



Національний
банк України

ISSN 2310-2624

ВІСНИК

НАЦІОНАЛЬНОГО БАНКУ УКРАЇНИ

Щоквартальний
науково-практичний
журнал

№ 245
2018

Михайло Матвеев

Земельна реформа у рамках кредитного циклу
на прикладі України

4

Олександр Сухомлин

Комунікативна ефективність звітів незалежних аудиторів
у банківській системі України

31

Артем Вдовиченко

Оцінка фіскального імпульсу в Україні

47

Щоквартальний науково-практичний журнал <https://doi.org/10.26531/vnbu2018.245>

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,
член Ради Національного банку України

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 Шкрєб

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!

Мета цього випуску *“Вісника Національного банку України”* — привернути увагу до ключових проблем земельної реформи та асиметрії інформації в банківській системі, вирішення яких є однією з передумов створення ефективного фінансового ринку в Україні. Наші автори також продовжують вивчати економічні результати фіскальної політики та її реакцію на бізнес-цикли.

У першій статті випуску *“Земельна реформа у рамках кредитного циклу на прикладі України”* Михайло Матвеев використовує динамічну стохастичну модель загальної рівноваги з обмеженнями на заставу для моделювання результатів земельної реформи. Автор робить висновок, що скасування мораторію на продаж землі дасть змогу використовувати землю для забезпечення кредитів. В умовах існування жорстких обмежень на позичковий капітал додатковий інструмент застави здатний послабити існуючі обмеження і таким чином підвищити позичкову спроможність економічних агентів.

У статті Олександра Сухомлина *“Комунікативна ефективність звітів незалежних аудиторів у банківській системі України”* використано кількісний контент-аналіз змісту незалежних аудиторських звітів українських банків для дослідження впливу їхньої комунікативної цінності на прибутковість банків України. Автор виявив, що збільшення ROA і ROE банку пов’язане з негативним тоном аудиторського звіту в попередньому році. Одним із ключових висновків дослідження є те, що українські банки змінюють свою фінансову політику, беручи до уваги висновки аудиторських звітів.

У статті *“Оцінка фіскального імпульсу в Україні”* Артем Вдовиченко оцінює та аналізує стан фіскальної політики. Автор виявив, що реакція фіскальної політики на економічну кризу 2014 року була значно жорсткішою порівняно з реакцією на кризу 2008–2009 років. У дослідженні визначено ті статті бюджету, які є найбільш чутливими до коливань бізнес-циклу. Зокрема, податок на прибуток підприємств демонструє найсильніший відгук у відповідь на економічні цикли з-поміж усіх категорій доходів бюджету, тоді як ПДВ є найбільш значущим у циклічній складовій бюджету України.

Результати досліджень, опублікованих у цьому випуску, підкреслюють важливість реформ та комунікацій, які можуть бути корисними для економіки та економічних агентів — регулятора, аудиторів, банків та їхніх клієнтів. Без сумніву, ефективні комунікації відіграють важливу роль в економічній політиці і можуть розглядатися як ключовий канал центральних банків для поширення політики. Принагідно редакційна колегія *“Вісника Національного банку України”* запрошує дослідників до участі у щорічній міжнародній науково-практичній конференції *“Комунікація центрального банку: від таємниці – до прозорості”*, що проводитиметься Національним банком України 23–24 травня 2019 року в Києві. Ми також запрошуємо вас подавати оригінальні фундаментальні та прикладні дослідження для публікації в журналі *“Вісник Національного банку України”*.

*З найкращими побажаннями
Дмитро Сологуб*

ЗЕМЕЛЬНА РЕФОРМА У РАМКАХ КРЕДИТНОГО ЦИКЛУ НА ПРИКЛАДІ УКРАЇНИ

МИХАЙЛО МАТВЄЄВ^{a*}

^aКиївська школа економіки

Email: mmatvielev@kse.org.ua

Анотація

У статті показано, що земельна реформа може викликати зміни бізнес-циклу через фінансовий акселератор. Із цією метою для моделювання ефекту реформування земель сільськогосподарського призначення, у роботі застосовуються загальні принципи динамічних стохастичних моделей загальної рівноваги із заставними обмеженнями. Модель розраховано на основі даних для України і перевірено за допомогою аналізу функції імпульсного відгуку. Було виявлено, що надання земель сільськогосподарського призначення під заставу призводить до додаткового суттєвого посилення у кількісному відношенні шоку від співвідношення суми кредиту і вартості застави порівняно з випадком, коли земля не може бути використана як забезпечення кредитів.

Класифікація JEL: E31, E32, E44, Q15, R21

Ключові слова: кредитні цикли, земельна реформа, заставні обмеження, фінансовий акселератор

1. ВСТУП

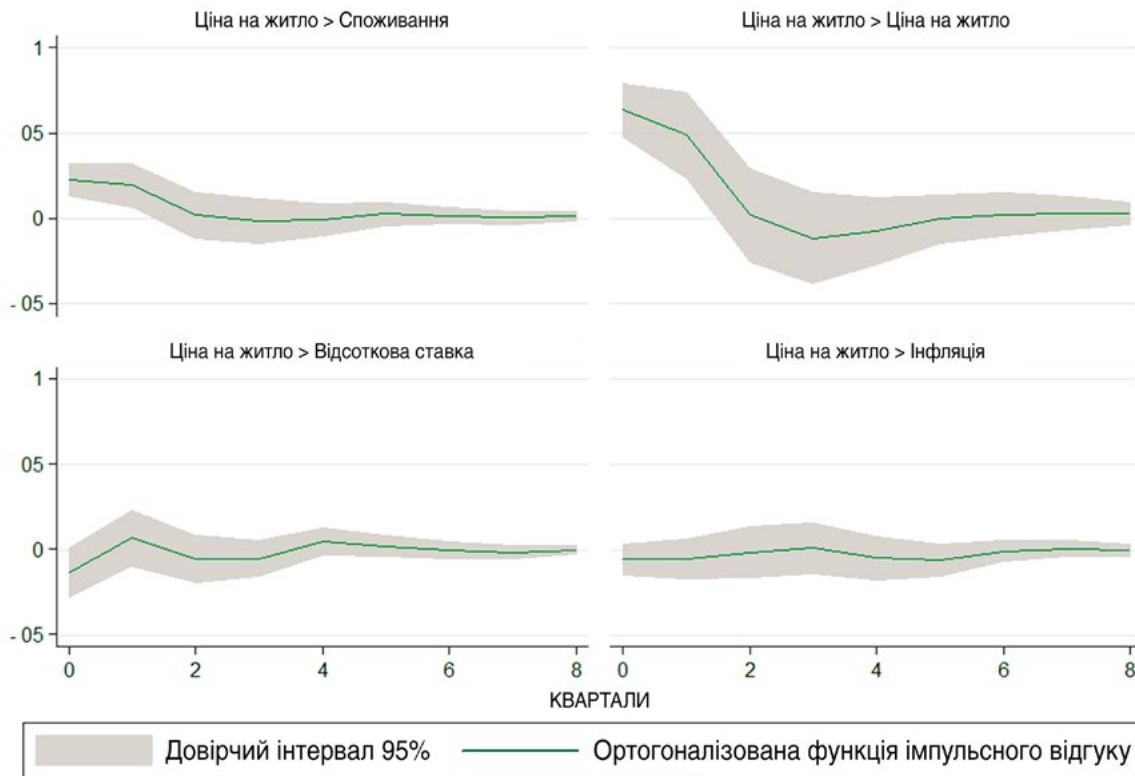
Майже два десятиліття минуло після запровадження земельної реформи в Україні, а це питання все ще викликає нескінченні дебати. До 2001 року в результаті реформи значна частина сільськогосподарських земель країни була розподілена між працівниками аграрного сектору. Проте у 2002 році парламент запровадив мораторій на продаж сільськогосподарських земель, що призупинило функціонування земельного ринку більш як на 15 років. Разом із торгівлею сільськогосподарськими угіддями мораторій тимчасово забороняє використання земель сільськогосподарського призначення як застави.

Новий етап дискусії навколо земельної реформи розпочався після продовження мораторію в 2017 році. Права на земельну власність не можуть бути передані наразі до 2019 року. Наслідки скасування мораторію були ґрунтовно проаналізовані дослідниками на макро- та мікрорівні, а також з інституційної точки зору, у цій роботі досліджується проблема впливу макроекономічних шоків на динаміку бізнес-циклів унаслідок запропонованих змін. Ураховуючи, що фінансовий сектор є одним з основних чинників коливань обсягів виробництва протягом бізнес-циклу, надання земель у заставу могло б потенційно полегшити доступ до фінансових ринків і таким чином впливати на поширення шоків.

Для відстеження впливу земельної реформи на передачу та посилення шоків у економіці із заставними обмеженнями автор обрав динамічне стохастичне моделювання загальної рівноваги (DSGE моделювання). З одного боку, моделі DSGE засновані на базових елементах і, здається, менше піддані критиці Лукаса. З іншого боку, розвиток макроекономічної теорії привернув значну увагу до фінансового акселератора, відображеного в моделях DSGE. Оскільки недосконалість фінансових ринків може викликати значне посилення шоків у кількісному вираженні, недосконалість фінансових ринків було введено в структуру загальної рівноваги Bernanke (1999) у вигляді зовнішньої фінансової премії та Kiyotaki and Moore (1997) із використанням заставних обмежень. Останній підхід був у подальшому розвинений Iacoviello (2005), який вивчав заставні обмеження в контексті неокейнсіанської теорії, і доповнений борговою дефляцією. Gerali et al. (2010) запровадили монополістичну конкуренцію у банківському секторі, а Iacoviello and Neri (2010) додали пропозицію на ринку житла для точнішого відображення динаміки кредитного циклу. Таким чином, структурні макроекономічні моделі мають тепер достатній інструментарій для дослідження можливих змін у посиленні шоків, викликаних заставними обмеженнями. Проте природно виникає питання щодо самої присутності фінансового акселератора в країнах, що розвиваються.

^{*}Окремі розділи цієї статті автором було підготовлено під час його участі в програмі стажування у відділі досліджень НБУ. Автор висловлює вдячність Олександру Фарині, Олегу Нівієвському та Максиму Обрізану за корисні коментарі та поради.

Графік 1. IRF для шоку цін на житло



Для обґрунтування впливу фінансових недоліків на бізнес-цикл автор частково відтворив дані векторної авторегресії (VAR) Iacoviello (2005) (графік 1 “VAR Evidence, United States”, с. 741) для показників України¹.

На графіку 1 представлена паралельна динаміка споживання і цін на житло в Україні. Цей взаємозв'язок пояснюється ефектом застави. Механізм досить простий: в економіці з обмеженням запозичень позитивний шок від ціни активів приводить до послаблення обмежень, що дає змогу збільшити споживчі витрати. Будинки зазвичай служать засобом застави, що свідчить про позитивну кореляцію між цінами на них і споживанням. Таким чином, згідно з даними VAR ефект застави може відігравати певну роль у процесі поширення і посилення шоку в Україні. Отже, скасування мораторію, що викликає збільшення розміру застави, впливатиме на динаміку бізнес-циклу.

Для імітації змін, викликаних змінами на ринку землі, автор розширив модель DSGE із заставними обмеженнями, ввівши сільськогосподарські угіддя як можливий додатковий спосіб забезпечення кредиту. Було розроблено дві моделі: “початкову” та “модифіковану”, які представляють економіку до і після земельної реформи, а також перевірено їхні властивості за допомогою аналізу функції імпульсного відгуку (IRF).

Моделі побудовані ідентичними в усіх аспектах, крім землі. Конфігурація моделі значною мірою наслідуює та успадковує більшість основних рис структури, розробленої Iacoviello (2005) і в подальшому вдосконаленої

Gerali et al. (2010) та Iacoviello and Neri (2010). Це є динамічна стохастична модель загальної рівноваги з монополістичною конкуренцією на роздрібному рівні з використанням заставних обмежень, узятих у Kiyotaki and Moore (1997). Запозичення економічних агентів повинні бути забезпечені вартістю будинків, що перебувають у володінні, в “початковій” моделі, і вартістю будинків або землі в “модифікованій” моделі. Використання землі як застави послаблює обмеження запозичень, змінюючи таким чином динаміку бізнес-циклів за допомогою фінансового акселератора.

З іншого боку, структури відрізняються стосовно можливості купувати і продавати землю. Модель, що імітує економіку після проведення аграрної реформи, дає можливість продавати землю, тоді як у початковій моделі це не дозволено. Таким чином, автор статті намагається врахувати зміни у трансмісійному механізмі в економіці України, котрі відбуватимуться найближчим часом.

Модель існуючої економіки була відкалібрована і розрахована з використанням методу найбільшої вірогідності на основі даних України. Щоб перевірити, чи можливість надавати сільськогосподарські угіддя в заставу впливає на поширення шоків, динаміку реальної економіки зіставили з динамікою гіпотетичної економіки і порівняли за допомогою аналізу IRF.

Решта статті структурована таким чином. У розділі 2 наведено короткий огляд правового статусу сільськогосподарських угідь в Україні. У розділі 3 подано огляд

¹ Автор використав часові ряди витрат на приватне споживання (сезонно скориговані, у дол. США; джерело даних: Державна служба статистики України, власні розрахунки), відсоткових ставок (відсоткові ставки за міжбанківськими депозитами строком на 1–3 місяці; джерело даних: Національний банк України), індексу споживчих цін (джерело даних: Державна служба статистики України) та цін на нерухомість (у дол. США за 1 м², Київ, житлова нерухомість, вторинний ринок) за період із I кварталу до IV кварталу 2016 року.

літератури. Сільськогосподарські угіддя було включено до системи загальної рівноваги в розділі 4. Дослідницька праця завершується параметризацією в розділі 5, результати подано в розділі 6, а в розділі 7 наведено висновки.

2. СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКІ УГІДДЯ В УКРАЇНІ

Розпад Радянського Союзу, що супроводжувався набуттям незалежності, вивів Україну на шлях ліберальних змін. Одним із прикладів таких змін є земельна реформа, розпочата в березні 1991 року. Законом України “Про форми власності на землю” (1992) було скасовано більш як сімдесятип’ятирічну державну монополію на право власності на землю, а в Земельному кодексі (1992) обумовлено, яким чином земля повинна бути передана з державної у приватну або колективну власність. Передача землі в колективну власність була перехідним етапом на шляху до повної приватизації, що зумовило подальшу поступову трансформацію.

Наступний етап реформи пов’язаний із Декретом “Про порядок паювання земель” (1995), яким передбачався порядок переходу від колективної до приватної власності на землю. До кінця 1990-х колгоспи були реорганізовані, в результаті чого близько 28 мільйонів гектарів земель сільськогосподарського призначення передано у приватну власність. Цю землю розподілено на безоплатній основі у вигляді паїв серед селян, котрі працювали в колгоспах.

На початку 2000-х років населення, яке отримало землю сільськогосподарського призначення в результаті процесу приватизації, не мало виробничих засобів, достатніх для індивідуального землеробства, що створило потенційну загрозу нагромадження земель у власності великих підприємств. У 2001 році для запобігання несприятливим наслідкам формування ринку Верховна Рада України тимчасово (на чотири роки) запровадила мораторій на продаж земельних паїв. Закон забороняє передачу права власності на паї, крім успадкування, у тому числі продаж та дарування землі. Мораторій продовжували дев’ять разів, і його термін спливає 1 січня 2019 року. Мораторієм не передбачено жодних законних шляхів відчуження сільськогосподарських угідь, тому землю не можна використовувати як заставу. Нині заставний коефіцієнт для земель сільськогосподарського призначення в Україні дорівнює нулю.

Площа сільськогосподарських угідь становить 42.7 мільйона гектарів, або 70.8% території України (Державна служба України з питань геодезії, картографії та кадастру). 41 мільйон гектарів із 42.7 мільйона гектарів (тобто 96%) підпадає під дію мораторію і не може бути об’єктом торгівлі. Велика частина цієї землі (30.8 мільйона гектарів) перебуває у приватній власності, а площа неприватизованої землі становить 10.7 мільйона гектарів (відповідно до щомісячного огляду Державної служби України з питань геодезії, картографії та кадастру). Великі сільськогосподарські підприємства володіють загалом близько 6 мільйонами гектарів сільськогосподарських угідь (Nizalov, 2017), а решта приватизованої землі розподілена серед населення.

Якщо не брати до уваги тіньові схеми передачі прав власності, єдиний спосіб, яким люди, що не є фермерами,

можуть користуватися землею, – це передати її в оренду. За даними Державної служби України з питань геодезії, картографії та кадастру, станом на 1 січня 2018 року було укладено 4.9 мільйона договорів про оренду, які охоплюють 19 мільйонів гектарів землі (як у державній, так і в колективній власності). Середня орендна плата становить близько 50 доларів США за гектар для землі, що перебуває у приватній власності, і близько 107 доларів США за гектар для державних земель.

Відміна мораторію дасть змогу купувати сільськогосподарські угіддя і використовувати землю як заставу. За найскромнішими оцінками, лібералізація ринку землі приведе до підвищення ціни сільськогосподарських угідь і відповідно орендної плати принаймні у 3.5 раза; можливість надання землі в заставу полегшить доступ до джерел фінансування і допоможе збільшити обсяги кредитування загалом на 25 мільярдів доларів США (Nizalov, 2017).

3. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

Праці Ірвінга Фішера вважаються найближчими до сучасного погляду на фінансовий сектор. У результаті вивчення ним причин Великої депресії виникла теорія дефляції боргу, в якій стверджується, що рецесії спричиняються дефляцією, котра, у свою чергу, призводить до зростання реальної вартості боргу. Відправною точкою обґрунтування Fisher (1933) є припущення про існування стану надмірної заборгованості. Спираючись на це, він успішно встановив послідовність подій, які неминуче введуть економіку в стан рецесії після вибуху боргової бульбашки. Погашення боргів, яке супроводжується зменшенням швидкості обертання грошей, призводить до зниження рівня цін, що ускладнюється зменшенням вартості бізнесу, викликаючи падіння обсягів виробництва, безробіття та інші характерні ознаки рецесії. Ці висновки, отримані в рамках теорії загальної рівноваги, відображають точку зору Фішера відносно причин Великої депресії і роблять його теорію актуальною стосовно сучасного погляду на фінансовий сектор.

Аналогічним чином Джон Мейнард Кейнс приділяє увагу фінансовим секторам. За п’ять років до публікації його загальної теорії об’єктом особливої уваги Кейнса (1931) стала економічна криза в Німеччині, і він виявив, що причини її поширення були у банківському секторі. Рецесія неминуче супроводжується падінням цін на всі види активів, включаючи нерухомість. Банки, відіграючи роль посередників між кредиторами та позичальниками, можуть постати перед проблемами виконання своїх зобов’язань унаслідок зниження цін на активи, що становить загрозу для всієї фінансової системи. Позиція Кейнса стосовно ролі падіння вартості активів у посиленні спаду значною мірою випереджає погляди сучасних економістів стосовно фінансового сектору.

Протягом наступних 60 років розробка ідеї фінансового акселератора спостерігалася лише в моделях часткової рівноваги. Новий етап еволюції концепції недосконалої фінансових ринків зазвичай асоціюється з працями Бернанке. Неокласичну модель із перетином поколінь (overlapping generations model), розроблену Bernanke and Gertler’s (1990), часто розглядають як першу спробу побудови моделі загальної рівноваги з урахуванням фінансового сектору. Модель використовується для

вивчення коливань обсягу виробництва, викликаних змінами кредитоспроможності компаній і домогосподарств. Інтеграція недосконалості фінансових ринків у вигляді зовнішньої фінансової премії в систему загальної рівноваги є спробою зробити теоретичні основи актуальними й узгодженими з видимими результатами монетарного регулювання. Ця необхідність була викликана численними емпіричними працями, в яких шукали пояснення ефекту “чорної скриньки” монетарної політики. Прикладом такого дослідження є праця Bernanke and Gertler (1995), в якій автори намагалися дати раціональне пояснення реакції обсягу виробництва на монетарний шок через канали банківського кредитування і балансових звітів.

Bernanke, Gertler and Gilchrist (1996), намагаючись пояснити механізм посилення, тобто те, “як невеликі шоки продукують великі коливання”, запропонували поняття “фінансового акселератора” й обговорили наслідки його дії. Ідея зовнішньої фінансової премії, природного наслідку асиметричної інформації знайшла своє відображення в моделі DSGE Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999); завдяки своєму значному поширенню вона породила ціле покоління моделей DSGE з урахуванням недосконалості фінансових ринків.

Зовнішню фінансову премію можна охарактеризувати як “цінову” недосконалість фінансових ринків, оскільки вона спричиняється вищою ставкою кредитування порівняно з випадком повної інформації. Проте існує окрема підмножина моделей DSGE, через які реалізуються “кількісні” види недосконалості фінансових ринків, втілені у вигляді обмеження запозичень. У таких моделях розмір кредиту, доступного для економічного агента, обмежується вартістю активів, якими він володіє.

Kiyotaki and Moore (1997) побудували детерміністичну модель загальної рівноваги із заставним обмеженням і описали механізм поширення. Товари тривалого вжитку, описані як земля, визначаються як такі, що мають фіксовану пропозицію й одночасно є фактором виробництва та засобом забезпечення кредиту. Певний негативний шок спричиняє падіння чистої вартості компаній, що, у свою чергу, знижує попит на землю і зменшує її ціну. Падіння ціни на землю підсилює зниження чистої вартості активів фірм; так поширюється дія негативних шоків. Кійотакі і Мур започаткували лінію моделей DSGE, яким властивий цей трансмісійний механізм.

Kocherlakota (2000) продовжив аналіз проблем, розпочатий Кійотакі і Муром. Як раніше зауважили дослідники, він підкреслив, що розмір, тривалість і асиметрія реакції обсягу виробництва, яка спостерігалася, не можуть бути вбудовані в структуру реального бізнес-циклу. Підсумовуючи попередні розробки, Кочерлакота моделює економіку з обмеженою можливістю примусового виконання контрактів, що спричиняє обмеження запозичень, і доводить, що такі недоліки породжують значне посилення шоків у кількісному вираженні.

