгу в Національному банку України, і порівнюємо його узгодженість із даними офіційної статистики. Спершу ми генеруємо онлайн-індекси в межах окремих компонент ІСЦ, а потім агрегуємо їх до загального ІСЦ, а також окремих категорій ІСЦ. Наш

унікальний масив даних містить близько трьох мільйонів спостережень за роздрібними онлайн-цінами на споживчі товари в п'ятих найбільших містах України за період із січня 2016 року до грудня 2017 року. Онлайн-дані охоплюють близько 46% споживчого кошика України.

Ми досліджуємо властивості масиву даних, які поліпшують чи погіршують його здатність відображати офіційну статистику. Згідно з нашими результатами онлайн-індекси цін загалом узгоджуються з офіційною статистикою, однак рівень відповідності онлайн-даних відрізняється для окремих компонент ІСЦ. Розбіжності лише частково можна пояснити технічними особливостями масиву даних. Зокрема, важливу роль відіграє кількість товарів у масиві даних, а з цього випливає, що здатність онлайн-індексів збігатися з даними офіційної статистики зростає, якщо онлайн-масив даних охоплює широкий спектр товарів у вузько визначеній групі. Натомість товари з великою кількістю спостережень у вибірці не обов'язково гарантують кращий рівень збігів, а це означає, що включення рідко відстежуваних товарів із великою кількістю відсутніх спостережень не впливає на рівень відповідності онлайн-індексів офіційним даним. Насамкінець використання офіційних ваг структури споживчого кошика під час побудови агрегованих індексів зменшує відхилення індексів онлайн-цін від даних офіційної статистики.

Водночас онлайн-ціни можуть насправді відображати нову інформацію, яка не фіксується офіційною статистикою. Онлайн-ціни на деякі товари можуть бути набагато волатильніші, а тому виключення таких товарів збільшує рівень відповідності онлайн-індексів. Здатність високочастотних онлайн-даних наблизитися до офіційної місячної інфляції зростає за умови врахування ширшого періоду змін онлайн-цін. Це вказує на те, що онлайн-ціни можуть швидше реагувати на нові економічні умови, а отже, можуть слугувати орієнтиром для прогнозування офіційної статистики.

Наш аналіз підтверджує значну кількість фактів у літературі (наприклад, Cavallo and Rigobon, 2016; Breton et. al., 2015) про те, що онлайн-ціни можуть використовуватися як додаткове джерело інформації для спостереження поточної динаміки інфляції. Вони можуть також використовуватися для так званого наукастингу або короткострокового прогнозування, оскільки онлайн-дані доступні в режимі реального часу і з високою частотою. Таким чином, мета подальших наших досліджень — розробка уніфікованої методології для наукастингу для інфляції на основі онлайн-даних разом із більш традиційними підходами. Зокрема, онлайн-ціни здатні потенційно поліпшувати результати динамічних факторних моделей, які зазвичай використовуються для наукастингу макроекономічних показників.

ЛІТЕРАТУРА

- Breton R., Clews G., Metcalfe L., Milliken N., Payne C., Winton J., Woods A. (2015). Research Indexes Using Web Scraped Data. Office for National Statistics, UK.
- Cavallo A., Rigobon R. (2016). The Billion Prices Project: Using Online Prices for Measurement and Research. Journal of Economic Perspectives, Vol. 30, No. 2, pp. 151-178.
- Cavallo A. (2013). Online and Official Price Indexes: Measuring Argentina's Inflation. Journal of Monetary Economics, Vol. 60, Issue 2, pp. 152-165.
- Coupe T., Petruscha E. (2014). Can We Trust Official Inflation Measures? A Check Based on Inflation at Ukrainian Online Supermarkets. Focus Ukraine.
- Griffioen R., Haan J., Willenborg L. (2014). Collecting Clothing Data from the Internet. Proceedings of Meeting of the Group of Experts on Consumer Price Indexes, May 26–28.
- Gorodnichenko Y., Talavera O. (2017). Price Setting in Online Markets: Basic Facts, International Comparisons, and Cross-Border Integration. American Economic Review, Vol. 107, No. 1, pp. 249-282.
- Hammond G. (2011). State of the Art Inflation Targeting. Center for Central Banking Studies Handbook, No. 29, Bank of England, London.
- Horrigan M. W. (2013). Big Data: A Perspective from the BLS. Amstat News, January 1. Available at <http://magazine.amstat.org/blog/2013/01/01/sci-policy-jan2013/>
- Jahan S. (2017). Inflation Targeting: Holding the Line. Finance & Development (IMF). Available at <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/basics/target.htm>
- Krsinich F. (2015). Price Indexes from Online Data Using the Fixed-Effects WindowSplice (FEWS) Index. Paper presented at the Ottawa Group, Tokyo, Japan, May 20-22, 2015.
- Nygaard R. (2015). The Use of Online Prices in the Norwegian Consumer Price Index. Paper prepared for the meeting of the Ottawa Group, Tokyo, Japan, May 20-22, 2015.
- Roger S. (2010). Inflation Targeting Turns 20. Finance & Development, Vol. 47, No. 1, IMF, pp. 46-49.

ДОДАТОК. ТАБЛИЦІ Й ГРАФІКИ

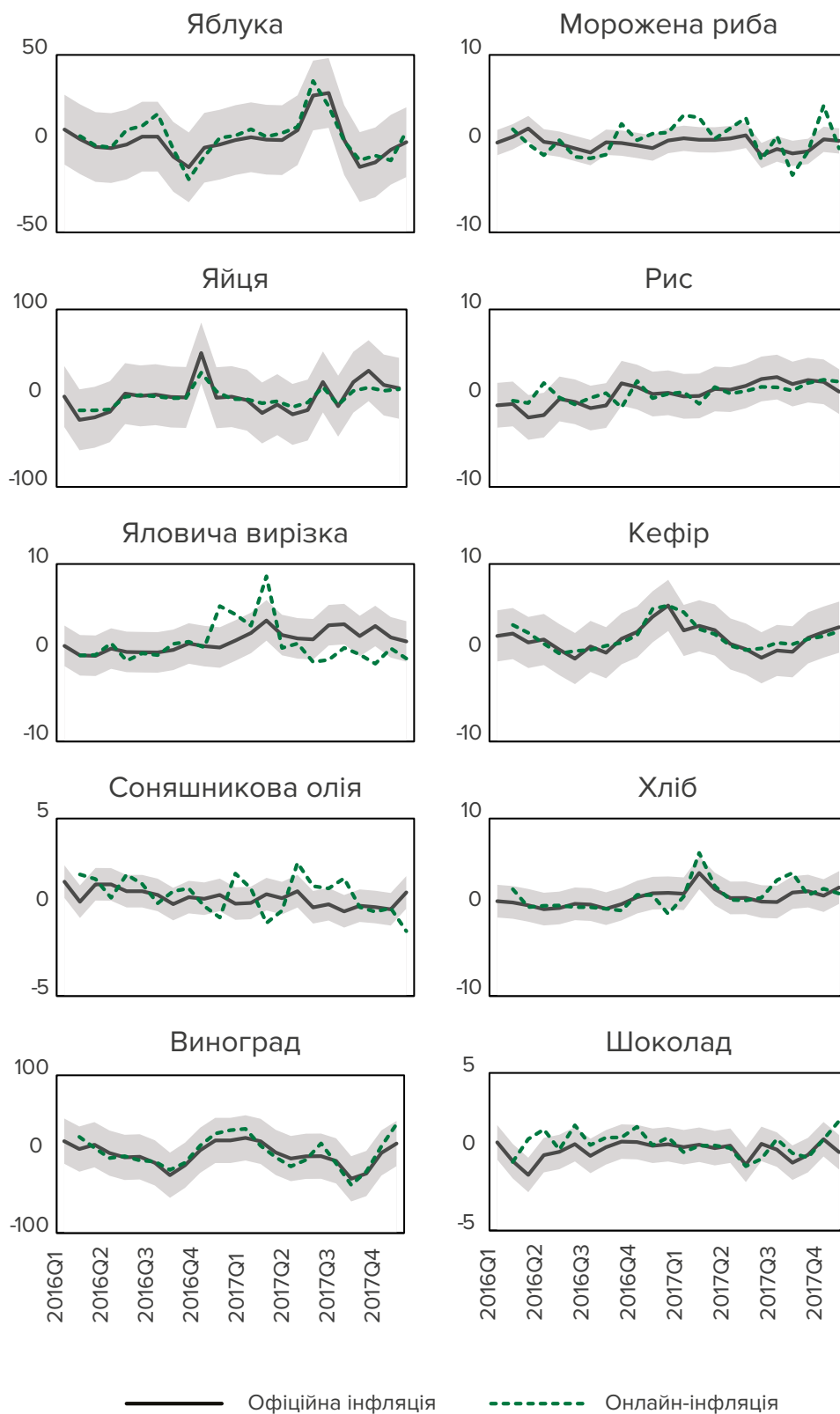
Таблиця 1. Описова статистика офіційної інфляції