Хоча в останніх працях дослідники робили спробу вивчити вплив монетарних і реальних шоків на економіку із заставними обмеженнями, Cordoba and Ripoll (2004) представили неординарну альтернативу, включивши недоліки, пов'язані із цінами і робочою силою. У їхній моделі використовується економіка Кійотакі – Мура, в якій гетерогенні агенти повинні мати достатньо грошей для проведення операцій за крок до того, як операцію буде

здійснено. Це обмеження щодо передоплати готівкою, яке доповнюється борговим обмеженням заставного виду, продукує потужне джерело поширення шоку. Модель, створена Cordoba and Ripoll, робить можливим монетарний шок за допомогою вливання грошей через операції на відкритому ринку; до того ж автори виявили, що в результаті такого шоку ця структура породжує стійкі коливання обсягу виробництва. Рівень і тривалість коливань залежать від того, наскільки недоліки кредитного ринку схильні підсилювати початкове збільшення/зменшення обсягу виробництва.

Iacoviello (2005) багато в чому продовжує традицію праць Кійотакі і Мура та вводить декілька характеристик, що роблять цю структуру “робочою конячкою” моделі DSGE для цих видів недосконалості фінансових ринків. Гетерогенність серед споживачів і позичальників, а також допущення номінального боргу, які включені до неокейнсіанської структури, дають можливість контролювати паралельну динаміку споживання і ціни на активи (будинки, що розглядаються як застава) і наближають динаміку моделі до реальних даних. У інших аспектах (таких як пропозиція основних засобів, відсутність недоліків на банківському ринку тощо) автор наслідує Kiyotaki and Moore (1997).

Аналогічним чином Iacoviello and Neri (2010) розглядали питання ринку житла. Для цього вони доповнили модель DSGE заставним обмеженням у кількох напрямках. Із боку пропозиції в економіці було введено сектор житлової нерухомості (попередні моделі включали лише попит на ринку житла). Виробники житла виділені як окремі економічні агенти. Вони працюють на конкурентному ринку і виробляють продукти одного типу, постійно повертаючись до широкомасштабного виробництва. В усіх галузях виробництва спостерігається повільне технологічне зростання. Відносна інерційність на ринку праці також застосовується для пояснення коливань на ринку житлової нерухомості і шляхів їхньої передачі в інші сектори економіки. Автори дійшли висновку, що зростання цін на житло випереджає технологічний прогрес у будівництві житла, і що велике значення має інертність заробітних плат на ринку житлової нерухомості (який є конкурентним). Іншим важливим висновком є те, що шоки від переваг у сфері житла відіграють важливу роль у розширенні економіки Сполучених Штатів. Дослідження Iacoviello and Neri (2010) стало значним внеском в аналіз побічних ефектів ринку житлової нерухомості, і їхня система широко використовується європейськими центральними банками та МВФ.

Gerali et al. (2010) розробили модель DSGE з обмеженням запозичень, ввівши монополістичну конкуренцію у банківський сектор. Модель розрахована для зони євро; вона свідчить, що під час кризи 2008 року більшість коливань можна пояснити шоками у банківському секторі. Інший висновок полягає в тому, що недосконалий банківський сектор має різні види впливу на амплітуду коливань, викликаних монетарними і технологічними шоками.

Оскільки несподівана зміна продуктивності має безпосередній вплив на обсяг виробництва, виявилось, що вона неспроможна суттєво змінити ціни на активи, а отже, сприяти посиленню шоку. Цей факт викликає сумніви щодо спроможності теорії кредитного циклу пояснити макроекономічну динаміку. Крім того, це ускладнює паралельну динаміку бізнес-інвестицій і цін на землю. Liu, Wang and Zha (2013) стверджують, що шоки переваг можуть істотно впливати на ціни на активи, таким чином

вирішуючи цю проблему. Вони побудували модель у стилі Iacoviello (2005), у якій земля виконує роль застави для економічних агентів, котрі роблять запозичення, і є джерелом корисності для домогосподарств (причина заміщення житлової нерухомості землею полягає в тому, що ціни на житло зумовлені переважно цінами на землю). Вони провели декілька перевірок надійності і виявили тісний зв'язок між ціною на землю та інвестиціями.

У дослідницьких працях, що фокусуються на обмеженнях запозичень, зазвичай розглядається лише один вид активів. Вивчення випадку більш ніж одного виду застави можна розглядати як побічне дослідження. Проте питання миттєвого збільшення застави, доповнене питанням загальної динаміки заставних цін протягом бізнес-циклу, є досить оригінальним і може бути темою окремого наукового дослідження.

4. МОДЕЛІ

У цій статті значною мірою використовуються напрацювання Iacoviello (2005). Модель побудована в дискретному часі на основі припущення про довічне існування економічних агентів. Економіка складається з домогосподарств-вкладників, домогосподарств-боржників та підприємців. Домогосподарства-вкладники та домогосподарства-боржники відрізняються за величиною коефіцієнта дисконтування, але є тотожними в решті аспектів, отримуючи корисність від споживання й житла та негативну корисність – від праці. Домогосподарства-вкладники позичають гроші домогосподарствам-боржникам та підприємцям. Важливе доповнення: обидва типи домогосподарств отримують ренту від землі, якою володіють, але не отримують від неї корисність.

Підприємці виробляють оптові товари та отримують корисність від споживання. Виробничими ресурсами є капітал, робоча сила (яку постачають обидва типи домогосподарств), земля і житло. Підприємства продають свої товари роздрібним торговцям на конкурентному ринку та купують робочу силу теж на досконалому ринку.

У моделях роздрібними підприємствами керують домогосподарства-вкладники. Вони безплатно переробляють оптові товари на різні роздрібні та продають їх агрегаторам, які виробляють кінцеві товари. Центральний банк дотримується правила Тейлора. Пропозиція землі й житла є фіксованою.

4.1. Початкова модель

Між початковою та модифікованою моделями є дві принципи відмінності:

- 1) наявність вільного ринку землі;
- 2) можливість надавати землю в заставу.

4.1.1. Домогосподарства-вкладники

Домогосподарства-вкладники максимізують довічну очікувану корисність відносно споживання кінцевих товарів, житлового фонду та праці (яка спричиняє негативну корисність). Відповідно до Iacoviello у цій моделі використовується функція корисності в логарифмованому вигляді, яка є особливим випадком функції корисності з постійним відносним неприйняттям ризику. Цільова функція:

$$U^P = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{Pt} \left(\ln c_t^P + j_t \ln h_t^P - \frac{L_t^{P\eta}}{\eta} \right), \quad (1)$$

де t – індекс часу, β^P – коефіцієнт дисконтування, c^P і h^P – споживання відповідно товарів і житла, L^P – робочі години, η – неохочість до постачання робочої сили, E – оператор математичного очікування, j – параметр бажаного житла, який підпорядковується процесу AR(1):

$$j_t = j_{t-1}^{\rho_h} \exp(\varepsilon_{h,t}), \quad \varepsilon_{h,t} \sim N(0, \sigma_h). \quad (2)$$

Витрати у кожному періоді складаються зі споживання, витрат на зміну житлового фонду та погашення боргу. Витрати можуть фінансуватися за рахунок запозичень, трудового доходу, земельної ренти, прибутків (оскільки домогосподарства-вкладники керують роздрібними підприємствами, які працюють на ринку монополістичної конкуренції) та одноразових чистих бюджетних виплат. У грошовому потоці всі змінні вказуються в реальному виразі:

$$\begin{aligned} c_t^P + q_t^h(h_t^P - h_{t-1}^P) + R_{t-1} \frac{b_{t-1}^P}{\pi_t} \leq \\ \leq b_t^P + w_t^P L_t^P + r_t^P Z^P + F_t + T_t^P, \end{aligned} \quad (3)$$

де q^h – реальна ціна будинку, w^P – реальна заробітна плата, r^P – реальна земельна рента домогосподарства-вкладника, F – одноразові прибутки від керування роздрібними підприємствами, T – одноразові виплати від уряду, R – номінальна процентна ставка, b^P – запозичення, π – інфляція.

На відміну від Iacoviello (2005), до бюджетного обмеження включено рентні платежі. Домогосподарства володіють певною площею сільськогосподарської землі, якою не можуть торгувати (доки не буде знято мораторій на продаж землі), але здають її в оренду за рентні платежі. Слід зауважити, що Z^P (площа землі) є екзогенною змінною й оптимізації не підлягає. Отже, домогосподарства-вкладники приймають рішення щодо споживання, кількості робочих годин, житлового фонду та запозичень.

Сукупність умов першого порядку дає цілком стандартні рівняння пропозиції робочої сили, попиту на житло та рівняння Ейлера для цього типу моделі DSGE, які наведено в додатку А.

4.1.2. Домогосподарства-боржники

Домогосподарства-боржники мають нижчий коефіцієнт дисконтування (порівняно з домогосподарствами-вкладниками), який визначається ендегенно і завдяки якому вони, власне, і є боржниками. Як домогосподарства-боржники, так і домогосподарства-вкладники отримують корисність від споживання, c^I , житла, h^I і робочої сили, L^I (негативна корисність):

$$U^I = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{It} \left(\ln c_t^I + j_t \ln h_t^I - \frac{L_t^{I\eta}}{\eta} \right). \quad (4)$$

Витрати на житло, споживчі товари й погашення кредитів можуть фінансуватися за рахунок нових запозичень b^I , заробітної плати w^I та ренти r^I , яка сплачується за володіння землею (Z^I). Бюджетне обмеження має та-

кий вигляд (аналогічно до бюджетного обмеження для домогосподарств-вкладників):

$$c_t^l + q_t^h(h_t^l - h_{t-1}^l) + R_{t-1} \frac{b_{t-1}^l}{\pi_t} \leq b_t^l + w_t^l L_t^l + r_t^l Z^l + T_t^l. \quad (5)$$

Як ішлося вище, домогосподарства-боржники дисконтують майбутню корисність швидше, ніж домогосподарства-вкладники, завдяки низькому β . В економіці з гетерогенними (з точки зору β) економічними агентами така гетерогенність неодмінно перетворює домогосподарства, які мають порівняно низький коефіцієнт дисконтування, на домогосподарства-боржники. Тож домогосподарствами-боржниками вони стають у процесі оптимізації своєї поведінки, передчасно споживаючи власний дохід через брак “терпіння”. Звідси термін *impatient household* (букв. – “нетерпляче” домогосподарство).

Обсяг позичання не може перевищувати очікувану майбутню вартість активів домогосподарств-боржників:

$$R_t b_t^l \leq m_t \pi_{t+1} q_{t+1}^h h_t^l, \quad (6)$$

де m^l – коефіцієнт співвідношення суми кредиту і вартості застави. У цій статті даний коефіцієнт є стохастичним, як у Gerali (2009), і підпорядковується процесу AR(1):

$$m_t = m_{t-1}^{\rho_m} \exp(\varepsilon_{m,t}), \quad \varepsilon_{m,t} \sim N(0, \sigma_m). \quad (7)$$

Специфікація моделі має відокремлювати житловий фонд від земельного. Це робить модель зрозумілішою. Домогосподарства отримують корисність від житла, можуть купувати й продавати будинки на ринку житла, а також віддавати їх у заставу (але не можуть здавати чи брати їх в оренду). Натомість земля до функції корисності не включається і може бути предметом оренди (генеруючи рентні платежі), але землю не дозволяється продавати чи віддавати у заставу. Втім, у наступних розділах останні два припущення скасовуються.

Оптимізуючи (5) відносно (6) і (7), отримуємо пропозицію робочої сили та попит на житло з боку домогосподарств-боржників (додаток В).

4.1.3. Підприємці

У цій моделі підприємства є окремими економічними агентами, які отримують корисність тільки від споживання. Підприємствам притаманний нижчий, ніж домогосподарствам-вкладникам, коефіцієнт дисконтування, тому підприємства поведуться як домогосподарства-боржники.

$$U^E = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \ln c_t^E. \quad (8)$$

Підприємці фінансують своє споживання за рахунок виробництва оптових товарів. На відміну від Iacoviello (2005), у цій статті використовуються землі сільськогосподарського призначення як додатковий фактор виробництва:

$$Y_t = A_t K_{t-1}^{\mu} h_{E,t-1}^{\nu} (Z_E^{\varphi} Z_P^{\delta} Z_I^{1-\varphi-\delta})^u (L_{P,t}^{\alpha} L_{I,t}^{1-\alpha})^{1-\mu-u-\nu}. \quad (9)$$

Виробничу функцію побудовано в дусі Iacoviello таким чином, щоб можна було отримати аналітичні рішення. Випуск виробляється за участі капіталу K , будинків h^E , землі всіх видів економічних агентів Z^P , Z^I , Z^E а також робочої

сили домогосподарств-вкладників L^P та домогосподарств-боржників L^I . Частка капіталу у випуску позначається як μ ; частка будинків у випуску позначається як ν ; частка землі у випуску позначається як u . Заробітні плати і рентні платежі є розподіленими відповідно до часток економічних агентів (φ , δ , α). Сукупна продуктивність факторів виробництва підпорядковується процесу AR(1):

$$A_t = A_{t-1}^{\rho_A} \exp(\varepsilon_{A,t}), \quad \varepsilon_{A,t} \sim N(0, \sigma_A). \quad (10)$$

Підприємці максимізують корисність відносно свого грошового потоку. Включення землі до моделі потребує додавання [до моделі Iacoviello (2005)] двох термінів (рентні платежі домогосподарствам-вкладникам та рентні платежі домогосподарствам-боржникам):

$$c_t^E + q_t^h(h_t^E - h_{t-1}^E) + R_{t-1} \frac{b_{t-1}^E}{\pi_t} + w_t^l L_t^l + w_t^p L_t^p + r_t^l Z^l + r_t^p Z^p + I_t + \xi_t^K \leq \frac{Y_t}{X_t} + b_t^E. \quad (11)$$

Підприємства витрачають дохід від виробництва і позичання на споживання, житло, погашення позик, землю та факторні витрати на робочу силу, яку постачають домогосподарства-вкладники та домогосподарства-боржники. Ринки робочої сили та землі у моделі є конкурентними, тому власники факторів виробництва отримують граничний продукт. У кожному періоді частка капіталу δ знецінюється і капітальний фонд може поповнюватися за рахунок інвестицій I :

$$I_t = K_t - (1 - \delta)K_{t-1}. \quad (12)$$

Витрати на коригування капітального фонду ξ^K мають квадратичну форму, тобто у стаціонарному стані дорівнюють нулю:

$$\xi_t^K = \frac{\psi}{2\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 K_{t-1}. \quad (13)$$

Крім того, обсяг коштів, які можуть запозичити підприємці, обмежений – так само, як і для домогосподарств-боржників:

$$R_t b_t^E \leq m_t \pi_{t+1} q_{t+1}^h h_t^E, \quad (14)$$

де m – стохастичний коефіцієнт співвідношення суми кредиту і вартості застави, який підпорядковується процесу AR(1):

$$m_t = m_{t-1}^{\rho_m} \exp(\varepsilon_{m,t}), \quad \varepsilon_{m,t} \sim N(0, \sigma_m). \quad (15)$$

Максимізація (8) відносно (9), (11), (12), (13) і (14) описує попит на ринках робочої сили, оптимальний графік інвестування та попит підприємств на будинки (додаток С).

4.1.4. Інші економічні агенти

Решту моделі становлять роздрібні торговці та центральний банк – аналогічно до відповідного розділу Iacoviello (2005). Існує континуум роздрібних торговців загальною вагою 1, які купують проміжні однорідні товари Y за ціною P^W і переробляють їх на різні роздрібні товари, які продають на недосконалому ринку з націнкою X до ціни P . Агрегований індекс цін

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \text{відповідає агрегованому ви-}$$

пуску $Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$, і можна довести, що кожен із роздрібних торговців постає перед обмеженням $Y_t(i) = (P_t(i)/P_t)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} Y_t$.

За умови, що ціноутворення відбувається, як у Calvo, і ймовірність перегляду цін дорівнює $1-\theta$, кожне підприємство максимізує дисконтовані очікувані прибутки відносно оптимальної ціни P^* :

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_0 \left(\beta^P \frac{c_t^E}{c_{t+k}^E} \left(\frac{P_t^*(i) - P_t^w}{P_t} \right) Y_{t+k}(i) \right). \quad (16)$$

Результатом оптимізації виразу (16) разом із динамічною рівня цін $P_t = (\theta P_{t-1}^E + (1-\theta) P_t^{*1-\varepsilon})^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ є стандартна неокейнсіанська крива Філіпса з урахуванням прогнозу інфляції.

Центральний банк підпорядковується правилу Тейлора:

$$R_t = (R_{t-1})^{r_R} (\pi_{t-1}^{1+r_R} \left(\frac{Y_{t-1}}{Y} \right)^{r_Y} \bar{\pi})^{1-r_R} e_{R,t}, \quad (17)$$

де $e_{R,t}$ – шок монетарної політики, який підпорядковується процесу AR(1):

$$e_{R,t} = e_{R,t-1}^{\rho_e} \exp(\varepsilon_{R,t}). \quad (18)$$

4.1.5. Рівновага

Загальна рівновага характеризується рівновагами на ринках товарів, робочої сили, житла і фінансовому ринку. За припущенням, до моделі включено обов'язкові заставні обмеження, тому домогосподарства-боржники й підприємці позичають стільки, скільки дозволяють обмеження. Визначення всіх потоків між економічними агентами також потребує тільки двох із трьох бюджетних обмежень (відповідно до закону Вальраса).

Модель описує приватну (без державних видатків), закриту (без імпорту чи експорту) економіку, тож кінцевий випуск може або споживатися підприємцями, домогосподарствами-вкладниками й домогосподарствами-боржниками, або інвестуватися підприємцями. Рівновага на товарному ринку описується рівнянням (19).

$$Y_t = c_t^P + c_t^I + c_t^E + I_t. \quad (19)$$

Умова рівноваги попиту і пропозиції на ринку робочої сили фактично включає умову рівноваги на ринку робочої сили для домогосподарств-вкладників і на ринку робочої сили для домогосподарств-боржників.

$$L_t^{\text{Demand}} = L_t^{\text{Supply}}. \quad (20)$$

Сума запозичень дорівнює нулю, тобто обсяг запозичень в економіці дорівнює обсягу заощаджень (від'ємних запозичень).

$$b_t^P + b_t^I + b_t^E = 0. \quad (21)$$

Пропозиція на ринку житла є фіксованою і не знецінюється.

$$h_t^P + h_t^I + h_t^E = \bar{H}. \quad (22)$$

4.2. Модифікована модель

Розглянемо модифіковану модель, яка відтворює зміни в економіці, пов'язані зі скасуванням мораторію на продаж землі. У цій моделі припускається, що землю можна продавати й віддавати в заставу. Це впливає на всіх економічних агентів, і в цьому розділі міститься стислий виклад відповідних змін.

4.2.1. Домогосподарства-вкладники

Домогосподарства-вкладники споживають товари та житлові послуги, працюють, надають позики й вирішують, якою площею землі володіти, оскільки торгівля землею більше не під заборону. Землі сільськогосподарського призначення корисності не приносять, тому функція корисності залишається без змін:

$$U^P = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{Pt} \left(\ln c_t^P + j_t \ln h_t^P - \frac{L_t^{P\eta}}{\eta} \right), \quad (23)$$

$$j_t = j_{t-1}^{\rho_h} \exp(\varepsilon_{h,t}), \quad \varepsilon_{h,t} \sim N(0, \sigma_h). \quad (24)$$

Бюджетне обмеження зазнало змін: третій доданок означає, що домогосподарства можуть купувати й продавати землю. Часовий індекс, присвоєний змінній Z (у дохідній частині бюджетного обмеження), вказує на те, що рентні платежі надходять від землі, площу якої можна оптимізувати.

$$\begin{aligned} c_t^P + q_t^h(h_t^P - h_{t-1}^P) + q_t^Z(Z_t^P - Z_{t-1}^P) + R_{t-1} \frac{b_{t-1}^P}{\pi_t} &\leq \\ &\leq b_t^P + w_t^P L_t^P + r_t^P Z_{t-1}^P + F_t + T_t^P, \end{aligned} \quad (25)$$

де q_t^z – ціна землі, а $(Z_t^P - Z_{t-1}^P)$ – додаткова земля, придбана в періоді t .

Максимізація дає п'ять умов першого порядку, які зводяться до чотирьох рівнянь. Це пропозиція робочої сили, коефіцієнт співвідношення житла і споживання (попит на житло), рівняння Ейлера і пропозиція землі (додаток F). Перші три точно відтворюють результати початкової моделі. Четверте рівняння є коефіцієнтом співвідношення землі й споживання і виникає через додаткову змінну (земля), відносно якої відбувається оптимізація.

4.2.2. Домогосподарства-боржники

Функція корисності домогосподарства-боржника є аналогічною (4):

$$U^I = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{It} \left(\ln c_t^I + j_t \ln h_t^I - \frac{L_t^{I\eta}}{\eta} \right), \quad (26)$$

і максимізується з урахуванням обмеження, яке включає торгівлю землею (так само, як у випадку з домогосподарствами-вкладниками):

$$\begin{aligned} c_t^I + q_t^h(h_t^I - h_{t-1}^I) + q_t^Z(Z_t^I - Z_{t-1}^I) + \\ + R_{t-1} \frac{b_{t-1}^I}{\pi_t} &\leq b_t^I + w_t^I L_t^I + r_t^I Z_{t-1}^I + T_t^I. \end{aligned} \quad (27)$$

Кредитне обмеження призводить до посилення шоків, відображаючи сутність цих моделей. У початковій моделі використовується кредитне обмеження з Iacoviello (2005),

але в модифікованій моделі дозволяється віддавати землю в заставу.

$$R_t b_t^l \leq m_t \pi_{t+1} (q_{t+1}^h h_t^l + q_{t+1}^z Z_t^l), \quad (28)$$

$$m_t = m_{t-1}^{\rho_m} \exp(\varepsilon_{m,t}), \quad \varepsilon_{m,t} \sim N(0, \sigma_m). \quad (29)$$

Результатами максимізації функції корисності з урахуванням бюджетного і заставного обмежень є пропозиція робочої сили, співвідношення житла і споживання та співвідношення землі й споживання. Відповідні рівняння наведено в додатку Е.

4.2.3. Підприємці

Підприємці отримують корисність від споживання аналогічно (8):

$$U^E = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^E t \ln c_t^E. \quad (30)$$

У виробництві використовуються капітал, будинки, земля і робоча сила. Тепер площа землі є змінною, за якою здійснюється оптимізація:

$$Y_t = A_t K_{t-1}^{\mu} h_{E,t-1}^{\nu} (Z_{E,t-1}^{\varphi} Z_{P,t-1}^d Z_{I,t-1}^{1-\varphi-d})^u (L_{P,t}^{\alpha} L_{I,t}^{1-\alpha})^{1-\mu-u-\nu}, \quad (31)$$

$$A_t = A_{t-1}^{\rho_A} \exp(\varepsilon_{A,t}), \quad \varepsilon_{A,t} \sim N(0, \sigma_A). \quad (32)$$

Бюджетне обмеження враховує можливість купівлі землі та рентні платежі на користь домогосподарств-вкладників і домогосподарств-боржників:

$$c_t^E + q_t^h (h_t^E - h_{t-1}^E) + q_t^z (Z_t^E - Z_{t-1}^E) + R_{t-1} \frac{b_{t-1}^E}{\pi_t} + w_t^l L_t^l + w_t^p L_t^p + r_t^l Z_{t-1}^l + r_t^p Z_{t-1}^p + I_t + \xi_t^K \leq \frac{Y_t}{X_t} + b_t^E. \quad (33)$$

Грошовий потік та витрати на коригування капітального фонду залишаються без змін і відповідають рівнянням (12) і (13). Заставне обмеження модифікується в такий самий спосіб, як для домогосподарств-боржників. Підприємцям дозволяється забезпечувати позики не тільки будинками, а й землею.

$$R_t b_t^E \leq m_t \pi_{t+1} (q_{t+1}^h h_t^E + q_{t+1}^z Z_t^E), \quad (34)$$

$$m_t = m_{t-1}^{\rho_m} \exp(\varepsilon_{m,t}), \quad \varepsilon_{m,t} \sim N(0, \sigma_m). \quad (35)$$

З умов першого порядку для підприємців отримуються попит на робочу силу, попит на землю, оптимальний графік інвестування і співвідношення між землею і споживанням та між житлом і споживанням. Відповідні результати викладено в додатку F.

4.2.4. Інші економічні агенти і рівновага

Решта моделі залишається без змін. Ціноутворення за Salvo на рівні роздрібною торгівлі зумовлює криву Філіпса, що є аналогічною попередній. Центральний банк підпорядковується правилу Тейлора, аналогічному (17).

Умови встановлення ринкової рівноваги такі самі, як у початковій моделі, та описуються рівняннями (19)–(22). Ринок землі зумовлює фіксовану пропозицію землі. Звідси додаткова умова:

$$Z_t^P + Z_t^I + Z_t^E = \bar{Z}. \quad (36)$$

5. ПАРАМЕТРИЗАЦІЯ

Початкова модель містить 22 ендегенні змінні, 23 параметри та чотири змінні з екзогенною динамікою. До модифікованої моделі було включено чотири змінні (земля трьох груп економічних агентів та її ціна). Таким чином, модифікована модель складається з 26 ендегенних змінних і п'яти ринків.

Усі змінні було трансформовано в такий спосіб, щоб замінити абсолютні величини на відносні відхилення, тобто $\tilde{x}_t$ означає процентне відхилення змінної x від її значення у стаціонарному стані, x , у період t . Таким чином, початкову модель було переведено у логлінійну форму відносно стаціонарного стану з нульовим зростанням і нульовою інфляцією та скорочено до 13 рівнянь, які описують динаміку 13 ендегенних змінних, та чотирьох рівнянь з екзогенною динамікою. Стаціонарні стани для початкової моделі описано в додатку G. Логлінійну версію початкової моделі викладено в додатку H. Додатки I і J містять стаціонарні стани й логлінійну версію модифікованої моделі.

Під час калібрації використовувалися здебільшого напрацювання Cooley and Prescott (1995), а також Gomme and Rupert (2007). Ці автори описують декілька підходів до вибору параметрів. За умови досконалої конкуренції на ринках факторів виробництва власники факторів виробництва заробляють граничний продукт відповідних факторів виробництва. Найпростіший спосіб отримати необхідні частки факторів виробництва у випуску – скористатися статистикою ВВП. З огляду на структуру українського ВВП за доходами за 2016 рік згідно з даними Держстату і за умови наявності змішаного доходу (змішаних прибутків), що розподіляється між власниками факторів виробництва у таких самих пропорціях, як і дохід від окремих факторів виробництва, частка робочої сили у випуску вважається рівною 0.7. Розрахунковий граничний продукт землі дорівнює 200 доларам на гектар. За припущення, що формально у виробництві задіяно 20 мільйонів гектарів сільськогосподарської землі, і присвоюється значення 0.03, тож сума часток капіталу й житла дорівнює 0.27. Частка житла вважається рівною 0.02, як у Iacoviello (2005), тому на капітал припадає 0.25 випуску. Темп знецінення вимірюється як частка знеціненого капіталу в сукупному капітальному фонді. У цій статті використовується властивість стаціонарного стану, за якої темп знецінення дорівнює коефіцієнту співвідношення інвестицій і капіталу. Згідно з даними Державної служби статистики України щорічний темп знецінення становить 13%, отже $\delta=0.031$.

Згідно з дослідженням НБУ, авторами якого є Gruji, Lepushynskyi, Nikolaychuk (2018), рівноважна процентна ставка для України становить 2.5%, тому в нашій статті коефіцієнт дисконтування для домогосподарств-вкладників розраховується як величина, обернена до цієї ставки, і дорівнює відповідно до квартальних даних 0.995. У працях Lawrance (1991) і Samwick (1997) пропонується присвоювати зазначеним вище групам коефіцієнти дисконтування у проміжках від 0.91 до 0.99, тому в цій статті коефіцієнт для домогосподарств-боржників встановлено на рівні 0.94. Еластичність пропозиції робочої сили за Frisch η вважається рівною 2, тобто 1/3 наявного часу витрачається на працю. Значення параметра α в

цій статті обирається на основі висновків Iacoviello (2010). Водночас вважається, що на домогосподарства-вкладники припадає 64% сумарного трудового доходу. Частка рентних платежів за землю, що отримуються підприємствами, становить 84% усіх рентних платежів, тому ϕ і d дорівнюють відповідно 0.84 і 0.07.

Процедурою калібрування параметрів за правилом Тейлора передбачається регресія процентної ставки на позбавлений тренду випуск, інфляцію та лаг процентної ставки. В українських реаліях результати такої процедури були б доволі сумнівними, оскільки достовірну оцінку параметрів правила Тейлора можна здійснювати тільки на основі даних за кілька останніх років. Отримані результати наведено в таблиці 1. Розгорнуті результати оцінки містяться в таблиці K1 (додаток K). Усі калібровані параметри наведено в таблиці K2 (додаток K).

випуск із вилученням тренду методом Ходріка та Прескотта, інвестиції на душу населення, ціни на житло з вилученням тренду методом Hodrick і Prescott та інфляція. Усі часові ряди використовуються у вигляді процентних відхилень від довгострокового стаціонарного стану.

Результати оцінки свідчать про високу тривалість шоків житлових і фінансових уподобань (усі в межах інтервалу від 0.947 до 0.980) і помірну тривалість технологічного шоку. Оцінки $\sigma_a = 0.0262$ і $\sigma_e = 0.0089$ є статистично значущими та, як і очікувалося, нижчими від стандартних відхилень фінансових шоків і шоків уподобань.

У цій статті витрати на коригування капіталу оцінюються на рівні 0.625. Оцінка параметра жорсткості цін за Calvo, яка становить 0.34, означає, що підприємства переглядають ціни в середньому один раз на $1/(1-0.34) = 1.5$

Таблиця 1. Параметри політики центрального банку

Опис	Параметр	Значення
Параметр реакції інфляції за правилом Тейлора	r_π	0.5377
Параметр інерції за правилом Тейлора	r_R	0.8559
Параметр реакції випуску за правилом Тейлора	r_Y	Незначне

Решту параметрів було відкалібровано на основі коефіцієнтів, притаманних стаціонарному стану. Значення коефіцієнта дисконтування для підприємців було обрано у такий спосіб, щоб воно відповідало коефіцієнту співвідношення інвестицій і випуску. Згідно з даними НБУ і Держстату інвестиції становлять 14–15% ВВП, і щоб узгоджуватися з цими даними β^e має дорівнювати 0.94. Для підтримання коефіцієнта співвідношення між кредитами й випуском на рівні 0.35 (згідно з даними НБУ) коефіцієнт співвідношення суми кредиту і вартості застави має дорівнювати 0.31. Iacoviello (2005) припускає, що цей коефіцієнт становить 0.89, але зауважує, що предметом застави може бути тільки комерційна нерухомість. Оцінки, отримані Christensen (2007) і Gerali et al. (2010), є більш доречними й становлять відповідно 0.42 і 0.31. Для підтримання коефіцієнта співвідношення між кредитами й випуском на рівні 0.07 (згідно з даними НБУ) ваговий коефіцієнт житла у функції корисності встановлено на рівні 0.05.

Для оцінки параметрів тривалості шоків, стандартних відхилень шоків, витрат на коригування капітального фонду і жорсткості цін за Calvo у цій статті використовуються результати дослідження Ireland (2004), у якому описується найбільша неокейсіанська модель, що оцінюється методом максимальної вірогідності за повної інформації (Full Information Maximum Likelihood). Після представлення моделі у просторі станів можна побудувати функцію вірогідності спостережуваних даних у спосіб, описаний у Bauer, Haltom and Rubio-Ramírez (2003).

Оскільки модель містить чотири екзогенні процеси, ми використовуємо дані для чотирьох ендегенних змінних. У процедурі оцінки використовується українська статистика за період із I кварталу 2006 року до IV кварталу 2016-го: щоквартальний сезонно скоригований

кварталу, що дещо суперечить стандартній періодичності перегляду цін кожні чотири квартали. Результати оцінки за методом максимальної вірогідності наведено в таблиці K3 (додаток K).

6. РЕЗУЛЬТАТИ

У цьому розділі викладено результати, отримані з обох моделей, і аналіз функцій імпульсного відгуку.

Оскільки економіка в нашій статті моделюється як приватна й замкнена, структура ВВП за витратами описується як сума споживання та інвестиційних видатків. Частка інвестицій у випуску є незмінною для всіх моделей (оскільки ані земля, ані її параметри не включаються до рівняння, яке описує цю частку) та дорівнює 0.137 (згідно зі статистикою НБУ та Державної служби статистики України вона становить 0.14–0.15). Решта випуску витрачається на споживання.

Другий важливий результат – зростання загального обсягу позичання в країні. Відповідно до статистики Світового банку на внутрішнє кредитування припадає 47% ВВП України, що приблизно збігається з розрахунками НБУ, який розділяє цю суму на кредити домогосподарствам (7% ВВП) і підприємствам (35%). Оскільки згідно з реформою дозволяється надання землі в заставу, домогосподарства-боржники та підприємці можуть підвищувати свою кредитоспроможність. Нові стаціонарні коефіцієнти свідчать про відчутне зростання запозичень підприємців і помірне збільшення запозичень домогосподарств. Підсумок результатів наведено в таблиці 2.

Наступний етап – аналіз властивостей моделей за допомогою функцій імпульсного відгуку. Мета цього аналізу – пояснити, як зміниться величина посилення шоків

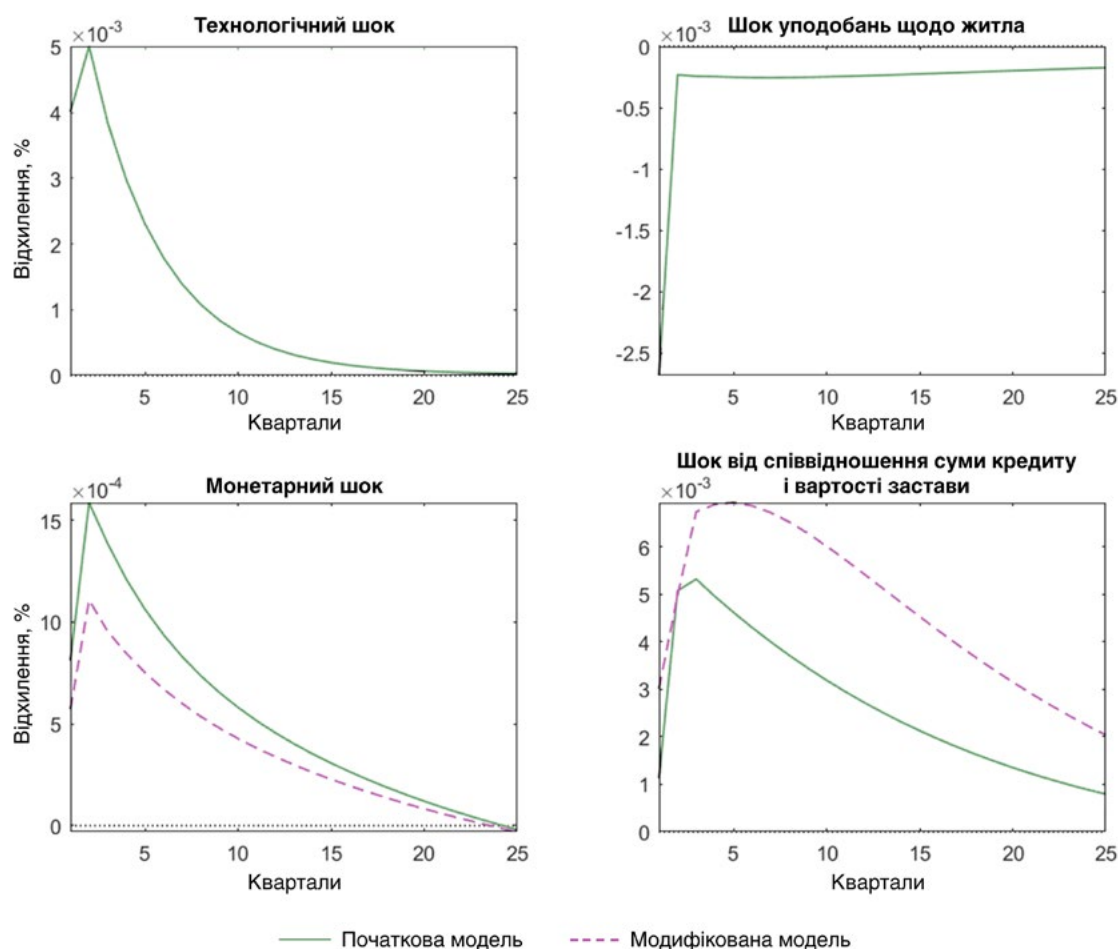
Таблиця 2. Стаціонарні коефіцієнти у “початковій” та “модифікованій” моделях

Коефіцієнт	До земельної реформи	Після земельної реформи
Співвідношення між інвестиціями й випуском	0.14	0.14
Співвідношення між запозиченнями й випуском (домогосподарства)	0.08	0.10
Співвідношення між запозиченнями й випуском (підприємці)	0.35	0.81

після настання змін, зумовлених земельною реформою. Відгуки випуску на технологічні шоки, монетарні шоки, шоки уподобань і шоки співвідношення суми кредиту і вартості застави у початковій та модифікованій моделях відображено на графіку 2.

збільшенню реального тиску з боку зобов'язань унаслідок дефляції боргу. На цьому етапі починає діяти фактор недосконалості фінансових ринків. Зростання реальної вартості боргу зменшує кредитоспроможність підприємців і призводить до скорочення обсягів споживання,

Графік 2. Функції імпульсного відгуку випуску на одне стандартне відхилення до (суцільна лінія) і після (пунктирна лінія) земельної реформи



У неокейнсіанській динамічній стохастичній моделі загальної рівноваги із заставними обмеженнями шок продуктивності може призвести до нелогічної, на перший погляд, функції імпульсного відгуку. У більшості випадків позитивний технологічний шок призводить до уповільнення інфляції, оскільки зменшуються граничні виробничі витрати. Зниження рівня інфляції сприяє

капіталу та житла. Останнє використовується як предмет застави й послаблює попит на ринку житла, внаслідок чого знижується ціна на будинки і вартість застави. Таке підсилення імпульсу призводить до початкового негативного відгуку на технологічний шок. Утім, у межах адаптованої до українських умов моделі дефляція достатньої амплітуди виникнути не може, тож підвищення

продуктивності веде до зростання обсягів випуску, нівелюючи наслідки дефляції боргу.

Монетарний шок переноситься до реального сектору завдяки жорсткості цін. Збільшення номінальної процентної ставки призводить до зростання реальної процентної ставки. Типовим результатом функціонування традиційного каналу процентної ставки є перерозподіл споживання на користь майбутніх періодів і падіння попиту на всіх ринках, у тому числі на ринку активів. Зменшення попиту на ринку житла призводить до падіння цін, що своєю чергою спричиняє посилення кредитного обмеження. Відповідно зниження вартості наявної застави спричиняє подальше падіння попиту, що, своєю чергою, ще більше посилює кредитне обмеження, і сила шоку зростає.

Через свою довгу тривалість шок уподобань щодо житла чинить вагомий вплив на макроекономічну динаміку. Позитивний шок веде до підвищення попиту на будинки, тому ціни на них зростають. Звідси випливає пом'якшення заставного обмеження, а отже, підвищений рівень позичання. Підприємці нарощують капітал і збільшують обсяги споживання, а домогосподарства заміняють споживання на житло. Оскільки шок уподобань щодо житла стосується тільки домогосподарств, унаслідок цього шоку відбувається перерозподіл багатства, яке вимірюється житлом, від підприємців до домогосподарств. У процесі відчуження житла від підприємців їхні заставні обмеження посилюються. З іншого боку, кредитні обмеження домогосподарств-боржників є більш інертними: внаслідок високого попиту на будинки ціни на них зростають, пом'якшуючи кредитне обмеження, а перерозподіл житла в бік домогосподарств подовжує дію цього ефекту.

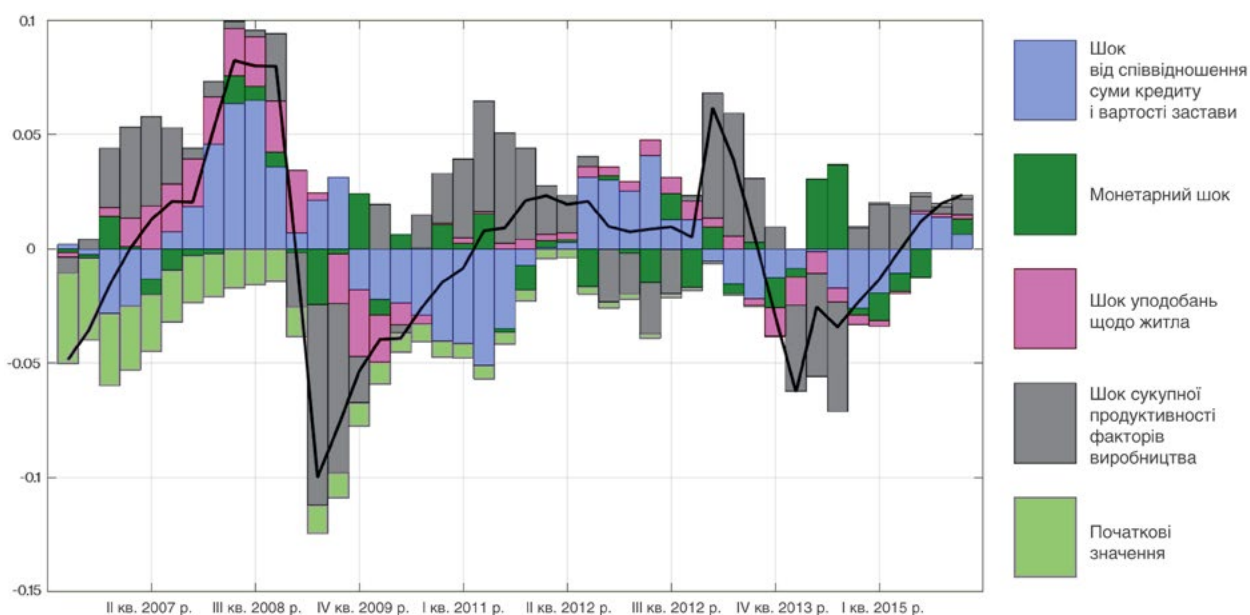
Монетарні шоки й шоки продуктивності як у початковій, так і в модифікованій моделі спричиняють одну й ту саму динаміку. Земля і будинки демонструють схожу динаміку. Їхні зміни відбуваються в однакових напрямках.

Відмінності між динамікою землі й динамікою житла, спричинені дією монетарних і технологічних шоків, є несуттєвими незалежно від моделі. Однак у випадку з шоком уподобань щодо житла постає зовсім інша картина. Цей шок генерує підвищені коливання ціни застави на графіку L1 у додатку L зображено містить його порівняння із шоками, про які йшлося вище), що узгоджується з результатами дослідження Liu, Wang and Zha (2013). Оскільки земля як фактор виробництва стає відносно дорожчою, підприємці в процесі оптимізації змушені придбавати землю і продавати будинки, а домогосподарства – навпаки.