Індекс	% споживчого кошика	Кількість компонент	Ст. відх.	Мін.	Сер.	Макс.
ІСЦ	100	328	1.00	-0.36	1.04	3.52
Продукти харчування	39.6	113	1.26	-1.06	0.81	3.42
- Хліб	7.3	21	0.69	-1.15	0.66	1.96
- М'ясо	10.1	23	1.61	-1.32	1.33	5.15
- Риба	2.2	9	0.59	-0.90	0.15	1.26
- Молоко	6.2	14	3.83	-5.15	1.29	11.43
- Жири	4.6	6	1.13	-0.36	1.16	3.60
- Фрукти	2.3	10	5.46	-5.70	1.05	13.45
- Овочі	2.4	16	10.04	-21.50	-0.31	16.69
- Цукор	3.4	7	0.92	-1.90	0.36	2.21
Напої	1.4	7	0.28	-0.04	0.42	1.03
Алкоголь	9.2	12	1.28	-1.91	1.69	3.33

Таблиця 2. Описова статистика масиву онлайн-даних

Індекс	% споживчого кошика	Відн. частка	Кількість компонент	К-сть товарів, 1000	К-сть спостережень, 1м	Сер. ст. відх.
ІСЦ	45.7	45.7	134	75.1	2.48	4.96
Продукти харчування	34.1	86.2	93	34.3	1.11	5.57
- Хліб	6.8	93.0	19	8.19	0.29	3.39
- М'ясо	7.1	70.7	16	3.51	0.11	3.42
- Риба	2.2	100	9	2.57	0.09	4.01
- Молоко	5.4	86.0	11	4.96	0.15	3.80
- Жири	4.4	96.8	4	0.72	0.03	3.99
- Фрукти	1.4	60.2	5	0.74	0.02	9.66
- Овочі	2.3	99.0	15	1.90	0.06	13.18
- Цукор	3.4	100	7	6.93	0.20	3.41
Напої	1.4	98.9	6	10.5	0.40	4.71
Алкоголь	6.2	67.6	7	9.92	0.37	3.59

Графік 1. Вибрані онлайн-індекси компонент ІСЦ разом із даними офіційної статистики в місячному вираженні (%)



Таблиця 3. Рівень відповідності онлайн-індексів офіційній статистиці

		Тиждень I	Тиждень II	Тиждень III	Тиждень IV
RMSE	<i>Сер.</i>	4.97	4.97	5.09	5.30
	<i>Мін.</i>	0.73	0.78	0.65	0.78
	<i>Макс.</i>	84.75	110.30	75.82	86.17
Скоригована RMSE*	<i>Сер.</i>	2.68	2.54	2.61	2.73
	<i>Мін.</i>	0.49	0.48	0.39	0.50
	<i>Макс.</i>	11.13	11.70	11.76	28.08
Сер. помилка переоцінки		3.99	3.81	3.95	4.11
Сер. помилка недооцінки		2.89	2.67	2.83	3.14
Частка індексів із переважно помилками переоцінки		70%	72%	72%	72%

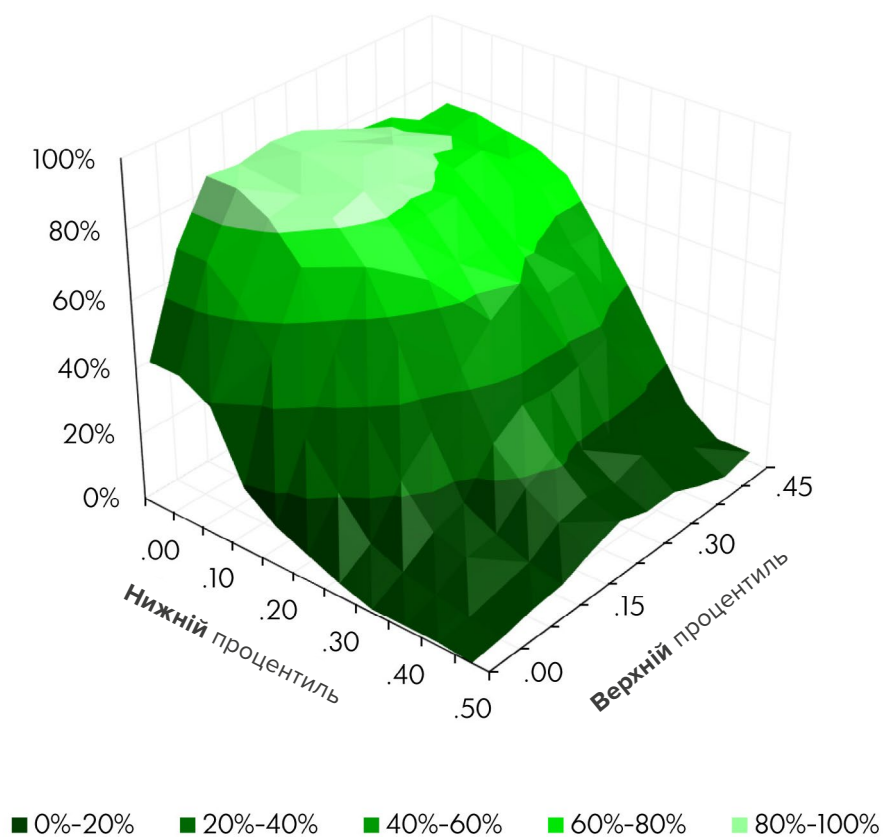
* Середні квадратичні похибки, скориговані відповідно до стандартного відхилення відповідної компоненти офіційної інфляції для цілей порівняння.

Таблиця 4. Детермінанти рівня відповідності онлайн-індексів офіційній статистиці (панельна регресія)

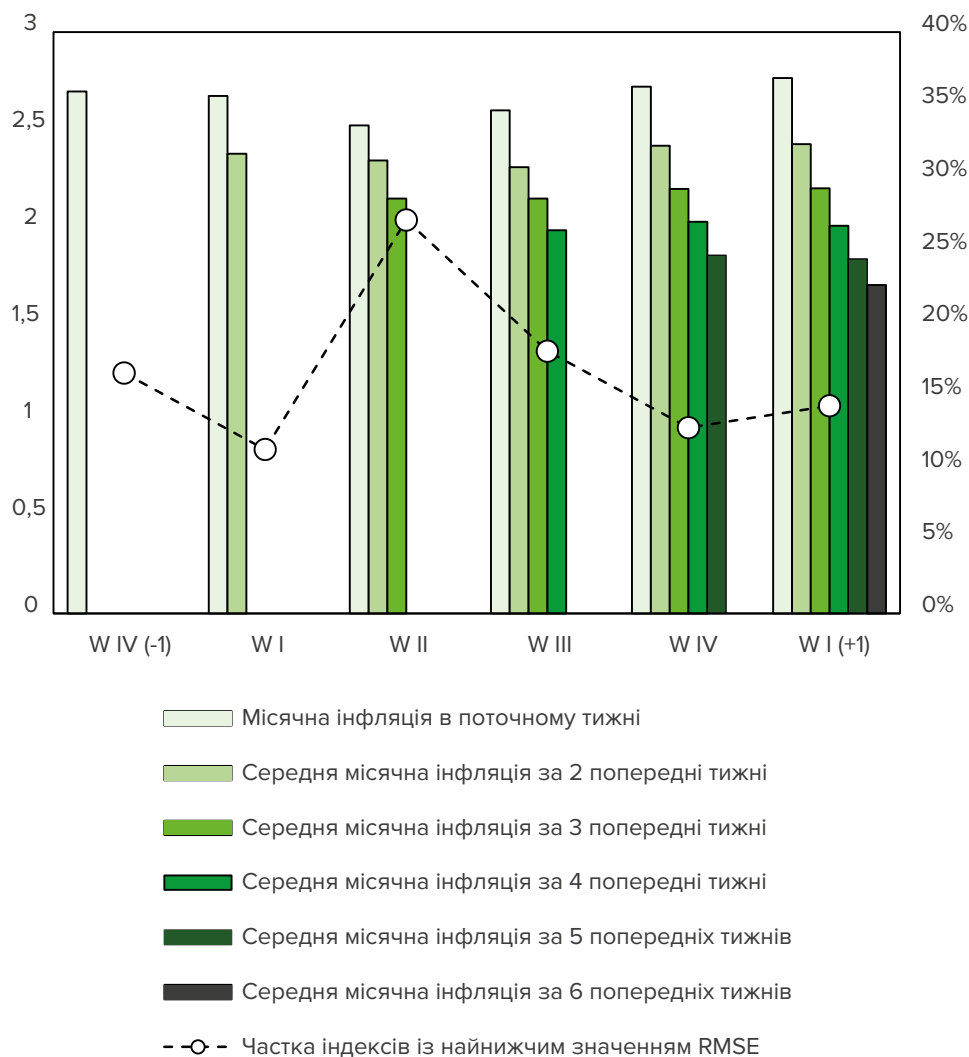
RMSE	1)	2)	3)	4)	5)	6)	7)
Середня кількість спостережень	8.661* (0.137)			8.470* (0.137)	3.957* (0.073)		3.784* (0.073)
Кількість найменувань товарів		-0.001* (0.000)		-0.001* (0.000)		-0.001* (0.000)	-0.001* (0.000)
Сер. ст. відх. групи			1.870* (0.001)		1.868* (0.001)	1.870* (0.001)	1.867* (0.001)
Фіксований ефект	V	V	V	V	V	V	V
R²	0.844	0.838	0.955	0.844	0.955	0.955	0.956

Примітка: Символ « * » означає значущість на рівні 1%.