Фінансовий шок спричиняє найвідчутніші наслідки й призводить до значних відмінностей залежно від моделі. Механіка цього процесу доволі проста: зростання коефіцієнта співвідношення суми кредиту і вартості застави сприяє пом'якшенню заставного обмеження і попит на всіх ринках підвищується. Підвищений попит на ринку житла штовхає ціни на житло вгору, що, своєю чергою, робить шоки ще сильнішими. У випадку з шоком співвідношення суми кредиту і вартості застави динаміка макроекономічних показників потрапляє в пряму залежність від вартості застави. Цим пояснюється те, що можливість позичання під заставу землі спричиняє значні відмінності між величинами посилення шоків у результаті земельної реформи.

Історичній декомпозиції шоків у цій статті передують визначення ступеня внеску окремих шоків до загальних відхилень випуску від стаціонарного стану за допомогою алгоритму згладжування за Кальманом (Kalman Smoother algorithm). Алгоритм дає змогу отримати згладжені шоки та згладжені початкові значення. Враховуючи наявні дані для ендогенних змінних, це найефективніший алгоритм згладжування для зазначених вище шоків. У додатку L наводяться згладжені шоки, отримані за допомогою алгоритму згладжування за Кальманом. Накопичений вплив згладжених шоків на випуск протягом 2006–2016 років відображено на графіку 3.

Графік 3. Історична декомпозиція ВВП України



З історичної декомпозиції випуску випливає, що протягом 2009–2011 років та з III кварталу 2013 року до II кварталу 2015 року обсяги випуску були нижчими від стаціонарного рівня, а в період між кризами дещо перевищували природний рівень, сягнувши максимального значення у I кварталі 2013 року. Спад, що відбувся у 2003 році і посилювався протягом 2009 року, був зумовлений негативним шоком сукупної продуктивності факторів виробництва разом із негативним шоком уподобань щодо житла. Пізніше дію цих шоків підсилює шок співвідношення суми кредиту і вартості застави, який певною мірою охоплював усі фінансові фактори. Оскільки економіка в цій статті моделюється як замкнута, шок продуктивності може включати зовнішні шоки попиту і внутрішні шоки пропозиції. Відхилення обсягів випуску, що спостерігалися в період між 2011 та 2015 роками, пояснюються головним чином шоками співвідношення суми кредиту і вартості застави й шоками сукупної продуктивності факторів виробництва.

Зрештою, продовжимо контрфактичний експеримент. З історичної декомпозиції випуску вилучаються історичні шоки, отримані завдяки алгоритму згладжування за Кальманом (додаток L). Постає природне запитання: “Що відбулося б з економікою, якби землі сільськогосподарського призначення були предметом торгівлі й застави?” Іншими словами, модифікована модель (яка відтворює економіку зі скасуванням мораторію на торгівлю землею) у цій статті піддається дії низки шоків, отриманих з алгоритму згладжування за Кальманом, і таким чином будується альтернативний сценарій (графік 4).

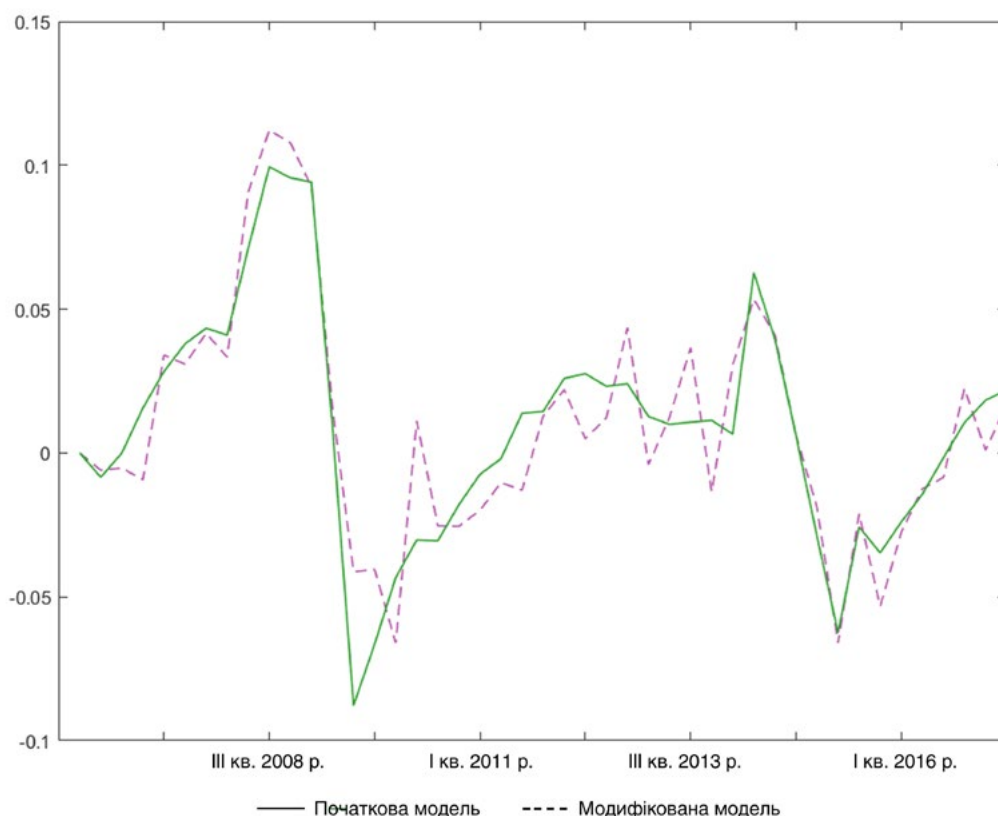
Невідповідність, що спостерігається в цих сценаріях, є логічним наслідком того факту, що початкова й модифікована моделі по-різному реагують на схожі за масштабами шоки (див. графік 2). Таким чином, після зняття мораторію в моделі спостерігається тенденція до посилення як приростів, так і падінь обсягів випуску внаслідок фінансових шоків, про що переконливо свідчить пік випуску у III кварталі 2008 року. З іншого боку, шок уподобань щодо житла, який значною мірою спричинив падіння ВВП, пом'якшує падіння за альтернативного сценарію. Отже, за певних умов торгівля землею та надання землі в заставу може як посилювати шоки, так і пом'якшувати їхні наслідки залежно від характеру чинників, які призводять до відхилення обсягів випуску.

7. ВИСНОВКИ

Завершальним етапом земельної реформи в Україні передбачено створення ринку землі й можливість її використання як застави. Ставлення до землі як до звичайного активу полегшує доступ до фінансового ринку шляхом зняття кредитних обмежень. У контексті спостережуваних побічних ефектів ринку житла видається обґрунтованим припущення, що можливість надання землі в заставу призведе до змін у динаміці циклу ділової активності.

Для аналізу впливу земельної реформи на цикл ділової активності в цій статті доопрацьовано модель Iacoviello (2005). До моделі включено землю як додатковий виробничий фактор, який бере участь у виробництві разом із капіталом, робочою силою і житлом. Для цілей динамічного порівняння побудовано дві моделі. “Початкову мо-

Графік 4. Контрфактичний експеримент. Фактичний випуск (суцільна лінія) проти альтернативного (пунктир)



дель” побудовано таким чином, що земля розподіляється між економічними агентами й не є предметом торгівлі чи застави. У “Модифікованій моделі” дозволяється торгувати землею та брати позики під заставу її вартості. Моделі відкалібровано та оцінено методом максимальної вірогідності за повної інформації. Головні висновки такі:

- Зняття мораторію дає змогу торгувати землею та використовувати її як додатковий засіб забезпечення позик. За наявності обов’язкових кредитних обмежень додаткова застava пом’якшує ці обмеження, збільшуючи кредитоспроможність економічних агентів-боржників. Згідно з проведеними розрахунками коефіцієнт співвідношення сукупного кредитування і ВВП міг би подвоїтися з приблизно 0.45 до 0.90;

- Історична декомпозиція шоків засвідчила, що технологічні й фінансові шоки роблять найбільший внесок у макроекономічні коливання; крім того, встановлено, що ці шоки є довготривалими;

- Надання землі статусу предмета застави справляє значний вплив на величину посилення шоку співвідношення суми кредиту і вартості застави, оскільки вартість застави впливає на динаміку безпосередньо. Монетар-

ні шоки й шоки продуктивності спричиняють невідчутні зміни в посиленні шоків у контрфактичній моделі після запровадження земельної реформи;

- Контрфактичний експеримент засвідчує, що спад 2009 року можна було пом’якшити, оскільки його частковою причиною були шоки уподобань щодо житла, а зростання, яке передувало спаду, можна було посилити, тому що воно стало наслідком фінансових шоків.

Для отримання точніших оцінок необхідно доповнити модель елементами, які відображають особливості української економіки. По-перше, у випадку економіки, що розвивається, обґрунтованим є введення тінювого сектора, який, за різними припущеннями, послаблює кредитний цикл. По-друге, доповнення моделі пропозицією житла і трендами зростання, як у Iacoviello і Neri (2010), може значно поліпшити результати моделі. Цілком імовірно, що ці два доповнення призвели б до кількісного поліпшення. Загалом основним внеском цієї статті є концептуальна оцінка макроекономічних наслідків становлення ринку землі в Україні з акцентом на коливаннях кредитного циклу за умов, коли земля, що є предметом торгівлі, може використовуватися для забезпечення кредитів.

ЛІТЕРАТУРА

- Bauer A., Haltom N. and Rubio-Ramirez J.F. (2003). Using the Kalman Filter to Smooth the Shocks of a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. Working Paper, No. 2003-32, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Bernanke B. S., Gertler M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, pp. 27-48. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>
- Bernanke B. S., Gertler M., Gilchrist S. (1996). The Financial Accelerator and the flight to Quality. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, pp. 1-15.
- Bernanke B. S., Gertler M., Gilchrist S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Part C, pp. 1341-1393.
- Bernanke B., Gertler M. (1990). Financial Fragility and Economic Performance. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 1, pp. 87-114. <https://doi.org/10.2307/2937820>
- Cooley T. F., Prescott E. C. (1995). Economic Growth and Business Cycles. *Frontiers of Business Cycle Research*, chapter 1, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Cordoba J. C., Ripoll M. (2004). Credit Cycles Redux. *International Economic Review*, Vol. 45, No. 4, pp. 1011-1046.
- Gerali A., Neri S., Sessa L., Signoretti F. M. (2010). Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42, No. s1, pp. 107-141.
- Gomme P., Rupert P. (2007). Theory, Measurement and Calibration of Macroeconomic Models. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 2, pp. 460-497.
- Gruі A., Lepushynskiy V., Nikolaychuk S. (2018). A Neutral Real Interest Rate in the Case of a Small Open Economy: Application to Ukraine. *Visnyk of the National Bank of Ukraine*, No. 243, pp. 4-20. <https://doi.org/10.26531/vnbu2018.243.004>
- Iacoviello M. (2005). House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle. *American Economic Review*, Vol. 95, No. 3, pp. 739-764. <https://doi.org/10.1257/0002828054201477>
- Iacoviello M. (2015). Financial Business Cycles. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 18, No. 1, pp. 140-163. <https://doi.org/10.1016/j.red.2014.09.003>
- Iacoviello M., Neri S. (2010). Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, No. 2, pp. 125-164. <https://doi.org/10.1257/mac.2.2.125>
- Ireland P. N. (2004). Technology Shocks in the New Keynesian model. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 4, pp. 923-936.
- Kiyotaki N., Moore J. (1997). Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2, pp. 211-248. <https://doi.org/10.1086/262072>
- Kocherlakota N. (2000). Creating Business Cycles Trough Credit Constraints. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 24, No. 3, pp. 2-10.
- Liu Z., Wang P., Zha T. (2013). Land-Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations. *Econometrica*, Vol. 81, No. 3, pp. 1147-1184. <https://doi.org/10.3982/ECTA8994>
- Maynard K. J. (1931). The Consequences for the Banks of the Collapse of Money Value. *Essays in Persuasion, Collected Writings of J.M.Keynes*, Vol. 9, pp. 150-158. <https://doi.org/10.1017/UPO9781139524162>
- Nizalov D. (2017). Land reform is not beneficial for those who work under shadow schemes. *Vox Ukraine*. <https://voxukraine.org/uk/ekonomika-139-denis-nizalov-zemelna-reforma-nevigidna-tim-hto-pratsyuye-za-tinovimi-shemami/>

ДОДАТОК А. ЗАДАЧА ОПТИМІЗАЦІЇ ДОМОГОСПОДАРСТВ-ВКЛАДНИКІВ У ПОЧАТКОВІЙ МОДЕЛІ

$$\mathcal{L} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{pt} \left(\ln c_t^p + j_t \ln h_t^p - \frac{L_t^{p\eta}}{\eta} \right) + \lambda_t^p (b_t^p + w_t^p L_t^p + r_t^p Z^p + F_t + T_t^p - c_t^p - q_t^h (h_t^p - h_{t-1}^p) - R_{t-1} \frac{b_{t-1}^p}{\pi_t^p}).$$

Пропозиція робочої сили:

$$L_t^{p\eta-1} = \frac{w_t^p}{c_t^p}.$$

Попит на житло:

$$\frac{q_t^h}{c_t^p} = \frac{j_t}{h_t^p} + \beta^p E_t \frac{q_{t+1}^h}{c_{t+1}^p}.$$

Рівняння Ейлера:

$$\frac{1}{c_t^p} = \beta^p E_t \frac{R_t}{c_{t+1}^p \pi_{t+1}}.$$

ДОДАТОК В. ЗАДАЧА ОПТИМІЗАЦІЇ ДОМОГОСПОДАРСТВ-БОРЖНИКІВ У ПОЧАТКОВІЙ МОДЕЛІ

$$\mathcal{L} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{lt} \left(\ln c_t^l + j_t \ln h_t^l - \frac{L_t^{l\eta}}{\eta} \right) + \lambda_t^l (b_t^l + w_t^l L_t^l + r_t^l Z^l + T_t^l - c_t^l - q_t^h (h_t^l - h_{t-1}^l) - R_{t-1} \frac{b_{t-1}^l}{\pi_t^l}) + \mu_t^l (m_t \pi_{t+1} q_{t+1}^h h_t^l - R_t b_t^l).$$

Пропозиція робочої сили:

$$L_t^{l\eta-1} = \frac{w_t^l}{c_t^l}.$$

Попит на житло:

$$\frac{q_t^h}{c_t^l} = \frac{j_t}{h_t^l} + \beta^l E_t \frac{q_{t+1}^h}{c_{t+1}^l} + \left(\frac{1}{c_t^l R_t} - \beta^l E_t \frac{1}{c_{t+1}^l \pi_{t+1}} \right) E_t m_t \pi_{t+1} q_{t+1}^h.$$

ДОДАТОК С. ЗАДАЧА ОПТИМІЗАЦІЇ ПІДПРИЄМЦІВ У ПОЧАТКОВІЙ МОДЕЛІ

$$\mathcal{L} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{Et} \ln c_t^E + \lambda_t^E \left(\frac{Y_t}{X_t} + b_t^E - c_t^E - q_t^h (h_t^E - h_{t-1}^E) - R_{t-1} \frac{b_{t-1}^E}{\pi_t^E} - w_t^l L_t^l - w_t^p L_t^p - r_t^l Z^l - r_t^p Z^p - I_t - \frac{\psi}{2\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 K_{t-1} \right) + \mu_t^E (m_t \pi_{t+1} q_{t+1}^h h_t^E - R_t b_t^E) + u_t^E (I_t - K_t + (1-\delta)K_{t-1}) + s_t^E \left(A_t K_{t-1}^\mu h_{t-1}^\nu (Z_E^p Z_P^d Z_I^{1-\varphi-d})^u (L_{P,t}^\alpha L_{I,t}^{1-\alpha})^{1-\mu-u-v} - Y_t \right).$$

Попит на робочу силу домогосподарств-вкладників:

$$w_t^p = \frac{\alpha(1-\mu-v-u)Y_t}{X_t L_t^p}.$$

Попит на робочу силу домогосподарств-боржників:

$$w_t^l = \frac{(1-\alpha)(1-\mu-v-u)Y_t}{X_t L_t^l}.$$

Графік інвестування:

$$\frac{1}{c_t^E} \left(1 + \frac{\psi_K}{\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right) \right) = E_t \left(\frac{\beta^E}{c_{t+1}^E} \frac{\mu Y_{t+1}}{X_{t+1} K_t^E} + (1-\delta) \frac{\beta^E}{c_{t+1}^E} \left(1 + \frac{\psi_K}{\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right) \right) - \frac{1}{c_{t+1}^E} \left(\frac{\psi_K}{2\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right) - \frac{\psi_K}{\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right) \frac{I_{t+1}}{K_t} \right) \right).$$

Попит на житло:

$$\frac{q_t^E}{c_t^E} = \left(\frac{\beta^E}{c_{t+1}^E} \frac{\nu Y_{t+1}}{X_{t+1} h_t^E} + \beta^E E_t \frac{q_{t+1}^h}{c_{t+1}^E} + \left(\frac{1}{c_t^E R_t} - \beta^E E_t \frac{1}{c_{t+1}^E \pi_{t+1}} \right) m_t^E \pi_{t+1} q_{t+1}^h \right).$$

ДОДАТОК Д. ЗАДАЧА ОПТИМІЗАЦІЇ ДОМОГОСПОДАРСТВ-ВКЛАДНИКІВ У МОДИФІКОВАНІЙ МОДЕЛІ

$$\mathcal{L} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln c_t^p + j_t \ln h_t^p - \frac{L_t^{p\eta}}{\eta} \right) + \lambda_t^E (b_t^p + w_t^p L_t^p + r_t^p Z_{t-1}^p + F_t + T_t^p - c_t^p - q_t^h (h_t^p - h_{t-1}^p) - q_t^Z (Z_t^p - Z_{t-1}^p) - R_{t-1} \frac{b_{t-1}^p}{\pi_t}).$$

Пропозиція робочої сили: $L_t^{p\eta-1} = \frac{w_t^p}{c_t^p}.$

Попит на житло: $\frac{q_t^h}{c_t^p} = \frac{j_t}{h_t^p} + \beta^p E_t \frac{q_{t+1}^h}{c_{t+1}^p}.$

Рівняння Ейлера: $\frac{1}{c_t^p} = \beta^p E_t \frac{R_t}{c_{t+1}^p \pi_{t+1}}.$

Співвідношення землі і споживання: $\frac{q_t^Z}{c_t^p} = \beta^p E_t \left(\frac{q_{t+1}^Z + r_{t+1}^p}{c_{t+1}^p} \right).$

ДОДАТОК Е. ЗАДАЧА ОПТИМІЗАЦІЇ ДОМОГОСПОДАРСТВ-БОРЖНИКІВ У МОДИФІКОВАНІЙ МОДЕЛІ

$$\mathcal{L} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln c_t^l + j_t \ln h_t^l - \frac{L_t^{l\eta}}{\eta} \right) + \lambda_t^l \left(b_t^l + w_t^l L_t^l + r_t^l Z_t^l + T_t^l - c_t^l - q_t^h (h_t^l - h_{t-1}^l) - q_t^Z (Z_t^l - Z_{t-1}^l) - R_{t-1} \frac{b_{t-1}^l}{\pi_t} \right) + \mu_t^l (m_t \pi_{t+1} (q_{t+1}^h h_t^l + q_{t+1}^Z Z_t^l) - R_t b_t^l).$$

Пропозиція робочої сили: $L_t^{l\eta-1} = \frac{w_t^l}{c_t^l}.$

Попит на житло: $\frac{q_t^h}{c_t^l} = \frac{j_t}{h_t^l} + \beta^l E_t \frac{q_{t+1}^h}{c_{t+1}^l} + \left(\frac{1}{c_t^l R_t} - \beta^l E_t \frac{1}{c_{t+1}^l \pi_{t+1}} \right) E_t m_t \pi_{t+1} q_{t+1}^h.$

Співвідношення землі і споживання: $\frac{q_t^Z}{c_t^l} = \beta^l E_t \left(\frac{q_{t+1}^Z + r_{t+1}^l}{c_{t+1}^l} \right) + \left(\frac{1}{c_t^l R_t} - \beta^l E_t \frac{1}{c_{t+1}^l \pi_{t+1}} \right) E_t m_t \pi_{t+1} q_{t+1}^Z.$

ДОДАТОК F. ЗАДАЧА ОПТИМІЗАЦІЇ ПІДПРИЄМЦІВ МОДИФІКОВАНИЙ МОДЕЛІ

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^E \ln c_t^E \\ + \lambda_t^E \left(\frac{Y_t}{X_t} + b_t^E - c_t^E - q_t^h (h_t^E - h_{t-1}^E) - q_t^Z (Z_t^E - Z_{t-1}^E) - R_{t-1} \frac{b_{t-1}^E}{\pi_t} - w_t^I L_t^I - w_t^P L_t^P - r_t^I Z_{t-1}^I + r_t^P Z_{t-1}^P - I_t - \frac{\psi}{2\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 K_{t-1} \right) \\ + \mu_t^E (m_t \pi_{t+1} (q_{t+1}^h h_t^E + q_{t+1}^Z Z_t^E) - R_t b_t^E) + u_t^E (I_t - K_t + (1 - \delta) K_{t-1}) + s_t^E (A_t K_{t-1}^\mu h_{t-1}^\nu (Z_{t-1}^P Z_{t-1}^d Z_{t-1}^{1-\varphi-d})^u (L_{t,t}^\alpha L_{t,t}^{1-\alpha})^{1-\mu-u-\nu} - Y_t). \end{aligned}$$

Попит на робочу силу домогосподарств-вкладників: $w_t^P = \frac{\alpha(1-\mu-\nu-u)Y_t}{X_t L_t^P}$.

Попит на робочу силу домогосподарств-боржників: $w_t^I = \frac{(1-\alpha)(1-\mu-\nu-u)Y_t}{X_t L_t^I}$.

Попит на землю домогосподарств-вкладників: $r_{t+1}^P = \frac{duY_{t+1}}{X_{t+1} Z_t^P}$.

Попит на землю домогосподарств-боржників: $r_{t+1}^I = \frac{(1-\varphi-d)uY_{t+1}}{X_{t+1} Z_t^I}$.

Співвідношення землі і споживання: $\frac{q_t^Z}{c_t^E} = \left(\frac{\beta^E}{c_{t+1}^E} \frac{\varphi u Y_{t+1}}{X_{t+1} Z_t^E} + \beta^E \frac{q_{t+1}^Z}{c_{t+1}^E} + \left(\frac{1}{c_t^E R_t} - \beta^E \frac{1}{c_{t+1}^E \pi_{t+1}} \right) m_t \pi_{t+1} q_{t+1}^Z \right)$.

Оптимальний графік інвестування:

$$\frac{1}{c_t^E} \left(1 + \frac{\psi_K}{\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right) \right) = E_t \left(\frac{\beta^E}{c_{t+1}^E} \frac{\mu Y_{t+1}}{X_{t+1} K_t} + (1 - \delta) \frac{\beta^E}{c_{t+1}^E} \left(1 + \frac{\psi_K}{\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right) \right) - \frac{1}{c_{t+1}^E} \left(\frac{\psi_K}{2\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right) - \frac{\psi_K}{\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right) \frac{I_{t+1}}{K_t} \right) \right).$$

Співвідношення житла і споживання: $\frac{q_t^h}{c_t^E} = \left(\frac{\beta^E}{c_{t+1}^E} \frac{\nu Y_{t+1}}{X_{t+1} h_t^E} + \beta^E \frac{q_{t+1}^h}{c_{t+1}^E} + \left(\frac{1}{c_t^E R_t} - \beta^E \frac{1}{c_{t+1}^E \pi_{t+1}} \right) m_t \pi_{t+1} q_{t+1}^h \right)$.

ДОДАТОК G. СТАЛІ СПІВВІДНОШЕННЯ ПОЧАТКОВОЇ МОДЕЛІ

$$\frac{I}{Y} = \frac{\beta^e \mu}{(1 - \beta^e - \delta \beta^e) X} \delta \stackrel{\text{def}}{=} \xi_1 \delta$$

$$\frac{q^h h^E}{Y} = \frac{\beta^E v}{X(1 - \beta^E - m \beta^P + \beta^E m)} \stackrel{\text{def}}{=} \xi_5$$

$$\frac{q^h h^P}{Y} = \frac{j}{(1 - \beta^P)} \frac{c^P}{Y} \stackrel{\text{def}}{=} \xi_6 \frac{c^P}{Y}$$

$$\frac{q^h h^I}{Y} = \frac{j}{(1 - \beta^I - m \beta^P + \beta^I m)} \frac{c^I}{Y} \stackrel{\text{def}}{=} \xi_7 \frac{c^I}{Y}$$

$$\frac{c^E}{Y} = \frac{\mu + \vartheta + \varphi u}{X} + (\beta^P - 1) m \xi_5 - \xi_1 \delta$$

$$\frac{c^I}{Y} = \frac{((1 - \alpha)(1 - \mu - v - u) + (1 - \varphi - t)u)}{X(1 - (\beta^P - 1)m \xi_7)}$$

$$\frac{c^P}{Y} = 1 - \frac{c^I}{Y} - \frac{c^E}{Y} - \frac{I}{Y}.$$

ДОДАТОК Н. ДИНАМІКА РІВНОВАГИ ПОЧАТКОВОЇ МОДЕЛІ

$$\tilde{Y}_t = \frac{c^E}{Y} \tilde{c}_t^E + \frac{c^P}{Y} \tilde{c}_t^P + \frac{c^I}{Y} \tilde{c}_t^I + \frac{I}{Y} \tilde{I}_t$$

$$\tilde{c}_{t+1}^P = \tilde{c}_t^P + \tilde{R}_t - \tilde{\pi}_{t+1}$$

$$\tilde{q}_t^h = \beta^P \tilde{q}_{t+1}^h + \tilde{c}_t^P - \beta^P \tilde{c}_{t+1}^P + (1 - \beta^P) \left(\tilde{J}_t + \frac{h^E}{h^P} \tilde{h}_t^E + \frac{h^I}{h^P} \tilde{h}_t^I \right)$$

$$\tilde{q}_t^h = \gamma_h \tilde{q}_{t+1}^h + (1 - \gamma_h)(\tilde{J}_t - \tilde{h}_t^I) + (1 - \beta^P m) \tilde{c}_t^I + (\beta^I m - \beta^P) \tilde{c}_{t+1}^I + \beta^P m (\tilde{\pi}_{t+1} - \tilde{R}_t) + m(\beta^P - \beta^I) \tilde{m}_t$$

$$\tilde{q}_t^h = \gamma_e \tilde{q}_{t+1}^h + (1 - \gamma_e)(\tilde{Y}_{t+1} - \tilde{X}_{t+1} - \tilde{h}_t^E) - (1 - \beta^P m)(\tilde{c}_{t+1}^E - \tilde{c}_t^E) - \beta^P m(\tilde{R}_t - \tilde{\pi}_{t+1}) + m(\beta^E - \beta^I) \tilde{m}_t$$

$$\tilde{R}_t = (1 - \delta) \tilde{R}_{t-1} + \delta \tilde{I}_t$$

$$\tilde{b}_t^E = \tilde{m}_t + \tilde{q}_{t+1}^h + \tilde{h}_t^E + \tilde{\pi}_{t+1} - \tilde{R}_t$$

$$\tilde{b}_t^I = \tilde{m}_t + \tilde{q}_{t+1}^h + \tilde{h}_t^I + \tilde{\pi}_{t+1} - \tilde{R}_t$$

$$\frac{((1 - \alpha)(1 - \mu - \nu - u) + (1 - \varphi - d)u)Y}{X} (\tilde{Y}_t - \tilde{X}_t) + b^I \tilde{b}_t^I = c^I \tilde{c}_t^I + q^h h^I (\tilde{h}_t^I - \tilde{h}_{t-1}^I) + R b^I (\tilde{b}_{t-1}^I - \tilde{\pi}_t + \tilde{R}_{t-1})$$

$$\frac{(\mu + \nu + \varphi u)Y}{X} (\tilde{Y}_t - \tilde{X}_t) + b^E \tilde{b}_t^E = c^E \tilde{c}_t^E + q^h h^E (\tilde{h}_t^E - \tilde{h}_{t-1}^E) + R b^E (\tilde{b}_{t-1}^E - \tilde{\pi}_t + \tilde{R}_{t-1}) + I \tilde{I}_t$$

$$\tilde{Y}_t = \frac{\eta}{\eta - 1 + \mu + u + \nu} (\tilde{A}_t + \mu \tilde{R}_{t-1} + \nu \tilde{h}_{t-1}^E) - \frac{1 - \mu - \nu - u}{\eta - 1 + \mu + u + \nu} (\tilde{X}_t + \alpha \tilde{c}_t^P + (1 - \alpha) \tilde{c}_t^I)$$

$$\tilde{\pi}_t = \beta^P E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \frac{(1 - \theta)(1 - \beta^P \theta)}{\theta} \tilde{X}_t$$

$$\tilde{R}_t = r_R \tilde{R}_{t-1} + (1 - r_R) \left((1 + r_\pi) \tilde{\pi}_{t-1} + r_Y \tilde{Y}_{t-1} \right) + \tilde{e}_{R,t}$$

$$\tilde{A}_t = \rho_A \tilde{A}_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_{A,t}$$

$$\tilde{J}_t = \rho_h \tilde{J}_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_{h,t}$$

$$\tilde{e}_{R,t} = \rho_e \tilde{e}_{R,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{R,t}$$

$$\tilde{m}_t = \rho_m \tilde{m}_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_{m,t}$$

$$\text{де } \gamma_h = \beta^I + \beta^P m - \beta^I m, \quad \gamma_e = \beta^E + \beta^P m - \beta^E m.$$

ДОДАТОК І. СТАЛІ СПІВВІДНОШЕННЯ МОДИФІКОВАНОЇ МОДЕЛІ

$$\frac{I}{Y} = \frac{\beta^e \mu}{(1 - \beta^e - \delta \beta^e) X} \delta \stackrel{\text{def}}{=} \xi_1 \delta$$

$$\frac{q^Z Z^P}{Y} = \frac{du}{X(1 - \beta^P)} \stackrel{\text{def}}{=} \xi_2$$

$$\frac{q^Z Z^I}{Y} = \frac{\beta^P (1 - \varphi - d) u}{X(1 - \beta^I - m \beta^P + \beta^I m)} \stackrel{\text{def}}{=} \xi_3$$

$$\frac{q^Z Z^e}{Y} = \frac{\beta^E \varphi u}{X(1 - \beta^E - m \beta^P + \beta^E m)} \stackrel{\text{def}}{=} \xi_4$$

$$\frac{q^h h^E}{Y} = \frac{\beta^E v}{X(1 - \beta^E - m \beta^P + \beta^E m)} \stackrel{\text{def}}{=} \xi_5$$

$$\frac{q^h h^P}{Y} = \frac{j}{(1 - \beta^P)} \frac{c^P}{Y} \stackrel{\text{def}}{=} \xi_6 \frac{c^P}{Y}$$

$$\frac{q^h h^I}{Y} = \frac{j}{(1 - \beta^I - m \beta^P + \beta^I m)} \frac{c^I}{Y} \stackrel{\text{def}}{=} \xi_7 \frac{c^I}{Y}$$

$$\frac{c^E}{Y} = \frac{\mu + \vartheta + \varphi u}{X} + (\beta^P - 1) m (\xi_4 + \xi_5) - \xi_1 \delta$$

$$\frac{c^I}{Y} = \frac{((1 - \alpha)(1 - \mu - v - u) + (1 - \varphi - t)u) + X(\beta^P - 1)m\xi_3}{X(1 - (\beta^P - 1)m\xi_7)}$$

$$\frac{c^P}{Y} = 1 - \frac{c^I}{Y} - \frac{c^E}{Y} - \frac{I}{Y}$$

ДОДАТОК J. ДИНАМІКА РІВНОВАГИ МОДИФІКОВАНОЇ МОДЕЛІ

$$\tilde{Y}_t = \frac{c^E}{Y} \tilde{c}_t^E + \frac{c^P}{Y} \tilde{c}_t^P + \frac{c^I}{Y} \tilde{c}_t^I + \frac{I}{Y} \tilde{I}_t$$

$$\tilde{c}_{t+1}^P = \tilde{c}_t^P + \tilde{R}_t - \tilde{\pi}_{t+1}$$

$$\tilde{q}_t^h = \beta^P \tilde{q}_{t+1}^h + \tilde{c}_t^P - \beta^P \tilde{c}_{t+1}^P + (1 - \beta^P) \left(\tilde{I}_t + \frac{h^E}{h^P} \tilde{h}_t^E + \frac{h^I}{h^P} \tilde{h}_t^I \right)$$

$$\tilde{q}_t^Z = \beta^P \tilde{q}_{t+1}^Z + \tilde{c}_t^P - \beta^P \tilde{c}_{t+1}^P + (1 - \beta^P) \left(\tilde{Y}_{t+1} - \tilde{X}_{t+1} + \frac{Z^E}{Z^P} \tilde{Z}_t^E + \frac{Z^I}{Z^P} \tilde{Z}_t^I \right)$$

$$\tilde{q}_t^h = \gamma_h \tilde{q}_{t+1}^h + (1 - \gamma_h) (\tilde{I}_t - \tilde{h}_t^I) + (1 - \beta^P m) \tilde{c}_t^I + (\beta^I m - \beta^P) \tilde{c}_{t+1}^I + \beta^P m (\tilde{\pi}_{t+1} - \tilde{R}_t) + m (\beta^P - \beta^I) \tilde{m}_t$$

$$\tilde{q}_t^Z = \gamma_h \tilde{q}_{t+1}^Z + (1 - \gamma_h) (\tilde{Y}_{t+1} - \tilde{X}_{t+1} - \tilde{Z}_t^I) + (1 - \beta^P m) \tilde{c}_t^I + (\beta^I m - \beta^P) \tilde{c}_{t+1}^I + \beta^P m (\tilde{\pi}_{t+1} - \tilde{R}_t) + m (\beta^P - \beta^I) \tilde{m}_t$$

$$\tilde{q}_t^h = \gamma_e \tilde{q}_{t+1}^h + (1 - \gamma_e) (\tilde{Y}_{t+1} - \tilde{X}_{t+1} - \tilde{h}_t^E) - (1 - \beta^P m) (\tilde{c}_{t+1}^E - \tilde{c}_t^E) - \beta^P m (\tilde{R}_t - \tilde{\pi}_{t+1}) + m (\beta^E - \beta^I) \tilde{m}_t$$

$$\tilde{R}_t = (1 - \delta) \tilde{R}_{t-1} + \delta \tilde{I}_t$$

$$Rb^E(\tilde{b}_t^E + \tilde{R}_t) = mq^h h^E (\tilde{m}_t + \tilde{q}_{t+1}^h + \tilde{h}_t^E + \tilde{\pi}_{t+1}) + mq^Z Z^E (\tilde{m}_t + \tilde{q}_{t+1}^Z + \tilde{Z}_t^E + \tilde{\pi}_{t+1})$$

$$Rb^I(\tilde{b}_t^I + \tilde{R}_t) = mq^h h^I (\tilde{m}_t + \tilde{q}_{t+1}^h + \tilde{h}_t^I + \tilde{\pi}_{t+1}) + mq^Z Z^I (\tilde{m}_t + \tilde{q}_{t+1}^Z + \tilde{Z}_t^I + \tilde{\pi}_{t+1})$$

$$\frac{((1 - \alpha)(1 - \mu - v - u) + (1 - \varphi - d)u)Y}{X} (\tilde{Y}_t - \tilde{X}_t) + b^I \tilde{b}_t^I$$

$$= c^I \tilde{c}_t^I + q^h h^I (\tilde{h}_t^I - \tilde{h}_{t-1}^I) + Rb^I(\tilde{b}_{t-1}^I - \tilde{\pi}_t + \tilde{R}_{t-1}) + q^Z Z^I (\tilde{Z}_t^I - \tilde{Z}_{t-1}^I)$$

$$\frac{(\mu + v + \varphi u)Y}{X} (\tilde{Y}_t - \tilde{X}_t) + b^E \tilde{b}_t^E = c^E \tilde{c}_t^E + q^h h^E (\tilde{h}_t^E - \tilde{h}_{t-1}^E) + Rb^E(\tilde{b}_{t-1}^E - \tilde{\pi}_t + \tilde{R}_{t-1}) + I \tilde{I}_t + q^Z Z^E (\tilde{Z}_t^E - \tilde{Z}_{t-1}^E)$$

$$\tilde{Y}_t = \frac{\eta}{\eta - 1 + \mu + u + v} (\tilde{A}_t + \mu \tilde{R}_{t-1} + v \tilde{h}_{t-1}^E) - \frac{1 - \mu - v - u}{\eta - 1 + \mu + u + v} (\tilde{X}_t + \alpha \tilde{c}_t^P + (1 - \alpha) \tilde{c}_t^I)$$

$$\tilde{\pi}_t = \beta^P E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \frac{(1 - \theta)(1 - \beta^P \theta)}{\theta} \tilde{X}_t$$

$$\tilde{R}_t = r_R \tilde{R}_{t-1} + (1 - r_R) \left((1 + r_\pi) \tilde{\pi}_{t-1} + r_Y \tilde{Y}_{t-1} \right) + \tilde{e}_{R,t}$$

$$\tilde{A}_t = \rho_A \tilde{A}_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_{A,t}$$

$$\tilde{I}_t = \rho_h \tilde{I}_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_{h,t}$$

$$\tilde{e}_{R,t} = \rho_e \tilde{e}_{R,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{R,t}$$

$$\tilde{m}_t = \rho_m \tilde{m}_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_{m,t}$$

ДОДАТОК К. ТАБЛИЦІ

Таблиця К1. Результати оцінки правила Тейлора

	Залежна змінна:
	відсоток
Обсяг виробництва	-0.008 (0.074)
Відсоток (з відставанням)	0.856*** (0.134)
Інфляція	0.538*** (0.111)
Константа	2.041 (20.568)
Спостереження	17
R ²	0.908
Скориговане R ²	0.887
Залишкова станд. помилка	2.166 (df = 13)
F-статистика	42.934*** (df = 3; 13)
Примітка: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01	

Таблиця К2. Калібровані параметри

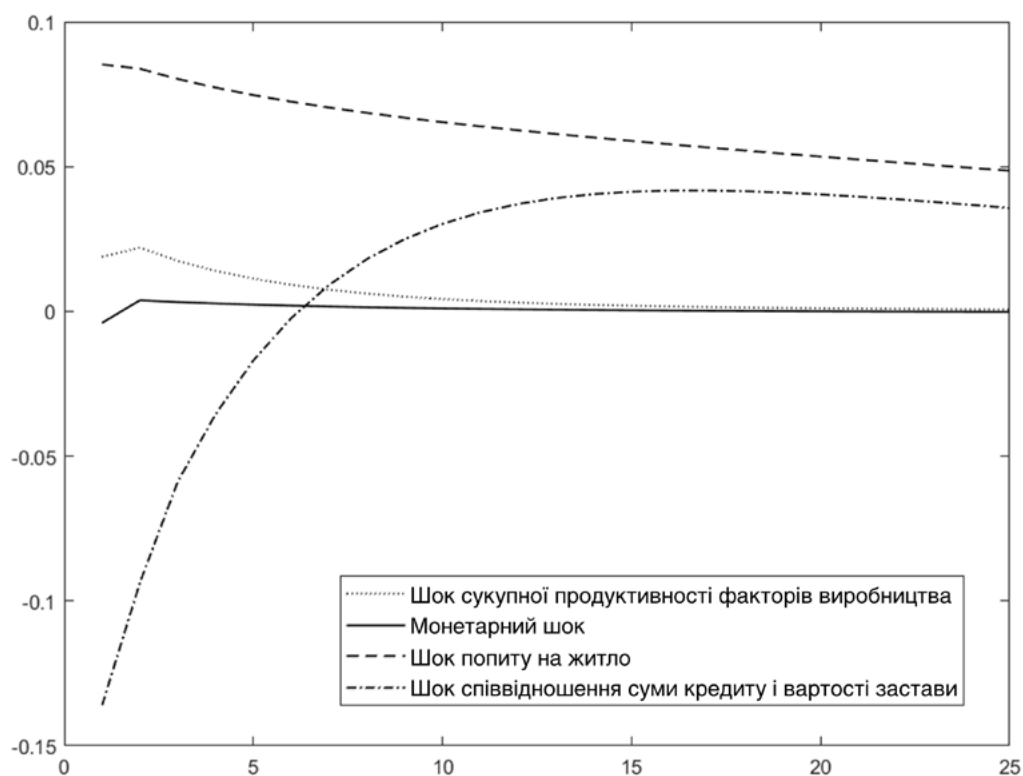
Найменування	Параметр	Значення
Коефіцієнт дисконтування домогосподарств-вкладників	β^p	0.995
Коефіцієнт дисконтування домогосподарств-боржників	β^i	0.980
Коефіцієнт дисконтування підприємців	β^e	0.940
Ваговий коефіцієнт житлових послуг	j	0.050
Еластичність пропозиції робочої сили за Фрішем	η	2.000
Частка капіталу	μ	0.250
Частка землі	u	0.030
Частка житла	v	0.020
Знецінення капіталу	δ	0.030
Стале співвідношення суми кредиту і вартості застави	m	0.310
Стала націнка	X	1.100
Частка заробітної плати домогосподарств-вкладників	α	0.640
Частка оренди домогосподарств-вкладників	d	0.070
Частка оренди підприємців	φ	0.840
Параметр реакції інфляції за правилом Тейлора	r_π	0.540
Параметр інерційності за правилом Тейлора	r_R	0.860
Параметр реакції обсягу виробництва за правилом Тейлора	r_Y	0.000