Графік 2. Виключення верхніх та нижніх процентилів стандартних відхилень інфляції: частка компонентів ІСЦ, RMSE яких є нижчою від середнього значення



Графік 3. Рівень відповідності онлайн-індексів на різних тижнях протягом місяця: усереднене значення RMSE (ліва шкала), частка компонент із найнижчим значенням RMSE (права шкала)



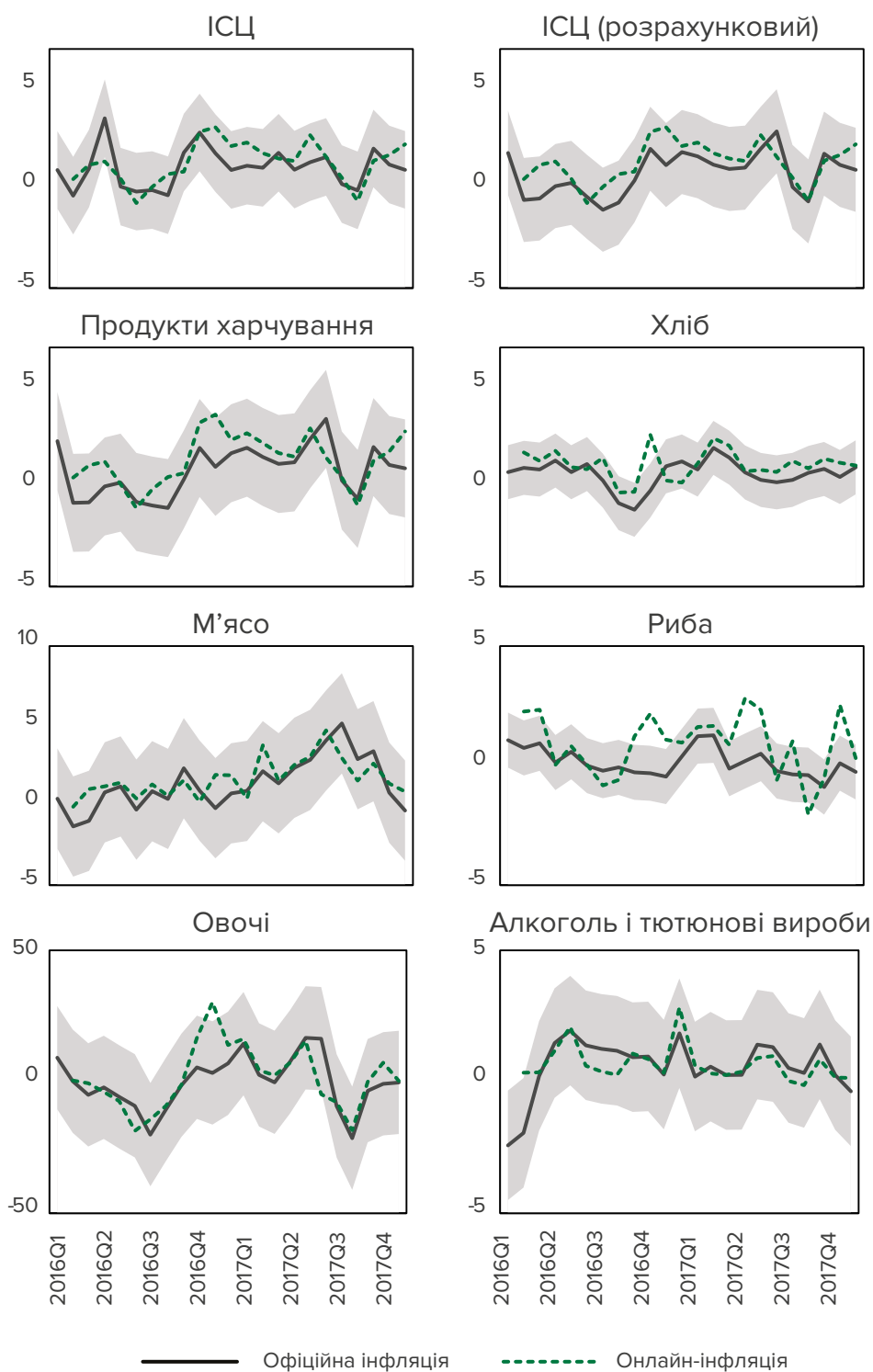
Примітка. RMSE скориговані відповідно до стандартного відхилення відповідної категорії офіційної інфляції для цілей порівняння.

Таблиця 5. RMSE агрегованих онлайн-індексів місячної зміни цін

Індекс	Просте середнє всіх товарів	Просте середнє онлайн-індексів компонент	Зважене середнє онлайн-індексів компонент
ІСЦ	0.81 (0.82)	1.89 (1.90)	0.90 (0.90)
ІСЦ (розрахунковий)	1.06 (0.99)	1.92 (1.78)	0.93 (0.87)
Продукти харчування	1.21 (0.97)	1.98 (1.58)	1.14 (0.91)
- Хліб	0.79 (1.14)	2.31 (3.33)	0.85 (1.23)
- М'ясо	1.37 (0.85)	2.96 (1.84)	1.07 (0.67)
- Риба	1.16 (1.97)	2.60 (4.43)	1.33 (2.26)
- Молоко	2.95 (0.77)	3.37 (0.88)	1.61 (0.42)
- Жири	4.65 (4.11)	1.68 (1.48)	2.79 (2.47)
- Фрукти	4.06 (0.74)	5.85 (1.07)	5.43 (1.00)
- Овочі	8.67 (0.86)	9.04 (0.90)	9.45 (0.94)
- Цукор	1.11 (1.21)	2.56 (2.79)	0.78 (0.85)
Напої	0.81 (2.93)	2.47 (8.90)	0.80 (2.90)
Алкоголь	1.20 (0.94)	2.51 (1.97)	0.82 (0.64)

Примітка. Значення в дужках відображають RMSE, скориговану на стандартне відхилення офіційної інфляції відповідної категорії для цілей порівняння.

Графік 4. Агрегована онлайн- та офіційна інфляція в місячному вираженні (%)



Примітка. Агреговані онлайн-індекси побудовані як зважене середнє індексів компонент, які також є середнім значенням чотирьох тижневих онлайн-індексів місячної зміни цін.

МАКРОЕКОНОМІЧНІ ЕФЕКТИ ВІД УПРОВАДЖЕННЯ БУФЕРА КОНСЕРВАЦІЇ КАПІТАЛУ В УКРАЇНСЬКОМУ БАНКІВСЬКОМУ СЕКТОРІ

ПЕРВІН ДАДАШОВА^a, МАГНУС ЙОНССОН^b, ГАННА ОНИЩЕНКО^{c*}

^aНаціональний банк України; Національний університет “Кієво-Могилянська академія”

Email: pervin.dadashova@bank.gov.ua

^bБанк Швеції

Email: magnus.jonsson@riksbank.se

^cНаціональний банк України

Email: hanna.onyschenko@bank.gov.ua

Анотація

Національний банк України (НБУ) планує запровадження буфера консервації капіталу для банків України впродовж чотирьох років, починаючи з 2020 року. Ці зміни регулятивних вимог мають довгострокові переваги, оскільки підвищують стійкість банків, зменшуючи ймовірність виникнення та обсяг втрат від настання фінансових криз. Однак вищі вимоги до капіталу у вигляді буфера консервації можуть також призвести до короткострокових втрат унаслідок тимчасового зниження економічної активності. У цьому дослідженні за допомогою динамічної стохастичної моделі загальної рівноваги, відкаліброваної з урахуванням особливостей української економіки, було оцінено вплив різних стратегій запровадження буфера консервації на макроекономічні показники. Продемонстровано, що найефективнішою є поступова імплементація буфера з попереднім оголошенням, що відповідає затвердженій НБУ стратегії.