Таблиця К3. Результати оцінювання

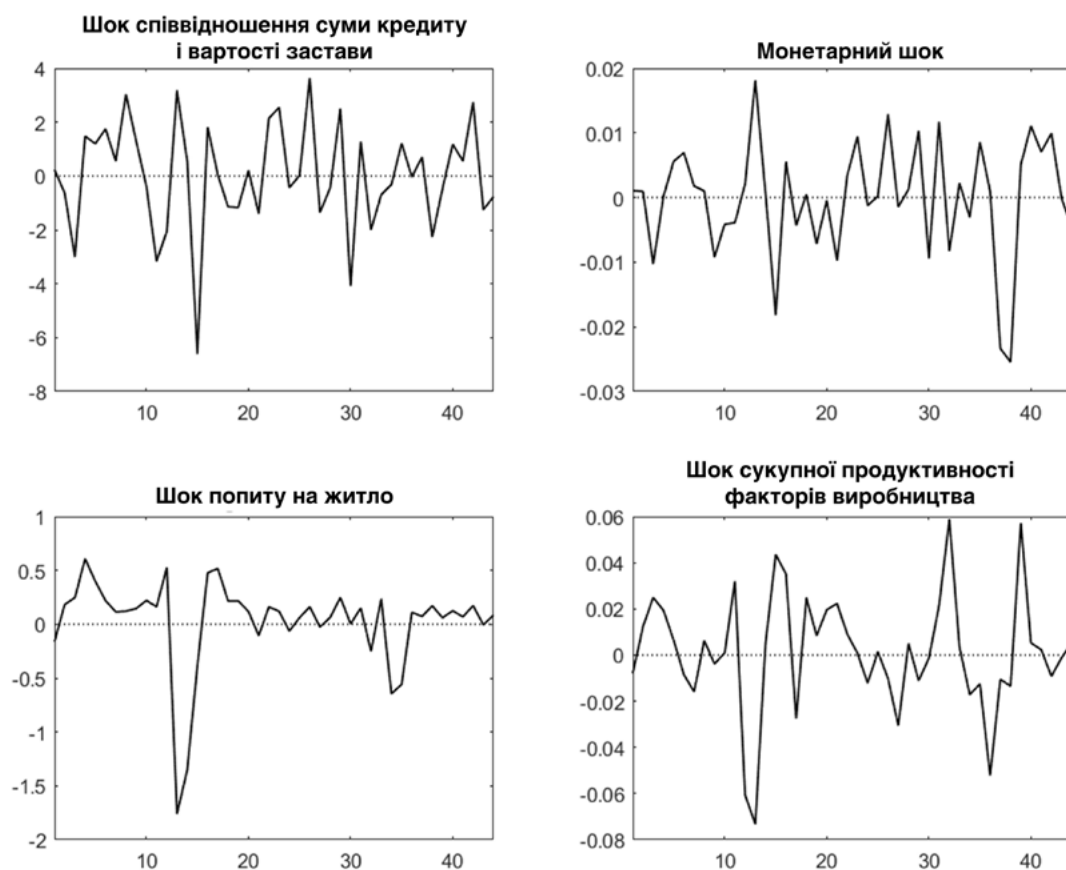
Найменування	Параметр	Значення	Станд. помилка
Стійкість технологічного шоку	ρ_a	0.7719	0.1839
Стійкість монетарного шоку	ρ_e	0.1447	0.0367
Стійкість шоку співвідношення суми кредиту і вартості застави	ρ_m	0.9477	0.0262
Стійкість шоку уподобань щодо житла	ρ_j	0.9801	0.0092
Стандартне відхилення технологічного шоку	σ_a	0.0262	0.0035
Стандартне відхилення монетарного шоку	σ_e	0.0089	0.0038
Стандартне відхилення шоку співвідношення суми кредиту і вартості застави	σ_m	2.0002	0.3738
Стандартне відхилення шоку уподобань щодо житла	σ_j	0.4247	0.1250
Витрати на коригування обсягу капіталу	ψ	0.6250	0.1403
Параметр негнучкості цін	θ	0.3431	0.0822

ДОДАТОК Л. ГРАФІКИ

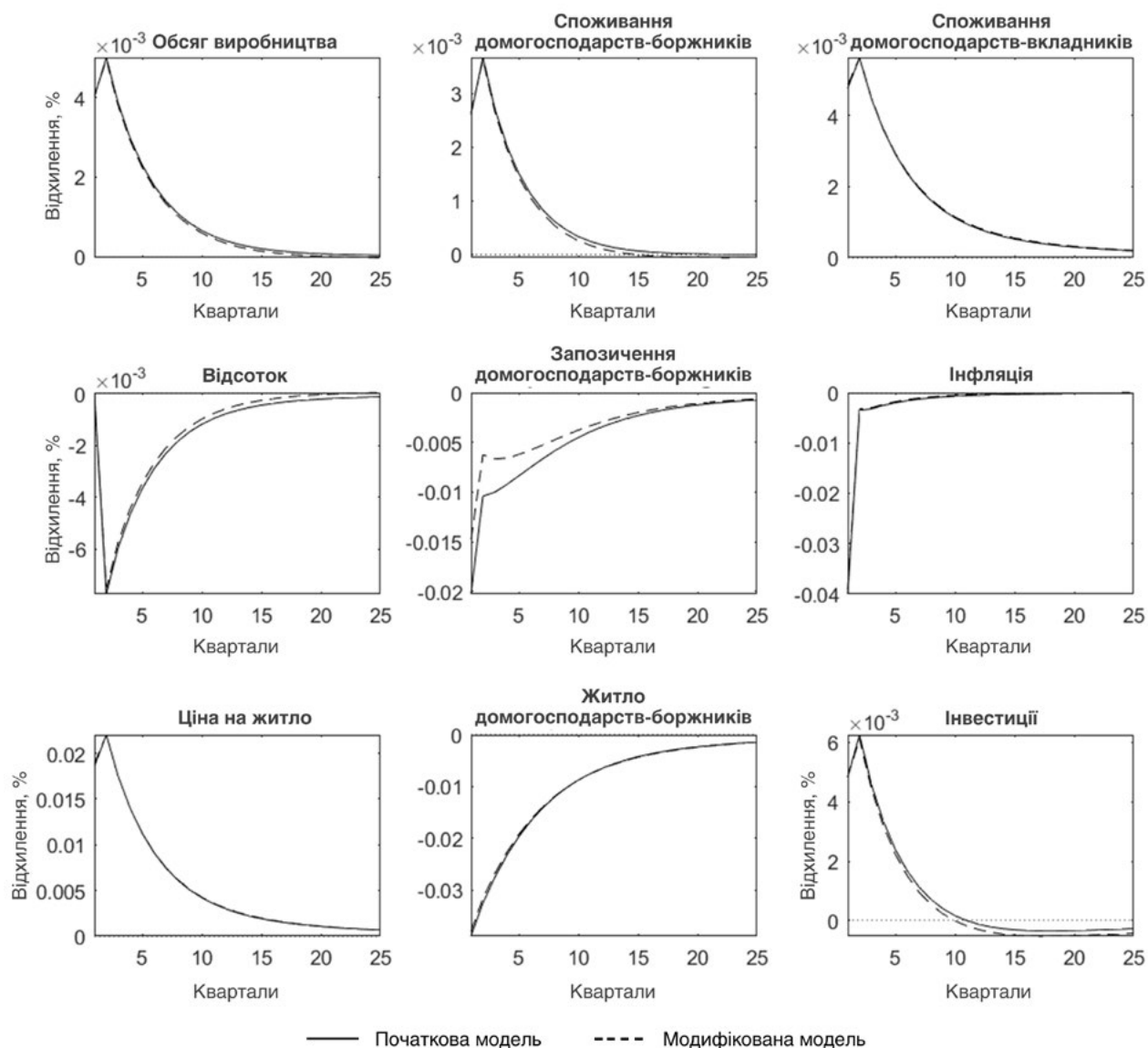
Графік L1. Коливання ціни активів, викликані одним стандартним відхиленням відповідного шоку



Графік L2. Згладжені шоки



Графік Л3. Функції імпульсного відгуку для шоку сукупної продуктивності факторів виробництва для початкової (суцільна лінія) та модифікованої (пунктир) моделей



Графік L4. Функції імпульсного відгуку для монетарного шоку початкової (суцільна лінія) та модифікованої (пунктир) моделей

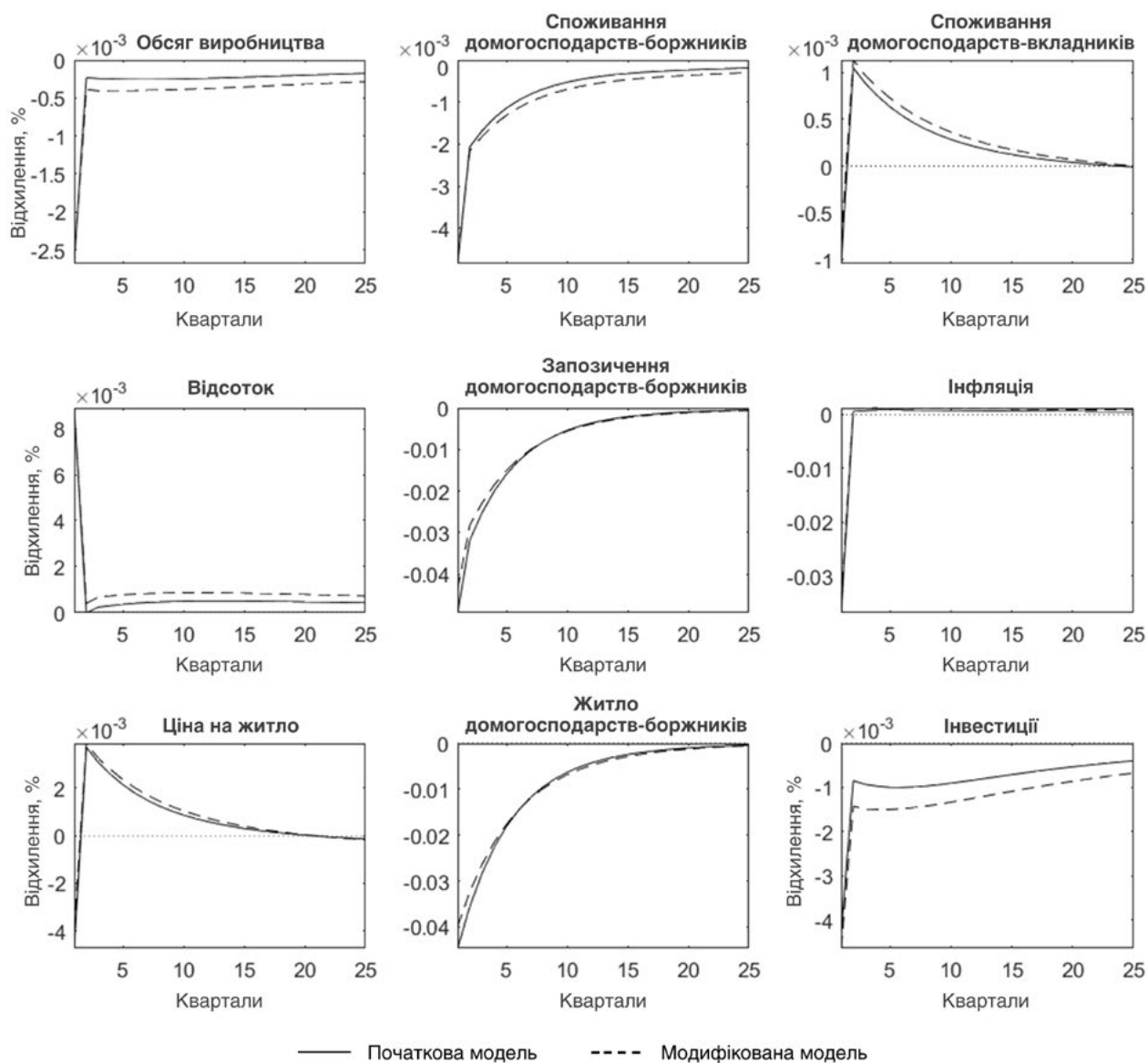
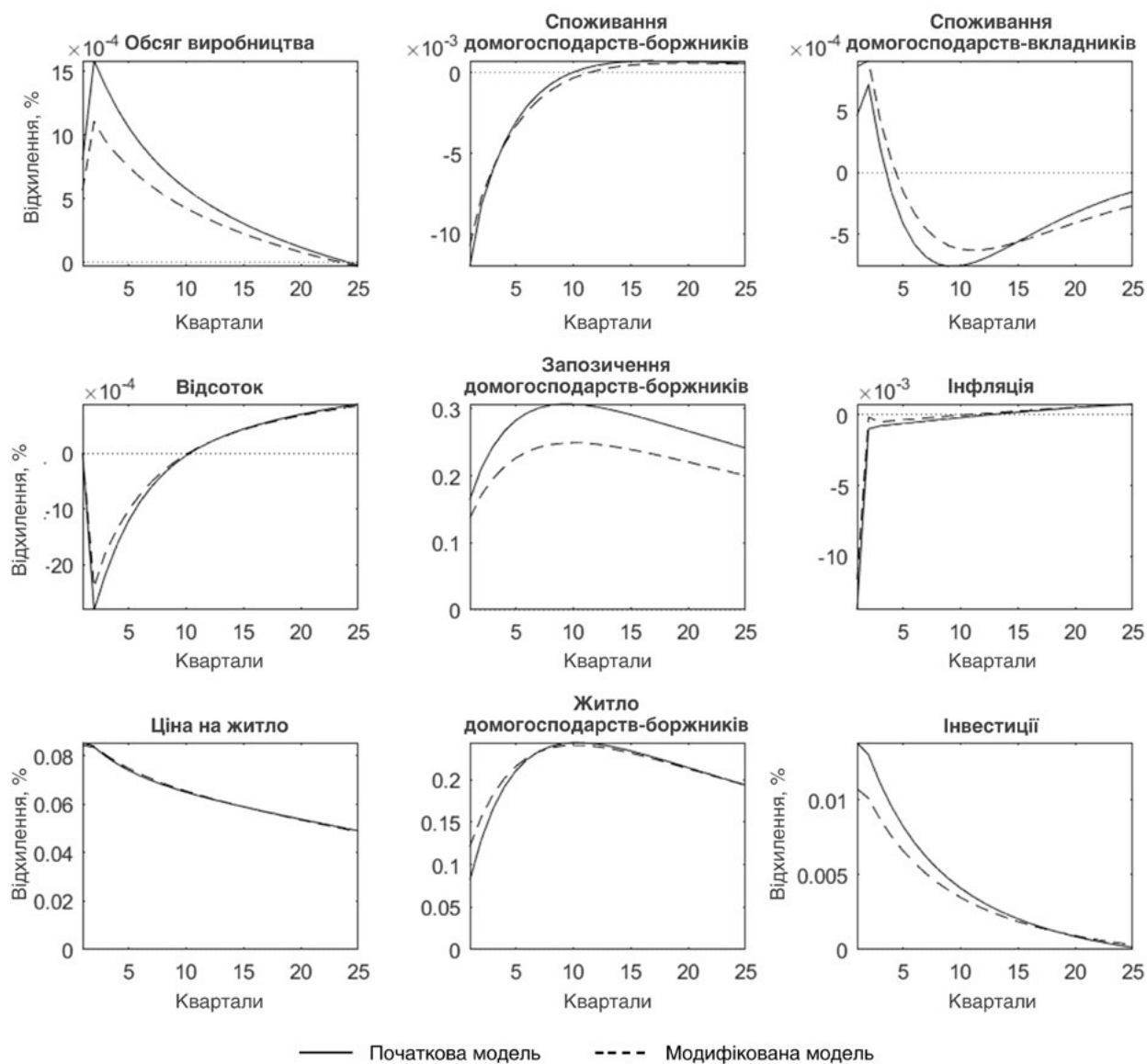
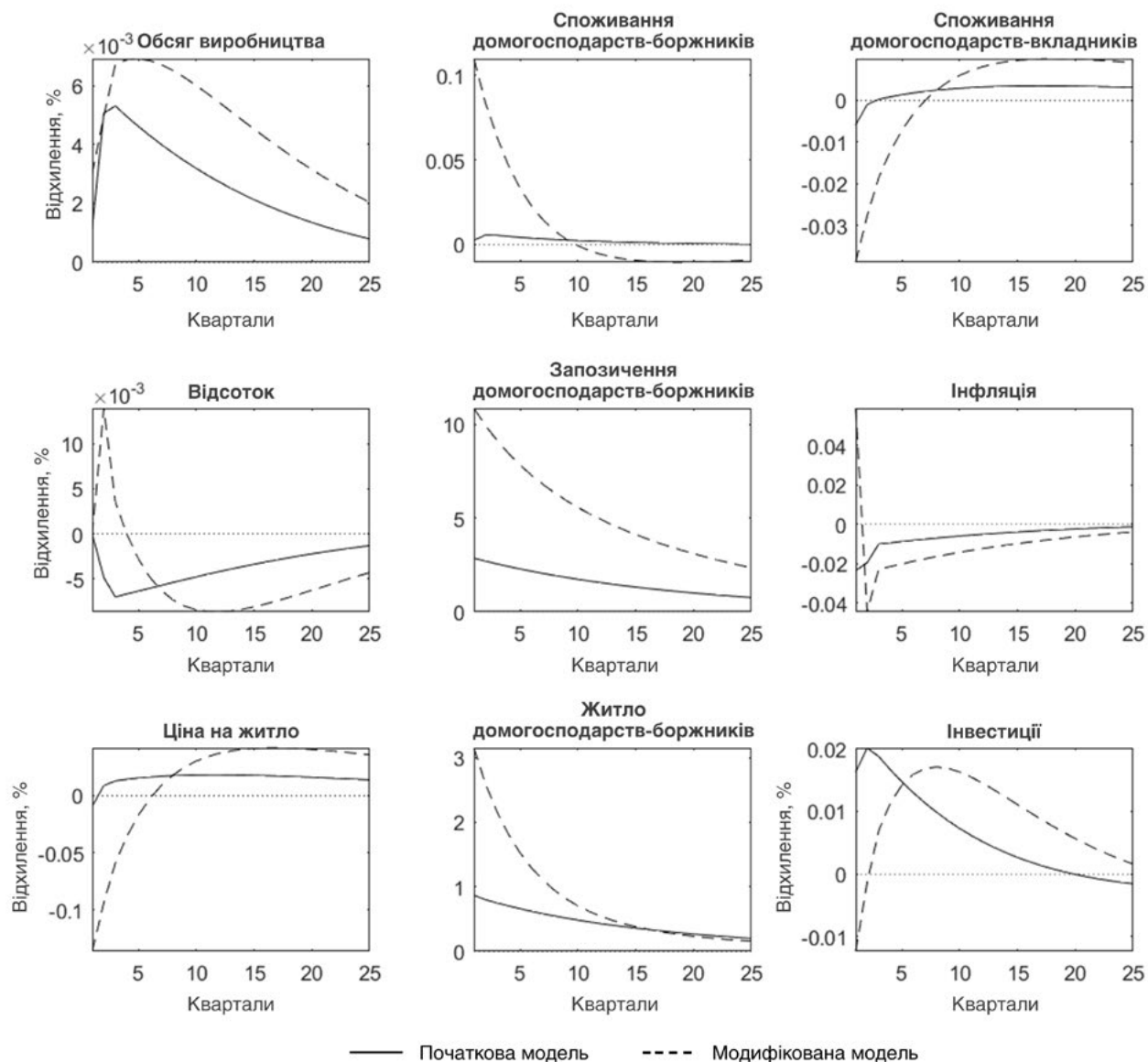


Рисунок L5. Імпульсні перехідні функції для шоку уподобань щодо житла початкової (суцільна лінія) та модифікованої (пунктир) моделей



Графік L6. Імпульсні перехідні функції для шоків співвідношення суми кредиту і вартості застави початкової (суцільна лінія) та модифікованої (пунктир) моделей



КОМУНІКАТИВНА ЕФЕКТИВНІСТЬ ЗВІТІВ НЕЗАЛЕЖНИХ АУДИТОРІВ У БАНКІВСЬКІЙ СИСТЕМІ УКРАЇНИ

ОЛЕКСАНДР СУХОМЛИН^a

^aКиївська школа економіки, GR Capital

Email: osukhomlyn@kse.org.ua; os@gr.capital

Анотація

У статті на основі кількісного контент-аналізу розглядається комунікативна ефективність звітів незалежних аудиторів у банківській системі України, тобто досліджується, яким чином тон і читабельність звітів пов'язані з результатами діяльності банку в наступному фінансовому році. До незбалансованого панельного набору даних українських банків застосовуються оцінки з фіксованими ефектами в рамках регресії. Змінна “тон” звіту побудована за допомогою Словників фінансових термінів з емоційним забарвленням Лохрана і Макдональда, а “читабельність” оцінюється з використанням індексів FOG і Флеша-Кінкейда. На основі оцінок 2012–2016 років було встановлено, що читабельність аудиторських звітів не пов'язана з прибутковістю банку в наступному році. Проте негативний тон аудиторського звіту співвідноситься зі збільшенням рентабельності активів і рентабельності капіталу в наступному періоді. Завершують дослідження висновки для економічної політики та зауваження щодо практичного застосування і реалізації отриманих результатів.

Класифікація JEL: C33, D82, E58, G21, M42

Ключові слова: кількісний контент-аналіз, комунікативна цінність, асиметрична інформація, тон, читабельність, звіт незалежного аудитора

1. ВСТУП

Протягом останніх чотирьох років банківська система України піддавалася дії значної кількості шоків, викликаних політичними та економічними чинниками. Серед політичних чинників найбільш деструктивними є анексія Криму та гібридна війна, розв'язана Росією на Донбасі. З економічної точки зору нестабільність фінансової системи та панічні очікування населення стосовно економічної ситуації в країні становлять значну загрозу для банківської системи України.

Згідно з інформацією Міністерства фінансів за час, що минув після Революції Гідності, кількість діючих банків в Україні скоротилася вдвічі (див. графік 1) – зі 180 до 88 банків станом на січень 2018 року. Позитивною чи негативною є ця зміна, ще належить з'ясувати.

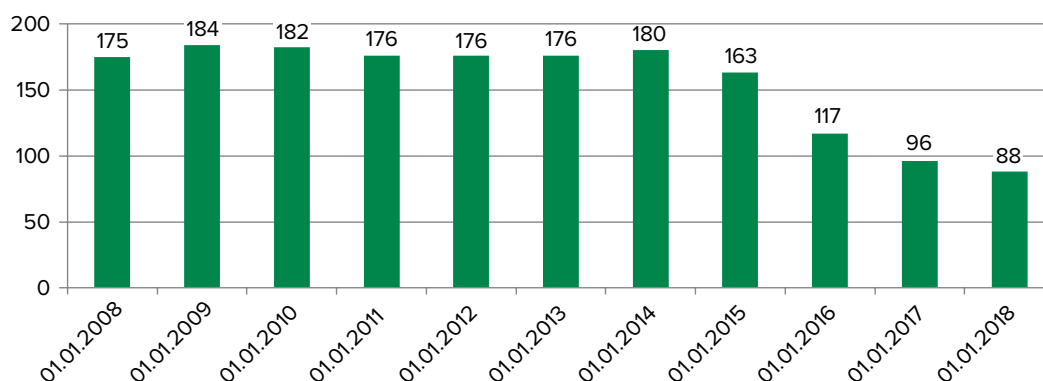
Значне й раптове зменшення кількості банківських установ у фінансовій системі України є таким самим нездоровим явищем, як і масове порушення комерційними банками вимог законодавства. Відповідно до Закону України “Про банки і банківську діяльність”¹ існує низка

підстав для ліквідації банку: це суттєве порушення нормативів регулятивного капіталу і вимоги до капіталу, невиконання зобов'язань перед вкладниками і кредиторами, невиконання банком інструкцій, рішень чи вимог Національного банку тощо. Водночас причиною ліквідації в Україні великої кількості банків є і недолуге керівництво самих банків або те, що банк слугував своєрідною “ширмою” (наприклад, для відмивання грошей чи виведення коштів за кордон).

У зв'язку з тим, що в усіх банках щороку проводився аудит зовнішніми незалежними аудиторами і при цьому кількість діючих банків скоротилася вдвічі, виникає кілька запитань. Чому ліквідовані банки не були виведені з ринку раніше? Чи мали аудитори доступ до інформації, недоступної іншим економічним агентам? Чи існує зв'язок між наповненням аудиторського звіту і результатами подальшої діяльності банку? У цьому дослідженні ми значною мірою зосереджуємо увагу на останньому питанні, намагаючись дослідити проблему асиметричної інформації в банківській системі України і піддаючи аналізу комунікативну цінність аудиторських звітів.

¹ Джерело: <http://zakon3.rada.gov.ua/laws/show/2121-14>

Графік 1. Кількість діючих банків в Україні



Джерело: Міністерство фінансів України².

Асиметричність інформації є однією з основних проблем в економічній і фінансовій сферах. Серед характерних проявів асиметричної інформації – володіння аудитором приватною інформацією про банк. Інформація, отримана аудитором у процесі аналізу операцій банку, недоступна іншим економічним агентам.

Яскравим прикладом такої асиметрії може слугувати недавній скандал із компанією PwC в Україні: Національний банк України скасував право PwC працювати у банківському секторі України через зміст його звіту про ПриватБанк, щодо якого пізніше було прийняте рішення про вимушену націоналізацію.

Тим не менше ми не можемо з певністю стверджувати, що незалежні аудитори приховують інформацію щодо банків у своїх звітах, хоча й спостерігаються певні ознаки такої поведінки. Наприклад, результати аудиторських перевірок ПриватБанку компанією PwC, а пізніше компанією Ernst & Young (EY), зокрема, тони їхніх звітів суттєво відрізняються.

Основною метою дослідження є перевірка того, як фактичний стан справ може співвідноситися з тим, що стверджують аудитори у своїх звітах, спираючись на основні показники комунікативної цінності звітів: тон (міра, що визначає “відчуття комунікації” від позитивного до негативного) та читабельність (міра, що визначає, наскільки легко читач може зрозуміти головну думку аудитора), а також відповідь на питання щодо того, як змінюється прибутковість банку через рік після оприлюднення звіту.

Для відповіді на це запитання ми висуваємо і перевіряємо такі гіпотези:

1) H_0 : існує пряма залежність між тоном звіту незалежного аудитора та рентабельністю банку в наступному фінансовому році;

2) H_0 : існує обернена залежність між читабельністю незалежного аудиторського звіту й рентабельністю банку в наступному фінансовому році.

Це дослідження ґрунтується на кількісному контент-аналізі звітів незалежних аудиторів українських банків. Метою статті є надання Національному банку глибшого розуміння та доказів стосовно комунікативної цінності аудиторської інформації, що надається зовнішніми аудиторами. Це дослідження також може допомогти українським громадянам обрати банк, а банківським установам – аудитора.

У статті розглядається незбалансований панельний набір даних українських банків за 2012–2016 роки та застосовується оцінка з фіксованими ефектами у рамках регресії. Дані отримано від Національного банку України та з аудиторських звітів банків, вони містять усі фінансові показники та повні тексти звітів.

Стаття має таку структуру. Розділ 2 містить огляд літератури, в якій надається опис контент-аналізу та розглядається його практичне застосування, пояснюється, яким чином читабельність звітів акціонерних товариств характеризує асиметричну інформацію, а також підтверджується важливість тону як одного з ключових критеріїв комунікативної цінності аудиторського звіту банку. У розділі 3 подається методологія проведення аналізу, опис моделі, вибір механізмів та методології для визначення індексів тону і читабельності. Способи збору та підготовки даних, а також описова статистика змінних розглядаються у розділі 4. У розділі 5 представлено основні емпіричні результати й аналіз отриманих даних. Нарешті, в розділі 6 наведено основні результати дослідження і практичні висновки.

2. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

Основний предмет дослідження (зв'язок між комунікативною цінністю звіту незалежного аудитора та ефективністю діяльності банку в наступному фінансовому році) досі детально не вивчений. Також нам не відомі наукові статті, в яких досліджується зв'язок між тоном аудиторського звіту і прибутковістю банку в наступному фінансовому періоді. Тим не менше кілька наукових праць, у яких вивчаються питання комунікативної цінності розкриття фірмами інформації, є актуальними та інформативними для цього розділу.

Мета нашого дослідження – на практиці підтвердити чи спростувати існування впливу комунікативної цінності аудиторського звіту на прибутковість банку, а також доповнити наявну літературу про застосування кількісного контент-аналізу в економічній і фінансовій сферах та явища асиметрії інформації в банківській системі аналізом звітів незалежних аудиторів.

Огляд літератури складається з трьох частин. У статтях першої частини досліджується контент-аналіз і визначаються обмеження в його застосуванні. У статтях другої частини розглядається асиметрична інформація в акціонерних товариствах. У статтях третьої частини наголошується на важливості тону аудиторських звітів в економічній та фінансовій сферах і сфері аудиту.

2.1. Контент-аналіз

Підхід, який називається контент-аналізом, може використовуватися для аналізу письмових текстів (книг, статей), усних текстів (виступів), графічних текстів (малюнків, картин), аудіовізуальних текстів (фільмів, відео) та гіпертекстів (текстів, знайдених у мережі Інтернет) вручну або за допомогою машинного навчання та штучного інтелекту. Цей підхід використовується в основному для дослідження природних даних, тому його можна розглядати як непоширений дослідницький метод (Insch et al., 1997; Harris, 2001). Цей метод є простим аналітичним підходом, який не ускладнює процес збору інформації.

Можливі обмеження контент-аналізу включають процес вибіркового обстеження і кодування. Загальнодоступність документів, що використовуються для аналізу, може викликати похибку в підрахунках. Більше того, проблеми в контент-аналізі можуть з'явитися через вивані з контексту словосполучення; коли фразу або слово ізолюють від інших пов'язаних частин тексту, значення може загубитися. До того ж контент-аналіз може не врахувати те, про що не йдеться в конкретній частині тексту. У результаті значні частини тексту можуть бути пропущені під час аналізу (Insch et al., 1997).

2.2. Асиметрична інформація в акціонерних товариствах

У різних статтях було проаналізовано тон і читабельність виступів незалежних директорів акціонерних товариств. Ці дві характеристики розглядаються як основні показники якості комунікації між директорами та іншими економічними агентами.

Проводячи паралелі, слід зазначити, що як незалежні директори акціонерних товариств, так і незалежні аудитори мають доступ до конфіденційної інформації щодо установи (компанії або банку). І ті, й інші обізнані з реальною фінансовою ситуацією й очікуваннями вищого керівництва, про що інші економічні агенти (тобто споживачі та клієнти) не знають. Тому огляд літератури стосовно акціонерних товариств є актуальним для нашого дослідження банків (незалежний директор відповідає незалежному аудитору, і акціонер відповідає клієнту банку).

Більшість досліджень на тему інформаційної асиметрії і комунікативної ефективності в акціонерних компаніях фокусується на твердженні, що аналіз комунікації директорів може допомогти зацікавленим сторонам, не залученим до прийняття рішень у компанії, зрозуміти поведінку компанії (Simon, 1999). Досліджуючи далі цю тему, науковці встановили, що розкриття директорами внутрішньої інформації стосовно компанії прямо і значною мірою пов'язане з прибутковістю компанії (Li, 2010).

Крім того, Li (2008) дослідив і ввів у фінансову літературу індекс читабельності FOG, розроблений Робертом Ганнінгом у 1952 році. Лі встановив зв'язок між фінансовим результатом установи і читабельністю її річного звіту. У цій праці Лі продемонстрував, що прибуткові компанії мають більш читабельні звіти порівняно з компаніями, які зазнали збитків (тобто демонструють обернену залежність між індексом FOG і прибутковістю). Продовжуючи дану тему, Bloomfield (2008) у своїй праці розглянув можливі пояснення цієї оберненої залежності: онтологію (набагато складніше сповіщати погані новини) і переключення (погані новини легше приховати в тексті, який важче прочитати).

2.3. Тон аудиторського звіту

Coram et al. (2011) і Mock et al. (2009) стверджували, що аудиторський звіт є основним джерелом інформації для аналітиків фірми. У цих працях йдеться про те, що фінансові аналітики цінюють безумовно-позитивний висновок, включений у звіт аудитора. Водночас останні дослідження свідчать, що перед користувачами фінансової звітності часто постають труднощі з розумінням аудиторських звітів, а це може негативно впливати на комунікаційну цінність аудиторських звітів (Church et al., 2008; Gray et al., 2011; Coram et al., 2011; Asare and Wright, 2012; Manson and Zaman, 2001; Hermanson et al., 1991).

Наукові дослідження Doogar et al. (2015) і Sikka (2009) свідчать, що аудиторські звіти не завжди інформують читачів про всі фінансові ризики, наявні під час кризи. Більшість збанкрутілих фінансових установ, щодо яких проводилися ці дослідження, отримали низькокваліфіковані висновки зовнішніх аудиторів.

Згідно з Henry (2008) тон аудиторського звіту є основним маркером, який визначає "ефект або відчуття комунікації". У фінансовій літературі тон звітів вводиться як відповідний метод для подальшого розуміння впливу письмових текстів на поведінку зацікавлених осіб та інвесторів (Antweiler and Frank, 2004; Tetlock, 2007; Tetlock et al., 2008; Loughran and McDonald, 2011). Словники негативних, позитивних і нейтральних слів Лохрана і Макдональда широко використовуються для визначення тону аудиторського звіту: зміст, пов'язаний із ризиками, асоціюється зі словами, що несуть у собі негатив і невизначеність. У нашій науковій статті для визначення тону аудиторського звіту ми також покладемося на словники Лохрана і Макдональда.

3. МЕТОДОЛОГІЯ

У цьому розділі міститься частковий опис нашої методології (процеси отримання й підготовки даних викладено в розділі "Опис даних"). Методологія генерування безперервної змінної тону аудиторських звітів базується на таких словниках:

1) словнику позитивних та негативних слів Лохрана і Макдональда, який використано для основної частини аналізу;

2) багатомовному словнику для подальшого тестування моделі на робастність.

Методологія генерування безперервної змінної читабельності аудиторських звітів ґрунтується на таких індексах:

1) індексі читабельності FOG для основної частини аналізу;

2) індексі читабельності Флеша-Кінкейда для подальшої перевірки моделі на робастність.

Після генерування основних змінних ми пояснюємо й обґрунтовуємо вибір контрольних змінних, використаних у регресійному аналізі. І насамкінець, після підготовки всіх змінних ми використовуємо аналіз панельних даних за п'ять років.

3.1. Побудова змінних тону і читабельності

Поняття читабельності використовується в економіці, юриспруденції, лінгвістиці, медицині та інших сферах. Для нашої статті найбільше підходить визначення, запропоноване науковцями Лохраном і Макдональдом (Loughran and McDonald, 2014), яке зосереджується на контексті бізнесу. Автори визначають читабельність як “здатність окремих інвесторів і аналітиків засвоювати інформацію щодо вартісної оцінки, отриману в результаті розкриття фінансової звітності”. Простими словами, читабельність – це легкість, з якою читач сприймає текст аудиторського звіту.

Оскільки точного визначення читабельності не існує, ми зосереджуємося на способах її вимірювання. Хоча згоди щодо того, яке вимірювання читабельності є найкращим, серед дослідників немає. Тому ми використовуємо два найуживаніші в літературі підходи до вимірювання читабельності: індекс FOG (Gunning Fog Index) та індекс Флеша-Кінкейда (Flesch–Kincaid Grade Level).

У математичній лінгвістиці індекс FOG є функцією кількості слів на одне речення та частки складних слів. Сума цих змінних помножується на константу, яка дорівнює 0.4 і є наближеним значенням кількості років освіти, необхідних для розуміння певного уривка тексту. Індекс FOG розраховується за такою формулою:

$$FOG = 0.4 \times \left(\frac{\text{кількість слів у звіті}}{\text{кількість речень у звіті}} \right) + 40 \times \left(\frac{\text{кількість слів з двома та більше складами}}{\text{кількість слів у звіті}} \right).$$

Індекс Флеша-Кінкейда є функцією кількості слів на одне речення та частки складних слів в аудиторському звіті. Цей індекс дає змогу на основі довжини слів і речень визначати, наскільки складним для розуміння є уривок англійського тексту. Для розрахунку індексу Флеша-Кінкейда використовується така формула:

$$Flesch - Kincaid = 0.39 \times \left(\frac{\text{кількість слів у звіті}}{\text{кількість речень у звіті}} \right) + 11.8 \times \left(\frac{\text{кількість складів у всіх словах звіту}}{\text{кількість слів у звіті}} \right) - 15.59.$$

Для розрахунку тону звітів ми використовуємо словниковий підхід, який виявляє слова з емоційним забарвленням. Спочатку розділяємо слова на позитивні й негативні за допомогою запропонованих Лохраном і Макдональдом списків фінансових термінів з емоційним забарвленням (спеціалізований словник, який часто використовується в економіці, бухгалтерському обліку і фінансах), а також на основі багатомовного словника позитивних та негативних слів (огляд слів із багатомовного словника). Після цього за допомогою економетричного програмного забезпечення розраховуємо кількість позитивних і негативних слів, що зустрічаються в звіті. Зрештою, розраховуємо тон кожного звіту, використовуючи таку формулу:

$$\text{Тон} = \frac{\text{кількість позитивно забарвлених слів} - \text{кількість негативно забарвлених слів}}{\text{кількість позитивно забарвлених слів} + \text{кількість негативно забарвлених слів}}.$$

Слідом за побудовою основних регресійних змінних можемо обрати змінні, які допоможуть нам пояснити взаємозв'язок між комунікаційною цінністю звіту і прибутковістю банку в наступному періоді.

3.2. Вибір контрольних змінних

Під час вибору контрольних змінних ми розглядали наукові праці, в яких досліджуються фактори прибутковості банків. Arellano і Bond (1991) демонструють, що використання логарифмічного перетворення сукупних активів є ефективним інструментом вимірювання розміру банку. Пізніші наукові праці виявляють статистично значущий прямий зв'язок між розміром банку і його прибутковістю (Kosmidou, 2008; Flamini et al., 2009; Pervan і Pervan, 2010; Adusei, 2015; Pervan et al., 2015). Цей результат веде до висновку, що банкам слід використовувати свій розмір для досягнення переваг із точки зору мінімізації витрат, підвищення ефективності та як результат цього – підвищення прибутковості. З іншого боку, Naceur і Goaid (2008) у своєму дослідженні на базі моделі з випадковими ефектами (random effects) доходять висновку про існування оберненого зв'язку між прибутковістю банку і його розміром. Такий обернений зв'язок може бути результатом втрат від масштабу, які часто спостерігаються у великих банківських установах (Kosak і Cok, 2008). Крім того, Heffernan і Fu (2008) використовують системний узагальнений метод моментів (system GMM) для дослідження прибутковості китайських банків і виявляють відсутність статистично значущого зв'язку між розміром банківської установи і фінансовою ефективністю її діяльності.

Ліквідність – значущий фактор прибутковості банку, оскільки здатність банку фінансувати нарощування активів і управляти скороченням зобов'язань є важливою. Bourke (1989) демонструє пряму залежність між прибутковістю і ліквідністю, пояснюючи це тим, що кредити, видані компаніям і домогосподарствам, мають вищий ризик (і вищу очікувану дохідність), ніж, наприклад, державні облігації. З іншого боку, Eichengreen і Gibson (2001) стверджують, що вищий рівень прибутковості банківської установи може пояснюватися відносно малими сумами коштів, котрі спрямовуються на ліквідні інвестиції.

З точки зору практики управління витратами в банках дослідження демонструють обернену залежність між прибутковістю й операційними витратами, тобто скорочення витрат призводить до підвищення прибутковості банку (Bourke, 1989). Однак наявність прямої залежності між цими двома змінними встановлюють Molyneux і Thornton (1992), стверджуючи, що висока прибутковість банку веде до збільшення витрат на заробітну плату, в результаті чого зростає продуктивність персоналу.

3.3. Специфікація моделі

Для оцінки зв'язку між тоном і читабельністю, з одного боку, і банківським прибутком майбутніх періодів – з іншого боку, ми формулюємо такі дослідницькі гіпотези:

- 1) H_0 : існує пряма залежність між тоном звіту незалежного аудитора та рентабельністю банку в наступному фінансовому році;
- 2) H_0 : існує обернена залежність між читабельністю незалежного аудиторського звіту й рентабельністю банку в наступному фінансовому році.

Мета нашого дослідження – пошук залежності між ефективністю діяльності банку та значеннями читабельності і тону аудиторських звітів попередніх періодів. Вибір лагових змінних (значень попередніх періодів) обґрунтований тим, що незалежні аудиторські звіти публікуються у березні-квітні кожного наступного року.

Надалі ми використовуємо таку модель:

$$\begin{aligned} \text{Рентабельність}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \times \text{Тон}_{i,t-1} + \\ & + \beta_2 \times \text{Читабельність}_{i,t-1} + \beta_3 \times \text{Контрольні змінні}_{i,t-1} + \\ & + \beta_4 \times \text{Фіктивні змінні}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

де Рентабельність_{i,t} вимірюється як:

1) Рентабельність активів (Чистий дохід після сплати податків/Сукупні активи) банку *i* у році *t*;

2) Рентабельність капіталу (Чистий дохід після сплати податків/Сукупний власний капітал) банку *i* у році *t*.

Тон_{i,t-1} це тон незалежного аудиторського звіту в банку *i* у рік *t-1*. Тон для кожного аудиторського звіту генеруємо за допомогою пакета *quanteda* економетричної програми R і таких спеціалізованих словників, як списки фінансових термінів з емоційним забарвленням Лохрана і Макдональда та багатомовний словник позитивних і негативних слів. Ця змінна є безперервною і може набувати значень в інтервалі від -1 (негативна) до 1 (позитивна). Якщо тон дорівнює 0, він є нейтральним.

Читабельність_{i,t-1} – це індекс читабельності, який вимірюється індексами FOG і Флеша-Кінкейда. Дана змінна також безперервна. Що вище цей індекс, то важче читати аудиторський звіт.

Контрольні змінні_{i,t-1} – це контрольні змінні банку: *log (total assets)* вказує на розмір банку, *log (operating expense)* допомагає пояснити прийняту в банку практику управління витратами, а коефіцієнт *Cash/Total Liabilities* характеризує наявний обсяг найбільш ліквідних коштів для покриття зобов'язань. Ці чинники прибутковості широко використовуються як контрольні змінні рентабельності активів та рентабельності капіталу. Їх докладно описано в попередньому розділі.

Фіктивні змінні_{i,t-1} – це фіктивні змінні: Час (2012–2016 роки), *Auditor* (вказує, чи було аудит проведено однією з компаній Великої четвірки), *Solvency* (вказує, чи є банк платоспроможним), *Ownership* (вказує на наявність у банку державного капіталу, приналежність банку до іноземних чи українських банківських груп). Ці змінні характеризують банк *i* у році *t-1*.

4. ОПИС ДАНИХ

У цій статті ми використовуємо незбалансований масив панельних даних за п'ять років, який стосується українських банків. Дані були отримані від Національного банку та зі щорічних аудиторських звітів діючих, ліквідованих та закритих українських банків із 2012-го до 2016 року. Стосовно фінансових показників активи у нашій моделі представлені грошовими коштами та їхніми еквівалентами, кредитами і дебіторською заборгованістю юридичних і фізичних осіб, а також сукупними активами; зобов'язання представлені коштами банків, коштами юридичних осіб, коштами фізичних осіб та су-

купними зобов'язаннями; власний капітал представлений статутним капіталом, нерозподіленим прибутком та сукупним власним капіталом. Щоб провести кількісний контент-аналіз тону аудиторських звітів та пролити світло на комунікативну ефективність аудиторських звітів в Україні, ми розглянули 514 звітів незалежних аудиторів. Джерело звітів – веб-сайти українських банків.

4.1. Збір даних

Оцінці тону звіту мають передувати збір та первинна обробка відповідних даних. Первинна обробка необхідна для створення змінної, яка описуватиме тон звіту за допомогою аналізу емоційного забарвлення. Спершу ми класифікували банки за кодом МФО. Потім визначили операційний статус кожного банку (діючий, ліквідований, закритий), використовуючи дані Міністерства фінансів України. Згодом вибрали з річних банківських звітів річні аудиторські та видалили з них зайву інформацію. Оскільки більшість банків розкриває інформацію у вигляді документів формату PDF, ми конвертували їх у текстовий формат (.txt) для аналізу за допомогою економетричного програмного забезпечення. Згідно з українським законодавством щорічні звіти публікуються українською мовою, тому ми перекладали аудиторські звіти англійською.

Переклад документів виконувався за допомогою мови програмування Python у прикладному програмному інтерфейсі електронного перекладача Yandex Translator. Ми скористалися цим методом для перекладу всіх 514 аудиторських звітів, урахувавши обмеження Yandex на безкоштовне користування інтерфейсом. Ми імпортували необхідні бібліотеки та створили циклічний алгоритм, який опрацьовує всі файли у заданому каталозі. У процесі перекладу з використанням Python кожен файл формату txt відкривається, зчитується і зберігається у вигляді рядкової змінної. Потім ми розбили текст на уривки довжиною не більше ніж 3 000 символів (через обмеження Yandex на безкоштовне користування інтерфейсом) і створили новий текстовий файл, у якому зберегли перекладений текст. Після цього створили циклічний алгоритм, щоб окремо перекласти кожен уривок подрібненого тексту, і додали перекладені уривки до нового файлу формату txt.