Класифікація JEL: E17, E58, G21

Ключові слова: буфери капіталу, динамічні стохастичні моделі загальної рівноваги, банки, макроекономічні втрати, макропруденційна політика, Україна

1. ВСТУП

Фінансова криза в Україні 2014–2015 років мала руйнівний вплив на українську економіку в цілому та банківський сектор зокрема. Ця криза, що була однією з низки криз, яких зазнала Україна після здобуття незалежності, визначила необхідність широкомасштабного перетворення фінансового сектору. Тому у 2015 році Національний банк України оголосив про свій намір поступово впроваджувати нові вимоги до капіталу банків відповідно до європейського стандарту вимог Базель III. Крім нових коефіцієнтів достатності капіталу, ці вимоги включають також буфери консервації капіталу, контрциклічний та системної важливості.

Банківський капітал є основою забезпечення фінансової стабільності і стійкості фінансової системи. Що більший капітал банків, то менша ймовірність фінансових криз та меншою є їхня руйнівна сила. Однак вищі вимоги до капіталу також можуть бути пов'язані з короткостроковими втратами. Швидке підвищення вимог до капіталу може призвести до скорочення обсягів кредитування, що, своєю чергою, може справити негативний короткостроковий вплив на обсяг випуску продукції та економічну діяльність. Ці короткострокові втрати можна скоротити, надаючи банкам достатньо часу для пристосування до нових вимог. Наприклад, суворіші вимоги можна оголосити заздалегідь та (або) впровадити поступово. Це дасть банкам більше часу для нарощування капіталу за рахунок нерозподілених прибутків або випуску інструментів власного капіталу.

* Погляди та думки, викладені в цій статті, є фаховою точкою зору авторів, яка може бути відмінною від офіційної політики чи позиції Національного банку України або Банку Швеції.

У цьому дослідженні ми оцінюємо, як різні стратегії впровадження суворіших вимог до капіталу впливають на показники економічної активності, а саме концентруємось на впровадженні буфера консервації капіталу в українському банківському секторі. Цей буфер накопичується в періоди економічного зростання і використовується для покриття можливих збитків, яких банки зазнали під час економічних спадів. НБУ планує збільшувати розмір буфера протягом чотирьох років, починаючи з 2020 року, на 0.625 відсоткового пункту щороку. У 2023 році, коли буфер буде повністю реалізовано, він досягне 2.5 відсотка.

В аналізі використано динамічну модель загальної рівноваги, відкалібровану відповідно до основних характеристик української економіки. Ми оцінюємо чотири різні стратегії впровадження буфера з точки зору їхньої здатності мінімізувати падіння обсягу випуску продукції на короткостроковому горизонті. Відповідно до першої стратегії буфер упроваджується негайно, без попереднього оголошення. Другою стратегією передбачається, що впровадження буфера оголошено регулятором заздалегідь. За сценарієм третьої стратегії відбувається поступове запровадження буфера, але без попереднього оголошення. Четверта, остання стратегія, наближена до фактичної стратегії, яку розробив НБУ, де спершу попередньо оголошують про поступове впровадження буфера. Ми виявили, що короткострокові втрати обсягу випуску продукції можна зменшити завдяки попередньому оголошенню та поступовому впровадженню буфера відповідно до положень, які розробив НБУ.

Стаття структурована таким чином: у наступному пункті розглянуто реакцію регуляторів на глобальну фінансову кризу 2008 року, а також переваги і втрати від упровадження підвищених вимог до капіталу. У розділі 2 наведено короткий огляд існуючих та майбутніх вимог до обсягу регулятивного капіталу в Україні. Розділ 3 присвячено розгляду структури моделі, способів її калібрування за деякими довгостроковими характеристиками української економіки та результатів моделювання. В останньому розділі підсумовуються отримані результати й окреслюються майбутні напрями дослідження.

1.1. Світова фінансова криза 2008 року та реакція регуляторів

Фінансова криза 2008 року продемонструвала, що подібні шоківі явища призводять до значних економічних втрат. Найважливішим уроком цієї кризи є недостатність мікропруденційних заходів та моніторингу за окремими фінансовими установами для забезпечення фінансової стабільності, результатом – розробка і впровадження макропруденційних інструментів, які дають змогу запобігати ризикам фінансової системи в цілому. Крім того, вимоги до регулятивного капіталу, які діяли в 2008 році, виявилися недостатніми для поглинання банківських збитків, тому в деяких країнах уряди (тобто платники податків) витратили кошти для покриття прогалин у капіталі банківської системи заради згладжування наслідків кризи.

Після кризи Базельський комітет з питань банківського нагляду підготував новий стандарт банківського законодавства, так званий Базель III (або третю Базельську угоду). Одна із цілей цієї рамкової угоди – посилення вимог до капіталу порівняно з попереднім стандартом документа Базель II. Крім того, відповідно до вимог Базеля III впроваджуються нові вимоги до ліквідності, а саме коефіцієнти покриття ліквідністю і чистого стабільного фінансування.

Мінімальні вимоги до банківського капіталу згідно з Базелем III збільшено з 8 до 15.5% активів, *зважених за ризиком* = (RWA)¹. Крім того, запроваджено вимогу до коефіцієнта *левериджу* в розмірі 3%. Нижче наведено різницю між вищезазначеними показниками.

1.2. Визначення коефіцієнта достатності капіталу та коефіцієнта левериджу

Припустимо, що банк має два види активів – кредити домогосподарствам L^H та кредити підприємцям (або фірмам) L^E . Зобов'язання складаються з депозитів населення D і капіталу (або власного капіталу) K . У цьому випадку баланс банку буде таким:

$$L^H + L^E = D + K.$$

Співвідношення власних коштів банку та активів, *зважених за рівнем кредитного ризику* κ^{RWA} визначається таким чином:

$$\kappa^{RWA} = \frac{K}{\omega_H L^H + \omega_E L^E},$$

де $\omega_H L^H + \omega_E L^E$ – банківські кредити, *зважені за рівнем кредитного ризику*, та параметри ω_H і ω_E – це вагові коефіцієнти ризику за кредитами домогосподарствам та фірмам відповідно. Вагові коефіцієнти ризику повинні відображати ризикованість кредитів. Якщо певна категорія кредитів пов'язана з підвищеним ризиком, ця категорія матиме вищий ваговий коефіцієнт ризику. Наприклад, кредити фірмам часто вважають ризикованішими, ніж кредити домогосподарствам. Це означає, що в нашому прикладі ω_E вище, ніж ω_H .

Доки вагові коефіцієнти ризику відображають фактичну ризикованість кредитів, регуляторні вимоги, що ґрунтуються на зважуванні активів за рівнем кредитного ризику, можуть зробити ефективнішим розподіл капіталу в економіці. Однак вагові коефіцієнти ризику можуть розраховуватися банками самостійно або, як у випадку України, визначатися НБУ. Якщо з якихось причин ризикованість кредиту недооцінюють, то вагові коефіцієнти ризику будуть заниженими. Внаслідок цього вимоги до капіталу теж будуть занижені. Це одна з причин, чому вимоги до капіталу в Базелі III доповнено коефіцієнтом співвідношення власного капіталу і виданих позик $\kappa^{Leverage}$, що встановлює вимоги до рівня капіталу відносно загального кредитного портфеля, тобто,

$$\kappa^{Leverage} = \frac{K}{L^H + L^E}.$$

¹ Це випадок, коли активізуються всі вимоги документа Базель III, тобто мінімальні загальні вимоги до капіталу, буфер консервації, контрциклічний буфер і буфер системної важливості.

Таким чином, коефіцієнт левериджу доповнює стандартні вимоги до рівня капіталу у відношенні до активів, зважених за ризиком, для забезпечення стійкості банківського сектору.

1.3. Переваги та втрати від установлення вимог до капіталу

Відправною точкою під час обговорення переваг та втрат від регулювання рівня капіталу часто є так звана теорема Модільяні-Міллера, згідно з якою вимоги до капіталу не призводять до втрат, але є зайвими². Однак для того, щоб це твердження було справедливим, має бути виконана певна кількість умов. Наприклад, відсоткові витрати не повинні зменшувати базу оподаткування, не повинні бути жодних втрат під час банкрутства, а також має бути відсутня асиметрія інформації між позичальниками та кредиторами. Можна сперечатися про відносну важливість кожного із цих припущень, однак малоймовірно, що теорема Модільяні-Міллера справджується в реальності. А отже, встановлення вимог щодо певного співвідношення власних коштів банку та активів може відігравати важливу роль у наданні банкам стимулів дотримуватися соціально оптимальної поведінки.

Вимоги до капіталу банку сприяють фінансовій стабільності, знижуючи ймовірність банківських криз і витрат у разі їх настання. Якщо банки мають достатній капітал, то в майбутньому стимули прийняття надмірного ризику зменшуються. Вимоги до капіталу банку також діють як фактичний буфер для поглинання збитків банку. Загалом вищі вимоги до капіталу зменшують як імовірність фінансових криз, так і втрати від них через зміцнення стійкості банківського сектору. Однак вимоги до капіталу також можуть бути пов'язані короткостроковими та довгостроковими втратами³. Наприклад, залучення нового капіталу може бути предметом комісійних витрат і витрат на роуд-шоу⁴. Швидко підвищення вимог до капіталу може призвести до скорочення обсягів кредитування, що, у свою чергу, може справити негативний вплив на обсяг випуску продукції та знизити загальну економічну активність.

Короткострокове зменшення обсягів виробництва внаслідок упровадження вищих вимог до капіталу можна мінімізувати, надавши банкам час для пристосування. Наприклад, вищі вимоги можуть бути оголошені заздалегідь або ж упроваджуватися поступово, або ці обидві стратегії можуть бути поєднані. Таким чином, банки матимуть більше часу для нарощування буфера капіталу, використовуючи нерозподілений прибуток або випуск інструментів власного капіталу. Однак це не завжди можливо. За певних умов банки можуть зазнавати ринкового тиску і змушені пристосовуватися до нових вимог до капіталу в короткі терміни.

1.4. Вимоги до капіталу в Україні

Унаслідок двох серйозних фінансових криз у 2008 і 2014 роках НБУ зробив важливий крок до зміцнення

банківського сектору шляхом внесення змін до Закону "Про Національний банк України". Ці зміни закріпили за НБУ, серед іншого, відповідальність за розробку та реалізацію макропруденційної політики, одним із ключових інструментів якої є вимоги до капіталу.

Поточні вимоги до достатності регулятивного капіталу в Україні на рівні 10 відсотків буде доповнено вимогами до буферів капіталу, а саме буферів консервації капіталу, системної важливості та контрциклічного. Основна мета буфера консервації капіталу — забезпечити необхідний рівень капіталу банку в часи економічного стресу. Буфер консервації капіталу складається з високоякісних інструментів капіталу (основний капітал 1 рівня), які поглинають першу і найбільшу частину збитків під час кризи. Буфер буде встановлено на рівні 0.625 відсотка у 2020 році, а протягом наступних трьох років він поступово збільшуватиметься на 0.625 відсотка щороку, доки не досягне 2.5 відсотка у 2023 році.

Вимога до буфера системної важливості аналогічна вимозі до буфера консервації, але застосовується лише до системно важливих банків. Його рівень може варіюватися від 1 до 2 відсотків залежно від категорії важливості банку. Після 2020 року, залежно від економічних і фінансових умов в Україні, НБУ вирішить, коли цей буфер буде активовано.

Ризики у фінансовій системі можна розділити на циклічні та структурні. Інструменти макропруденційної політики також можна розділити за цією ознакою. Циклічні інструменти призначені для того, щоб змінюватися з плином часу, реагуючи на зміни, наприклад, фінансову нестійкість. З іншого боку, структурні інструменти мають бути реалізовані раз і назавжди, щоб створити безпечне та стабільне довгострокове фінансове середовище. Прикладом циклічного інструменту є контрциклічний буфер капіталу. У часи, коли кредитування домогосподарств та фірм стрімко зростає, вимоги до рівня буфера підвищуються. І навпаки, коли банки сповільнюють темпи кредитування, вимоги до буфера можуть бути знижені. Контрциклічний буфер складається з основного капіталу 1 рівня, так само як і буфери консервації та системної важливості. Впровадження цього буфера, як і буфера системної важливості, залежить від економічних та фінансових умов після 2020 року.

2. ДИНАМІЧНА МОДЕЛЬ ЗАГАЛЬНОЇ РІВНОВАГИ ДЛЯ ДОСЛІДЖЕННЯ ВИМОГ ДО КАПІТАЛУ

Для дослідження впливу вищих вимог до капіталу у формі буфера консервації ми використовуємо динамічну модель загальної рівноваги. На відміну від так званих моделей часткової рівноваги, які обмежують свою увагу певним ринком, приймаючи вартість товарів на інших ринках як визначені, моделі загальної рівноваги характеризуються взаємодією між різними ринками. Це, крім іншого, встановлює, що ціни на різних ринках можна визначити спільно. Те, що модель динамічна,

² Детальний аналіз втрат і переваг вимог до капіталу див. у: Modigliani, Miller (1958), Dagher et al. (2016).

³ У цьому дослідженні ми орієнтуємося на короткострокові витрати. У моделі немає довгострокового впливу на зростання ВВП постійних вищих вимог до капіталу, хоча є ефект негативного рівня.

⁴ Див. Myers і Majluf (1984 р.).

означає: вона враховує часовий аспект економічних рішень. Зазвичай економічні рішення включають час або міжчасовий аспект — наприклад, рішення щодо споживання та заощаджень, інвестиційні рішення, рішення щодо фінансування дефіциту тощо.

Формальний опис і пояснення економічної моделі наведено в Iacoviello (2015 р.). У цьому розділі ми лише коротко описуємо проблеми максимізації учасників економічних відносин, тобто домогосподарств, підприємців та банків.

2.1. Домогосподарства

Домогосподарства, визначені вказівником H , обирають рівень споживання, частку житла у власності, обсяг депозитів на поточний період та час на дозвілля, що підлягають бюджетному обмеженню, щоб максимізувати очікувану корисність. Формально вони максимізують наведену нижче функцію корисності:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_H^t (\ln C_{H,t} + \omega \ln H_{H,t} + \tau \ln(1 - N_{H,t})),$$

де β — суб'єктивний коефіцієнт дисконтування, C_H — споживання, H_H — житло у власності та N_H — час, витрачений на роботу (зауважте, що час нормалізується до одиниці, тобто дозвілля дорівнює одиниці мінус час, витрачений на роботу). Параметри ω та τ — це ваги житла та дозвілля у функції домогосподарств. Максимізація відбувається в рамках такого бюджетного обмеження:

$$C_{H,t} + D_{H,t} + q_t(H_{H,t} - H_{H,t-1}) = R_{D,t-1}D_{H,t-1} + W_t N_{H,t},$$

де D_H — депозити на поточний період, R_D — валовий дохід від депозитів, q — ціна нерухомості, а W — фактична ставка заробітної плати. Домогосподарства зберігають частину доходу на майбутнє, надаючи підприємцям кредити через посередництво банків. Так домогосподарства фінансують частину виробництва в економіці. Дохід домогосподарств складається із заробітної плати і відсотків за заощадженнями. Доходи витрачаються на споживання, придбання житла та заощадження на депозитах у банках.

2.2. Підприємці

Підприємці (можуть тлумачитись як невеликі фірми або самозайняті особи) виробляють певний обсяг продукції в економіці. Вони позначаються вказівником E й обирають рівень споживання, обсяг комерційної нерухомості у власності, суму банківських кредитів та витрати на оплату праці, щоб максимізувати очікувану корисність:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_E^t \ln C_{E,t},$$

що підлягає бюджетному обмеженню:

$$C_{E,t} + q_t(H_{E,t} - H_{E,t-1}) + R_{L,t}L_{E,t-1} + W_t N_{E,t} + \gamma \frac{(L_{E,t} - L_{E,t-1})^2}{L_E} = Y_t + L_{E,t},$$

де R_L — кредитна ставка (валова) за період, Y — обсяг випуску продукції, H_E — комерційна нерухомість, L_E — кре-

дити та $(L_{E,t} - L_{E,t-1})^2 / L_E$ — функція вартості коригування кредитного портфеля, де L_E — рівноважний рівень кредитів, наданих підприємцям. Параметр γ визначає, наскільки дорого обходиться коригування портфеля наданих кредитів. Бюджетним обмеженням передбачено, що ресурси підприємців, тобто доходи від виробництва та кредити від банків, витрачаються на споживання, придбання нерухомості, виплату відсотків за кредитами, заробітної плати і витрати на зміну портфеля кредитів.

Переважний внесок у виробництво робить праця домогосподарств, а відносно невелику частку (приблизно 5%) становить комерційна нерухомість. Ми припускаємо стандартну функцію виробництва Кобба-Дугласа:

$$Y_t = H_{E,t-1}^\alpha N_{E,t}^{1-\alpha},$$

де параметр α — це частка нерухомості у виробництві. Підприємці не можуть позичати більше, ніж θ частку очікуваної вартості нерухомості в їхньому розпорядженні, і згідно з Iacoviello (2015 р.) ми також припускаємо, що заробітна плата повинна бути сплачена авансом:

$$L_{E,t} \leq \theta E_t \frac{q_{t+1}}{R_{L,t+1}} H_{E,t} - W_t N_{E,t}.$$

2.3. Банки

Банки, позначені вказівником B , виступають як посередники в кредитуванні між домогосподарствами та підприємцями. Вони максимізують очікувану корисність, що можна тлумачити як максимізацію опуклої функції дивідендів. Формально банки обирають рівень споживання, депозитів домогосподарств та кредитів підприємцям, щоб вирішити таку проблему максимізації:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_B^t \ln C_{B,t},$$

що підлягає бюджетному обмеженню:

$$C_{B,t} + R_{D,t-1}D_{B,t-1} + L_{B,t} + \gamma \frac{(L_{B,t} - L_{B,t-1})^2}{L_B} = D_{B,t} + R_{L,t}L_{B,t-1}.$$

Банки використовують депозити і відсотки за кредитами для оплати витрат власного споживання (що, як було зазначено, можна тлумачити як дивіденди), відсотків за депозитами та видачі нових кредитів підприємцям. Конвертація депозитів у кредити також несе витрати на коригування портфеля, $(L_{B,t} - L_{B,t-1})^2 / L_B$, де L_B — це рівноважний рівень кредитів, наданих банками.

Крім того, банки обмежені у можливості надавати кредити вимогами до капіталу κ :

$$\kappa \leq \frac{K_{B,t}}{L_{B,t}},$$

де K_B — капітал банку. Зверніть увагу, що $K_{B,t} = L_{B,t} - D_{B,t}$. Таким чином, капітал банку визначається за залишковим принципом.

Насамкінець, наведені нижче умови узгодженості попиту і пропозиції мають дотримуватись у стані рівноваги,

$$H_{H,t} + H_{E,t} = 1,$$

$$N_{H,t} = N_{E,t},$$

$$D_{H,t} = D_{B,t},$$

$$L_{E,t} = L_{B,t},$$

$$C_{H,t} + C_{E,t} + C_{B,t} + \gamma \frac{(L_{B,t} - L_{B,t-1})^2}{L_B} + \gamma \frac{(L_{E,t} - L_{E,t-1})^2}{L_E} = Y_t.$$

2.4. Калібрування на українських даних

Щоб виконати дослідження з використанням певної моделі, необхідно присвоїти значення її параметрам. Ми калібруємо значення параметрів, щоб забезпечити відповідність деяких довгострокових характеристик моделі українським даним. На практиці існують два типи параметрів. Перший тип впливає переважно на довгострокові характеристики моделі, тобто рівноважні значення. Саме ці значення параметрів ми калібруємо. Другий тип параметрів відображає переважно короткострокову динаміку, і для цих параметрів зазвичай неможливо знайти вимірюваний еквівалент в історичних даних. У моделі існують два параметри цього типу — параметр, який визначає вартість пристосування обсягу надання кредитів

ставкам за депозитами та кредитами у банківському секторі України, а також співвідношенню корпоративного боргу і ВВП. Ми розглядаємо лише дані з 2016 року, зібрані після запровадження інфляційного таргетування, оскільки ця структурна зміна, швидше за все, призвела до неточності опису майбутніх тенденцій в економіці України попередніми даними. Реальна відсоткова ставка за депозитами домогосподарств становить 5.3 відсотка, тоді як реальна відсоткова ставка за кредитами підприємствам — 7.3 відсотка⁵. Для розрахунку реальних ставок ми використовували дані інфляційних очікувань з опитування НБУ. Ми встановили відношення боргу до ВВП на рівні 29 відсотків, що відповідає співвідношенню боргу підприємств і ВВП, який спостерігався в українському корпоративному секторі в 2017 році.

Вага дозвілля у функції корисності визначає пропозицію робочої сили та робочого часу. Ми встановили цей параметр, щоб переконатися в тому, що домогосподарства працюють у середньому приблизно вісім годин на день. Нам не вистачає даних про вартість житла у власності домогосподарств відносно ВВП та частки доходів від комерційної нерухомості у виробництві. Тому ми використовуємо оцінки, наведені в Iacoviello (2015) для цих параметрів. Ми встановили відношення капіталу банку до активів, що дорівнює поточним вимогам у 10 відсотків. Значення параметрів після калібрування наведено в таблиці 1.

Таблиця 1. Значення параметрів

	Параметр моделі	Значення
Коефіцієнт дисконтування – домогосподарства	β_H	0.9872
Коефіцієнт дисконтування – банки	β_B	0.942
Коефіцієнт дисконтування – підприємці	β_E	0.94
Вага дозвілля у функції корисності	τ	2.00
Вага житла у власності домогосподарств у функції корисності	ω	0.075
Частка комерційної нерухомості у виробництві	α	0.05
Параметр вартості коригування кредитного портфеля	γ	0.125
Співвідношення суми кредиту і вартості нерухомості підприємств	θ	0.925
Співвідношення капіталу банку та активів	κ	0.10

банками, а також параметр, який визначає вартість коригування обсягу кредитів підприємцями. Для цих двох параметрів ми використовуємо значення, наведені в праці Iacoviello (2015).

Ми калібруємо коефіцієнти дисконтування (для домогосподарств, банків і підприємців) та співвідношення між кредитами і вартістю застави для підприємців, щоб забезпечити відповідність значень у моделі реальним

3. МАКРОЕКОНОМІЧНИЙ ВПЛИВ УПРОВАДЖЕННЯ БУФЕРА КОНСЕРВАЦІЇ КАПІТАЛУ

Починаючи з 2020 року, НБУ планує зобов'язати банки формувати буфер консервації капіталу. Буфер буде впроваджено протягом чотирьох років, зі збільшенням на 0.625 відсоткового пункту щороку. У 2023 році, коли

⁵ Депозитні ставки визначаються коефіцієнтом дисконтування фермерських господарств, $5.3 = 100 * ((1/\beta_H)^4 - 1)$, тоді як співвідношення кредитної ставки є складнішим і включає в себе ендогенні зміни.

формування буфера буде повністю реалізоване, його значення, як зазначалося вище, досягне 2.5 відсотка. Таким чином НБУ дотримується стратегії попереднього оголошення та поступового впровадження буфера.

Короткострокові втрати від зниження обсягу випуску продукції, пов'язані з вищими вимогами до капіталу, залежать, крім іншого, від способу реалізації цих вимог⁶. Тому ми оцінюємо стратегію впровадження буфера, запропоновану НБУ, відносно трьох інших стратегій. Перша з них передбачає, що буфер встановлюється негайно, тобто наміри щодо цього не оголошують громадськості заздалегідь. Фінансові ринки захоплені цією новиною зненацька, і банки не можуть поступово нарощувати капітал. Ця стратегія розглядається як базова не тому, що вона реалістичніша на практиці, а тому, що передбачає максимальні короткострокові втрати.

У другій стратегії оголошення про впровадження відбувається заздалегідь. НБУ вперше оголосив про запровадження буфера консервації капіталу у 2015 році. Однак у процесі моделювання ми розглядаємо оголошення за два роки, чого цілком достатньо, щоб показати основний вплив попереднього оголошення. Третя стратегія розглядає поступове запровадження буфера, що розпочинається негайно. Ми забезпечуємо поступове збільшення буфера протягом чотирьох років. Така стратегія схожа на стратегію, розроблену НБУ, в частині поступового впровадження. Остання, четверта стратегія, дещо схожа на стратегію, розроблену НБУ. Відбувається попереднє оголошення про буфер за два роки, а потім поступове впровадження нових вимог впродовж чотирьох років.

Різні стратегії оцінюються з точки зору того, наскільки вони мінімізують короткострокові втрати обсягу випуску продукції. Отже, в оцінці не враховано довгострокові переваги, які також передбачаються суворішими вимогами до капіталу, — зниження ймовірності виникнення фінансових криз та зменшення втрат у разі їх настання.

3.1. Короткострокові втрати обсягу випуску продукції за негайного впровадження

Спершу розглянемо типовий випадок негайного впровадження. НБУ запроваджує новий буфер у розмірі 2.5 відсотка наприкінці першого періоду, не повідомляючи банки заздалегідь, див. графік 1 у додатку⁷. У наступний період банки збільшують співвідношення власних коштів і відповідних активів із 10 до 12.5 відсотка. Щоб виконати нові вимоги до капіталу, банки можуть регулювати або його обсяг чи обсяг видачі кредитів, або і те, й інше. Як бачимо на графіку, банки вирішують регулювати як капітал, так і надання кредитів.

У довгостроковій перспективі збільшення капіталу становить майже 14 відсотків, а зменшення обсягу кредитів — приблизно на 9 відсотків. Зміни в кредитуванні пов'язані з витратами на коригування його обсягу, а отже, в процесі видачі кредитів банки поступово при-

стосовуватимуться до рівноважного в довгостроковій перспективі значення. Це означає, що банки повинні негайно залучити новий капітал вище від довгострокового рівноважного рівня, щоб виконати вимоги до буфера. Спершу банки збільшують капітал приблизно на 24%. Після початкового збільшення капітал повільно зменшують до довгострокового рівня.

Витрати підприємств на підтримку виробництва частково фінансуються за рахунок банківських кредитів. Падіння обсягів кредитування зменшує можливість підприємців фінансувати виробництво. Отже, вони наймають менше робочої сили і зменшують кількість людино-годин, що призводить до уповільнення виробництва і, як наслідок, — падіння обсягу випуску продукції. Зменшення обсягу випуску продукції означає, що співвідношення корпоративного боргу і ВВП спершу зростає, навіть якщо обсяги надання кредитів зменшуються. Однак це лише початкове збільшення, а згодом співвідношення боргу і ВВП зменшується. У довгостроковій перспективі співвідношення боргу і ВВП зменшується з 29 до 26 відсотків.

Початкове падіння обсягу випуску продукції також означає, що для споживання доступно менше ресурсів. Після початкового падіння (не показано на графіках) споживання збільшується до свого довгострокового рівня. Таким чином, гранична корисність споживання зменшується, а отже, гранична норма заміщення в часі, тобто готовність замінити (відмовитися від) споживання сьогодні на користь споживання завтра, також збільшується протягом усього переходу. Оскільки гранична норма заміщення прямо пов'язана з відсотковими ставками, зростає тиск на депозитні та кредитні ставки. Крім того, зростання тиску на кредитну ставку також провокується обмеженнями у можливості отримання кредитів підприємцями, які стають вагомішими.

3.2. Попереднє оголошення може зменшити втрати обсягу випуску продукції

Один зі способів зменшити початкові втрати обсягу випуску продукції полягає в тому, щоб заздалегідь оголосити нові вимоги щодо буфера. Червона лінія на графіку 2 відображає результати використання попереднього оголошення про встановлення буфера за два роки (вісім періодів на графіку). Наприкінці першого періоду НБУ оголошує про збільшення буфера капіталу на 2.5 відсотка протягом двох років. Ця стратегія порівнюється з базовою стратегією негайної імплементації, тобто синьою лінією.

Заздалегідь оголошуючи про буфер, можна зменшити початкові втрати обсягу випуску продукції. Спостерігається падіння обсягу випуску продукції приблизно на 1 відсоток на початку, коли відбувається публічне оголошення, і дещо більше падіння, коли зміни до регуляції фактично реалізовано. Однак сукупна втрата обсягу випуску продукції є нижчою порівняно з негайною зміною вимог до капіталу.

⁶ Це дослідження зосереджується на короткостроковому впливі, але інтерес може становити також довгостроковий вплив, див., наприклад, дослідження Fitoschiago et al. (2016), в якому оцінюється довгостроковий вплив різної макропруденційної політики.

⁷ Кожен період — це квартал.

3.3. Поступове впровадження також може зменшити втрати обсягу випуску продукції

Інший спосіб зменшити втрати виробництва — поступово збільшувати буфер. Червона лінія на графіку 3 відображає вплив реалізації буфера протягом чотирьох років. Ця стратегія також порівнюється з негайним упровадженням, тобто синьою лінією. Вона проковує початкове зменшення обсягу випуску продукції приблизно на 1.5 відсотка. Потім обсяг випуску продукції поступово повертається до свого довгострокового значення. Цей графік вказує на те, що сумарні втрати обсягу випуску продукції у випадку поступового впровадження дещо нижчі порівняно з негайним упровадженням.

3.4. Поступове впровадження та попереднє оголошення мінімізують втрати обсягу випуску продукції

Ми бачили, що як попереднє оголошення, так і поступове впровадження буфера зменшують початкові втрати обсягу випуску продукції. Це свідчить про те, що поєднання попереднього оголошення та поетапного впровадження є найефективнішою стратегією з точки зору мінімізації втрат обсягу випуску продукції. На графіку 4 показано, що це справді так. Відповідно до цієї стратегії НБУ оголошує наприкінці періоду 1, що буфер буде поступово впроваджено протягом чотирьох років, через два роки, починаючи віднині. Червона лінія відображає цю стратегію, а синя — негайне запровадження.

Втрати обсягу випуску продукції зменшуються порівняно з базовою стратегією. Крім того, також зменшується вплив на депозитні та кредитні ставки (не показані на графіку). Можна помітити, що банки значною мірою не підлаштовують рівень капіталу та кредитування, доки формально не буде введено буфер (не показано на графіку).

У таблиці 2 наведено сукупні втрати обсягу випуску продукції через чотири роки з точки зору відсоткового відхилення від довгострокового значення в межах чотирьох різних стратегій запровадження буфера консервації. Якщо буфер буде негайно введено, сукупні втрати обсягу випуску продукції становитимуть приблизно 3.4 відсотка. За допомогою попереднього оголошення втрати можна зменшити приблизно до 2.3 відсотка, а за поступового впровадження буфера вони становитимуть 3.2 відсотка. У разі одночасного попереднього оголошення та поступового запровадження буфера втрата

випуску становить приблизно 2.1 відсотка. Це свідчить про те, що стратегія НБУ, яка передбачає попереднє оголошення та поступове впровадження буфера консервації капіталу, є найефективнішою з тих, які ми розглянули.

4. ОБГОВОРЕННЯ

НБУ має подвійний мандат на підтримку цінової та фінансової стабільності. Для сприяння фінансовій стабільності НБУ контролює та регулює банківський сектор. При цьому прагне дотримуватися рекомендацій Базельського комітету з питань банківського нагляду, Європейської Ради з системних ризиків, регламентів ЄС щодо капіталу та відповідної директиви ЄС (пакет CRR/CRD IV). Після фінансової кризи 2014–2015 років було прийнято рішення впровадити буфер консервації капіталу (а також системної важливості та контрциклічний буфери капіталу) для підвищення стійкості українського банківського сектору. Запровадження буфера консервації розпочнеться у січні 2020 року.

У цій статті ми дослідили, як упровадження буфера консервації капіталу може вплинути на українську економіку. Зокрема, як різні стратегії впровадження змінюють короткострокові втрати від зниження обсягу випуску продукції. Було проведено аналіз із використанням динамічної моделі загальної рівноваги, відкаліброваної з урахуванням довгострокових характеристик української економіки. В результаті встановлено, що втрати обсягу випуску продукції, пов'язані з упровадженням буфера консервації капіталу, можна зменшити завдяки попередньому оголошенню та поступовому впровадженню буфера, що відповідає розробленому НБУ напряму реалізації макропруденційної політики.

Однак є кілька застережень: економічні моделі ґрунтуються на низці спрощених припущень щодо принципів прийняття рішень економічними агентами та особливостей економічного середовища. Попри те, що модель відкалібрована відповідно до характеристик української економіки, результати необхідно розглядати як розрахункові приклади, які ілюструють і кількісно визначають наслідки застосування певних механізмів, припускаючи, що інших змін в економіці не буде. Тобто отримані оцінки не є детальним прогнозом того, що станеться в разі запровадження буфера.

Крім того, ми не проводили формальний аналіз того, яка стратегія впровадження буфера є оптимальною з точки зору соціального благополуччя. Обсяг випуску продукції може використовуватися і часто використовується як апроксимація його рівня. З іншого боку, у нашій

Таблиця 2. Сукупні втрати обсягу випуску продукції внаслідок різних стратегій упровадження буфера консервації капіталу, у відсотках

Стратегія впровадження	Сукупні втрати обсягу випуску продукції за чотири роки
Негайне	3.4
Попередньо оголошене	2.3
Поступове	3.2
Попередньо оголошене та поступове	2.1

моделі функція корисності теж забезпечує формальну оцінку соціального благополуччя як суми обсягів споживання, кількості житла у приватній власності і дозвілля (з різною вагою). Таким чином, висновки могли бути іншими, якщо ми б оцінювали різні стратегії запровадження буфера консервації капіталу з точки зору функцій корисності економічних агентів, а не обсягу випуску. Водночас є аргументи і проти такого підходу. Наприклад, на практиці варіації основних показників на ринку праці здебільшого виникають внаслідок зміни в екстенсивній складовій (кількість зайнятих осіб) і меншою мірою — через зміни в інтенсивній складовій (середня кількість робочих годин). У моделі всі зміни на ринку праці провокуються зміною інтенсивності праці, а отже, ми ігноруємо

екстенсивний компонент. Можна стверджувати, що формальний аналіз соціального благополуччя, який ігнорує екстенсивний компонент (і негативний вплив безробіття на соціальне благополуччя), не може надати якіснішу оцінку, ніж простий аналіз, який розглядає обсяг випуску продукції.

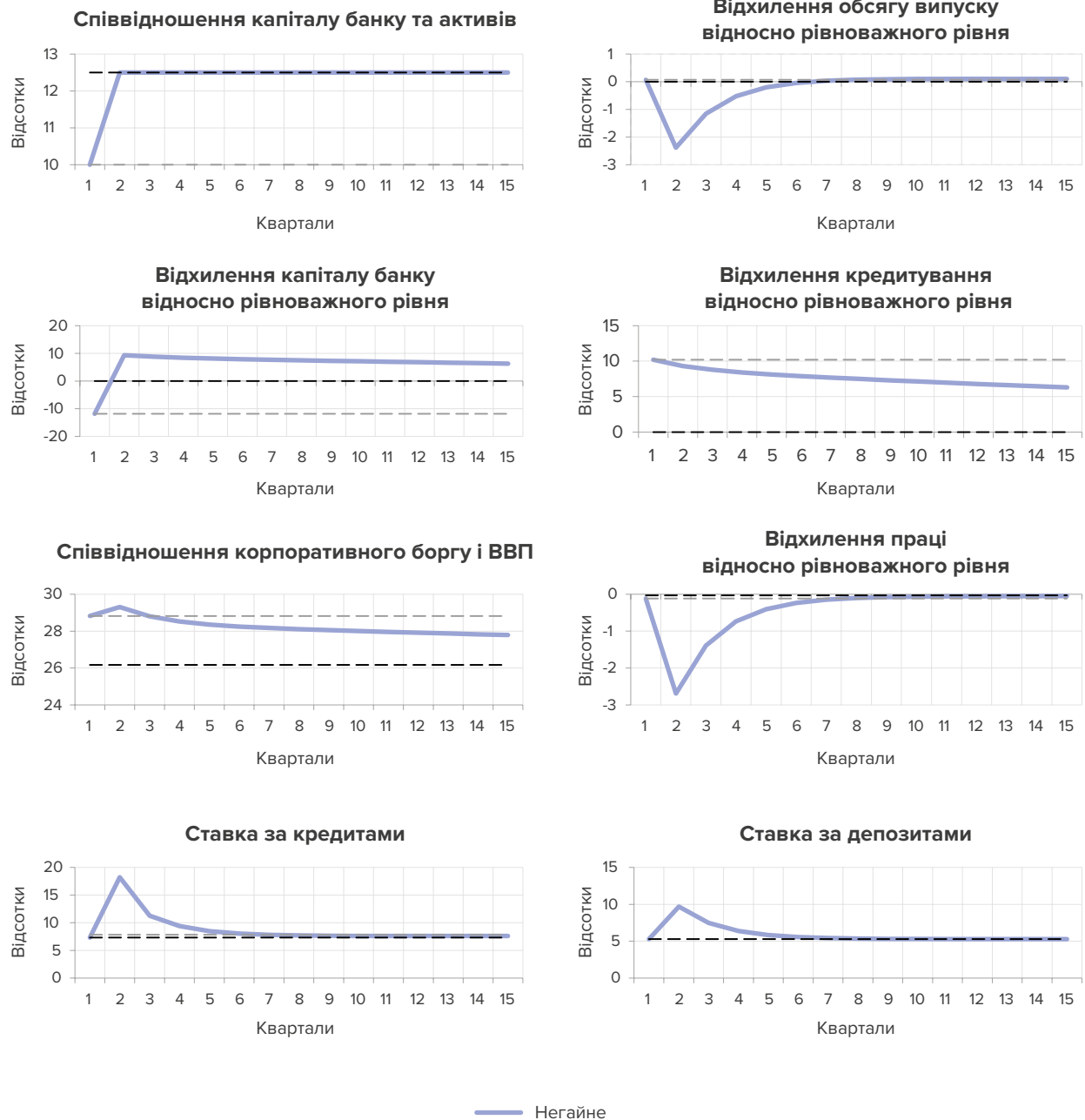
Нарешті, в аналізі не було враховано питання фінансової стабільності. Щоб провести відповідне дослідження, короткострокові втрати через зниження випуску продукції слід порівнювати з довгостроковими вигодами від вищих вимог до капіталу з точки зору досягнення більшої стійкості фінансової системи.

ЛІТЕРАТУРА

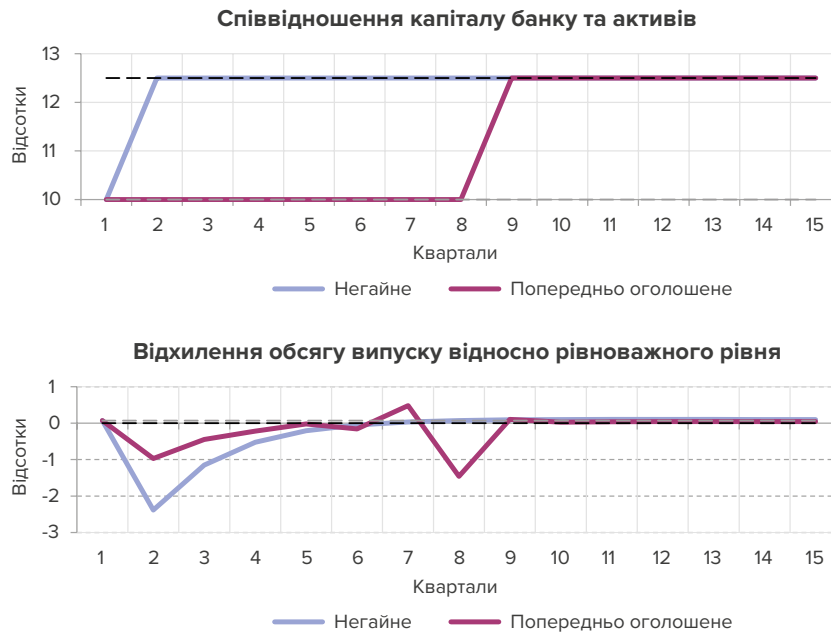
- Bulletin of the National Bank of Ukraine (2001). February 2001, p. 143.
- Dagher J., Dell’Ariccia G., Laeven L., Ratnovski L., Tong H. (2016). Benefits and Costs of Bank Capital. IMF Staff Discussion Note, No. 16/04.
- Finocchiaro D., Jonsson M., Nilsson C., Strid I. (2016). Macroeconomic Effects of Reducing Household Debt. Sveriges Riksbank Economic Review, No. 2, pp. 57-88.
- Iacoviello M. (2015). Financial Business Cycles. Review of Economic Dynamics, Vol. 18, No. 1, pp. 140-163.
- Modigliani F., Merton M. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. American Economic Review, Vol. 48, No. 3, pp. 261-297.
- Myers S., Majluf N. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. Journal of Financial Economics, Vol. 13, No. 2, pp. 187-221.

ДОДАТОК. ГРАФІКИ

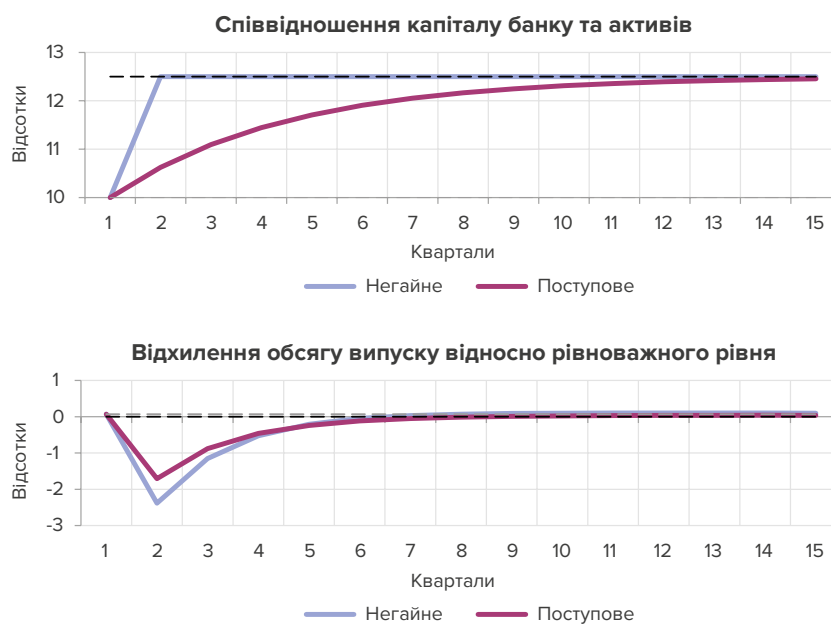
Графік 1. Макроекономічний вплив негайного впровадження буфера консервації капіталу в розмірі 2.5 відсоткового пункту



Графік 2. Макроекономічний вплив попередньо оголошеного за два роки впровадження буфера консервації капіталу в розмірі 2.5 відсоткового пункту порівняно з негайним упровадженням



Графік 3. Макроекономічні наслідки поступового впровадження протягом чотирьох років буфера консервації капіталу в розмірі 2.5 відсоткового пункту порівняно з негайним упровадженням



Графік 4. Макроекономічний вплив попередньо оголошеного за два роки поступового впровадження протягом чотирьох років буфера консервації капіталу в розмірі 2.5 відсоткового пункту порівняно з негайним упровадженням