4.2. Первинна обробка даних

За допомогою новостворених текстових файлів ми складаємо стовпчик із рядкових змінних із текстами аудиторських звітів. Потім генеруємо додаткові рядкові змінні, які відповідають року і коду МФО з імені файлу.

Для аналізу цих даних ми мали створити одномовний текстовий корпус – великий набір текстів з усіма звітами незалежних аудиторів українських банків за останні п'ять років. Основні характеристики текстового корпусу – кількість лексичних одиниць, частота їх згадувань у тексті та кількість речень у тексті.

Наступний крок – створення матриці характеристик документа після отримання всіх характеристик текстового корпусу. Це важливий етап, оскільки матриця значно спрощує процес аналізу термінів з емоційним забарвленням. Після створення матриці характеристик документа ми очистили текст звіту, прибираючи з нього пунктуацію, всі числа і стоп-слова the, of, and, in, to, on, for, with, by, is, as, a, that, at, which і тому подібні.

Графік 2. 50 найуживаніших слів в аудиторських звітах



Після чищення документів ми побудували текстову хмару (див. графік 2) для демонстрації найуживаніших слів.

4.3. Демонстрація закону Ципфа

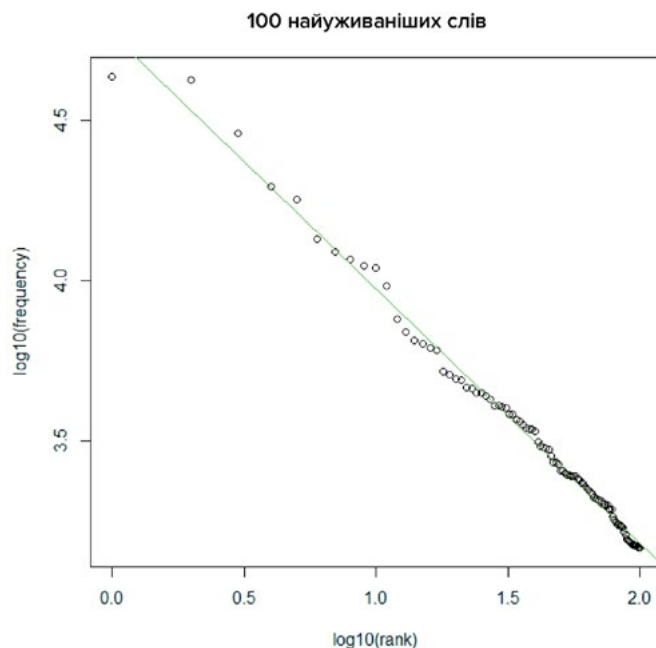
Відповідно до закону Ципфа частота вживання слова у великій вибірці є обернено пропорційною його рангу в таблиці частот. Іншими словами, найуживаніше слово зустрічається приблизно вдвічі частіше, ніж наступне за частотою слово, втричі частіше, ніж третє за частотою слово і т. д. Дію закону Ципфа можна простежити, якщо побудувати графік із логарифмічно трансформованих даних, на якому на одній осі буде логарифм рангу, а на другій – логарифм частоти слова. З графіка (див. графік 3) бачимо, що наші текстові дані мають лінійний розподіл і що для 100 найуживаніших слів закон Ципфа діє.

4.4. Лексична різноманітність звітів

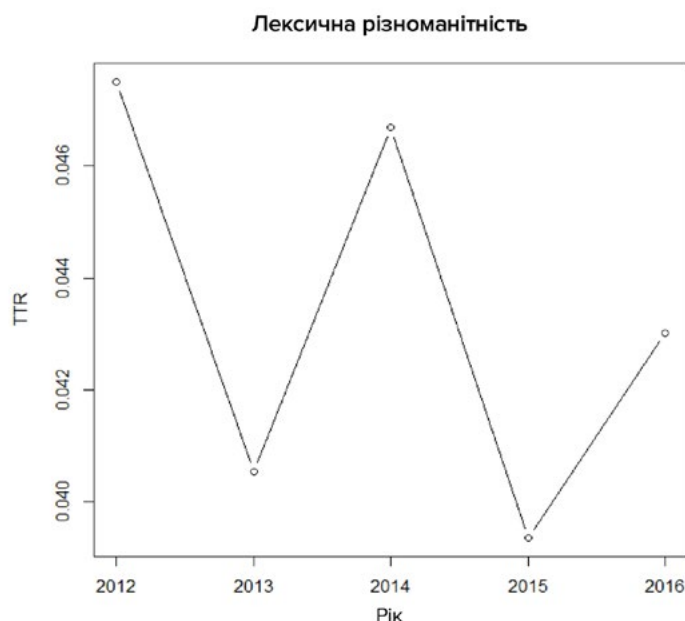
Лексичну різноманітність текстів характеризує Коефіцієнт співвідношення “типів і позначок” (Type-Token Ratio). Цей термін є еквівалентом лексичного багатства і розраховується як співвідношення між різними унікальними коренями слів і загальною кількістю слів в аудиторських звітах.

Значення коефіцієнтів співвідношення типів і позначок, розрахованих на основі аудиторських звітів українських банків за 2012–2016 роки, зосереджуються в проміжку 4–5% (див. графік 4). Це означає, що кожне двадцятье чи двадцять п’яте слово у звіті нове, що цілком нормально, враховуючи розміри документів і часте повторення термінів із фінансового лексикону.

Графік 3. Графік залежності між рангом і частотою



Графік 4. Відсоток унікальних слів у звітах



4.5. Описова статистика фінансових показників

Розглянемо статистичні показники ключових змінних із масиву даних, який ми використовуємо. Оскільки ефективність діяльності банку є залежною змінною, ми повинні знати фінансові показники, які можна використовувати для побудови залежної змінної. Якщо обрати рентабельність активів (ROA) або рентабельність капіталу (ROE) як залежну змінну, потрібно брати до уваги такі фінансові показники, як сукупні активи, сукупний власний капітал і сукупний чистий дохід. Рентабельність активів можна розрахувати, якщо розділити сукупний чистий дохід на сукупні активи. Рентабельність капіталу розраховується діленням чистого доходу на сукупний власний капітал. Ці коефіцієнти використовуються центральними банками розвинутих країн і Національним банком України як найнадійніші і найбільш доречні показники фінансової діяльності банків (див. таблицю 1).

На основі цього масиву даних із фінансовими показниками банків і новоствореними змінними ми моделюємо й оцінюємо рівняння регресії, яке може пояснити, яким чином прибутковість банку змінюється протягом одного

року після публікації звіту. Докладна описова статистика фінансових показників банків міститься в додатку А.

5. ЕМПІРИЧНІ РЕЗУЛЬТАТИ

Результати отримуються з панельної регресії за допомогою оцінки з фіксованими ефектами, де панельною змінною є МФО банку, а часовою змінною – рік. Результати оцінки для рентабельності активів наведено в таблиці 2.

Регресію побудовано з використанням контрольних змінних, які широко застосовуються економістами в дослідженнях з оцінки прибутковості банків. У нашій регресії роль контрольних змінних виконують розмір банку (виражений попереднім значенням логарифма сукупних активів), управління витратами (виражене попереднім значенням логарифма операційних витрат банку), достатність обсягів найліквідніших коштів, які можуть знадобитися для покриття зобов'язань (виражена як попереднє значення коефіцієнта співвідношення між грошовими коштами й сукупними зобов'язаннями). Кожна із цих контрольних змінних підходить для моделі, тому розглянемо їх докладніше.

Таблиця 1. Описова статистика фінансових показників банків

Змінна	Спост.	Середнє	Станд. відх.	Мін.	Макс.
Загальні активи	718	8 648 717	25 454 958	81 341	264 886 279
Загальний власний капітал	718	1 014 867	2 894 417	-12 269 344	27 487 223
Чистий дохід	718	-51 293	5 126 298	-135 309 076	8 781 142
Загальні зобов'язання	718	7 633 850	23 130 762	1	237 399 056
Готівка	718	1 092 439	3 544 165	29	410 482 098
Операційні витрати	711	200 037	683 106	1 235	9 287 553

Таблиця 2. Результати оцінки для рентабельності активів

	Оригінальна модель	Модель із додатковими перехресними змінних
Lagged Tone (ML)	-0.066* (0.039)	-0.060** (0.028)
Lagged Readability (FOG)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)
Lagged Tone*Auditor		0.029 (0.026)
Lagged Tone*Bank status		0.060 (0.078)
Lagged Tone*Ownership		-0.025 (0.048)
Lagged Tone*Auditor*Status		-0.188** (0.075)
Lagged log (Total Assets)	0.027* (0.016)	0.001*** (0.000)
Lagged Cash Ratio	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Lagged log (Operating Expenses)	-0.033*** (0.011)	-0.033*** (0.011)
Константа	-0.046 (0.192)	-0.059 (0.198)
Розмір вибірки	391	385
Скоригований R ²	0.133	0.151

Примітки. Додатковими контрольними змінними в цій регресії є фіктивні змінні для типу аудитора (належить він до Великої четвірки чи ні), статусу банку (платоспроможний чи неплатоспроможний), структури власності (з іноземним чи з українським капіталом). Базовий тип аудитора – “інший”; базовий статус банку – “платоспроможний”; базовий статус структури власності – “з українським капіталом”; * якщо р-значення < 0.1, ** якщо р-значення < 0.05, *** р-значення < 0.01.

Розмір банківської установи має значення, оскільки обсяг активів є статистично значущим, коли рівень значущості становить 10%. Ця залежність є прямою, що досить логічно: більші за розміром банки часто мають вищу прибутковість, оскільки вони краще організовані, ефективніші та використовують переваги ефекту масштабу. Відповідно до результатів регресії за незмінності інших параметрів моделі, збільшення активів банку на 100% у середньому призведе до відповідного зростання рентабельності активів на 0.03 у наступному фінансовому році.

Коефіцієнт співвідношення між грошовими коштами й сукупними зобов'язаннями має додатну кореляцію з рентабельністю активів. Із точки зору теорії співвідношення між надлишком грошових коштів та рентабельністю не є однозначним. З одного боку, прибуткові банки повинні мати достатній обсяг грошових коштів та їхніх еквівалентів, щоб компенсувати значне скорочення зобов'язань. З іншого боку, що вищий рівень ліквідності має банк, то менш ризикованими є ці кошти і, відповідно, меншою має бути їхня прибутковість. Результати регресії засвідчують, що ця пряма залежність є статистично дуже значущою ($p < 0.01$). Проте коефіцієнт перед цією змінною має незначний вплив на нашу модель через свою математичну незначущість, яку можна пояснити перетином обох вищезгаданих ефектів.

Результати регресії дають змогу зробити висновок, що між обсягами операційних витрат і прибутковістю бан-

ку є статистично значущий обернений зв'язок ($p < 0.01$). За умови незмінності інших змінних моделі, якщо збільшити операційні витрати банку на 10%, такий приріст асоціюватиметься зі зменшенням рентабельності активів у середньому на 0.003 в наступному році. Інші наукові дослідження знаходять і пряму залежність, тож однозначний висновок про це співвідношення зробити не можна. Загалом у літературі робиться висновок, що скорочення операційних витрат підвищує прибутковість і навпаки (більші поточні витрати призводять до зменшення майбутніх прибутків). Проте позитивне співвідношення також можливе, якщо прибуток спрямовується на більш продуктивний персонал. У нашому дослідженні ми вважаємо, що негативне співвідношення між операційними витратами та прибутковістю є, радше, результатом поганого управління витратами в українських банках.

Із точки зору пояснювальних змінних результати регресії демонструють негативний зв'язок між тоном аудиторських звітів і прибутковістю, тоді як співвідношення між читабельністю і прибутковістю виявляється незначущим.

Читабельність (складність) звітів не має чіткого зв'язку з ROA в одному році через низьку комунікативну ефективність звітів, хоча огляд літератури свідчить про обернений зв'язок між показником читабельності і прибутковістю (іншими словами, звіти прибутковіших фірм легше читати).

Тон звітів перебуває в значущій (за рівня значущості 0.1) оберненій залежності з рентабельністю капіталу в наступному періоді. Це означає, що гірший тон звіту корелюється з вищою рентабельністю в наступному фінансовому році.

Якщо розділити вибірку банків шляхом додавання перехресних змінних на основі типу аудитора (Велика четвірка чи ні), статусу банку (платоспроможний чи ні), структури власності (з іноземним капіталом чи з українським), то коефіцієнт перед тоном аудиторського звіту стає статистично значущим, коли рівень значущості становить 5%. Однак введення перехресних змінних до рівняння регресії не означає, що вплив тону аудиторського звіту на рентабельність активів для цих груп статистично відрізняється від впливу тону на рентабельність активів для інших груп. Незважаючи на це, різниця впливів є статистично значущою, коли ми обираємо банк з українським капіталом, аудитор якого не належить до Великої четвірки: у середньому такі банки мають гіршу тональність звітів.

Результати оцінки для рентабельності капіталу наведено в таблиці 3.

ента співвідношення між грошовими коштами й сукупними зобов'язаннями).

Розмір активів не є статистично значущим; рентабельність капіталу не залежить від розміру банку.

Коефіцієнт співвідношення між грошовими коштами й сукупними зобов'язаннями має додатну кореляцію з рентабельністю капіталу: що вищі грошові кошти і їхні еквіваленти відносно сукупних зобов'язань, то вища рентабельність капіталу в наступному році. Проте коефіцієнт перед цією змінною має незначний вплив на нашу модель через свою математичну незначущість, хоча він є статистично дуже значущим ($p < 0.01$). Це пояснюється тим, що прибуткові банки повинні мати достатній обсяг грошових коштів та їхніх еквівалентів, щоб компенсувати скорочення зобов'язань. Утім, вища ліквідність означає нижчий ризик та нижчу рентабельність.

Ми виявили статистично значущий ($p < 0.01$) обернений зв'язок між операційними витратами та прибутковістю. За умови незмінності інших змінних моделі, якщо збільшити операційні витрати банку на 10%, такий при-

Таблиця 3. Результати оцінки для рентабельності капіталу

	Оригінальна модель	Модель із додатковими перехресними змінними
Lagged Tone (ML)	-1.531* (0.779)	-1.476* (0.766)
Lagged Readability (FOG)	-0.020 (0.018)	-0.008 (0.018)
Lagged Tone*Auditor		0.621 (0.484)
Lagged Tone*Bank status		-1.952 (3.836)
Lagged Tone*Auditor*Status		-1.753 (1.277)
Lagged log (Total Assets)	-0.116 (0.283)	(-0.054 (0.248)
Lagged Cash Ratio	0.001** (0.000)	0.002 (0.002)
Lagged log (Operating Expenses)	-0.296*** (0.105)	-0.304*** (0.103)
Константа	4.302 (3.983)	3.084 (3.256)
Розмір вибірки	391	389
Скоригований R ²	0.05	0.06

Примітки. Додатковими контрольними змінними в цій регресії є фіктивні змінні для типу аудитора (належить він до Великої четвірки чи ні), статусу банку (платоспроможний чи неплатоспроможний), структури власності (з іноземним чи з українським капіталом). Базовий тип аудитора – “інший”; базовий статус банку – “платоспроможний”; базовий статус структури власності – “з українським капіталом”; * якщо р-значення < 0.1 ; ** якщо р-значення < 0.05 ; *** р-значення < 0.01 .

Як і у випадку з рентабельністю активів, у регресії з рентабельністю капіталу роль контрольних змінних виконують розмір банку (виражений попереднім значенням логарифма сукупних активів), управління витратами (виражене попереднім значенням логарифма операційних витрат банку), достатність обсягів найліквідніших коштів, які можуть знадобитися для покриття зобов'язань (виражена як попереднє значення коефіціє-

ріст асоціюватиметься зі зменшенням рентабельності капіталу в наступному році в середньому на 0.03.

Читабельність звітів не має зв'язку з рентабельністю капіталу наступного періоду, тобто складність звіту не впливає на прибутковість, хоча огляд літератури свідчить про обернену залежність між читабельністю і прибутковістю.

Проте основним є висновок, що тон звіту є гранично значущим, коли рівень значущості становить 0.05, і має від'ємну кореляцію з рентабельністю капіталу в наступному періоді, тобто гірший тон аудиторського звіту за поточний фінансовий рік корелюється з вищою прибутковістю, яка спостерігається в наступному фінансовому році.

Якщо розділити вибірку банків шляхом додавання перехресних змінних на основі типу аудитора (Велика четвірка або ні), статусу банку (платоспроможний чи ні), структури власності (з іноземним капіталом чи з українським), то коефіцієнт перед тоном аудиторського звіту залишається гранично значущим, коли рівень значущості становить 5%. Однак уведення перехресних змінних до рівняння регресії не означає, що ефект тону аудиторського звіту для цих груп статистично відрізняється від ефекту тону на рентабельність капіталу для інших груп банків.

Для перевірки правильності побудови змінних тону та читабельності проводимо тест на достовірність результатів. Оскільки деякі банківські установи (Індустріалбанк, Сітібанк, Кредобанк, БТА Банк, Кредитвест Банк, Банк “Восток” та інші) оприлюднюють свої звіти як українською, так і англійською мовами, ми перевіряємо за допомогою t-тесту Стюдента, як корелюють коефіцієнти перед індексами тону і читабельності для звітів, перекладених з української на англійську і звітів, опублікованих відразу англійською мовою. Під час тесту ми виявили, що результати є дійсними, судячи з надзвичайно низьких значень p, отриманих із двостороннього t-тесту: відповідно 0.006 і 0.001 для тону й читабельності. Іншими словами, ми відхи-

ляємо гіпотези про те, що вибірки коефіцієнтів тону й читабельності статистично відрізняються для перекладених з англійської та написаних англійською звітів.

Ми використовуємо тест Хаусмана для порівняння моделі з випадковими ефектами з моделлю з фіксованими ефектами та встановлюємо, що модель із фіксованими ефектами є доцільною у випадку незбалансованого масиву панельних даних українських банків (тобто відхиляємо нульову гіпотезу про пріоритет моделі з випадковими ефектами). Тест Вальда вказує на присутність гетероскедастичності, але оскільки ця проблема досить поширена, ми пом'якшуємо її за допомогою робастних стандартних помилок. Результати тестування двох основних незалежних змінних (тон і читабельність) на мультиколінеарність свідчать про відсутність взаємної кореляції чи взаємозалежності, з чого можна зробити висновок, що ця проблема не буде негативно впливати на результати регресії. Нарешті, тест Дарбіна-Ву-Хаусмана на ендогенність свідчить про відсутність кореляції між незалежною змінною і залишками моделі, з чого випливає, що модель сформульовано правильно, тож можна розраховувати на відсутність спричиненої ендогенністю похибки у результатах регресії.

5.1. Тести на робастність незалежних змінних

Ми дослідили обґрунтованість наших основних незалежних змінних, а також тон і читабельність звітів за допомогою заміни:

Таблиця 4. Тести на робастність незалежних змінних для моделі рентабельності активів

	Оригінальна модель (словник Лохрана і Макдональда, індекс FOG)	Тон, визначений за допомогою багатомовного словника	Читабельність, визначена за допомогою індексу Флеша-Кінкейда
Lagged Tone (ML)	-0.066* (0.039)		-0.067* (0.039)
Lagged Readability (FOG)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	
Lagged log (Total Assets)	0.027* (0.016)	0.027* (0.016)	0.026 (0.016)
Lagged Cash Ratio	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Lagged log (Operating Expenses)	-0.033*** (0.011)	-0.034*** (0.011)	-0.033*** (0.011)
Lagged Tone (Multilingual)		-0.049 (0.033)	
Lagged Readability (FK)			-0.001 (0.002)
Константа	-0.046 (0.192)	0.004 (0.194)	-0.055 (0.191)
Розмір вибірки	391	391	391
Скоригований R ²	0.133	0.126	0.133

Примітки. * Якщо р-значення < 0.1; ** якщо р-значення < 0.05; *** р-значення < 0.01.

1) тону звіту, оціненого за допомогою словника позитивних та негативних слів Лохрана та Макдональда, на тон, розрахований за допомогою багатомовного словника позитивних та негативних слів;

2) читабельності, вираженої індексом FOG, на читабельність, виражену індексом Флеша-Кінкейда.

Під час тестування обох незалежних змінних для моделі з рентабельністю активів у ролі залежної змінної контрольні змінні, попереднє значення логарифма сукупних активів і коефіцієнт співвідношення готівки і сукупних зобов'язань зберігають свої знаки й рівні значущості після тестування відносно тону. Аналогічний результат спостерігається після тестування відносно читабельності. Крім того, попереднє значення логарифма сукупних активів після тестування відносно читабельності залишається гранично значущим, як і до цього. Водночас коефіцієнт попереднього значення логарифма операційних витрат після заміни тону звіту дещо зростає, але не змінює знак і значущість.

Тест на робастність для моделі, в якій залежною змінною є рентабельність капіталу, відображає загалом таку саму закономірність, що й тест моделі з рентабельністю активів, але з відмінностями щодо деяких контрольних змінних. Наприклад, попереднє значення логарифма сукупних активів залишається незначущим після тестування як відносно тону, так і відносно читабельності та зберігає від'ємний знак. Попереднє значення операційних витрат зберігає свій знак і рівень значущості після тес-

тування відносно читабельності й тону, але дещо змінює величину коефіцієнта після тестування тону. Крім того, зміна методу розрахунку тону зменшує значущість коефіцієнта грошових коштів та робить його незначущим, коли довірчий рівень нижчий за 10%.

Одна з головних незалежних змінних – читабельність – є незначущою та має негативну кореляцію з рентабельністю активів і рентабельністю капіталу за результатами всіх тестів. Друга головна незалежна змінна – тон звіту – стає незначущою ($p = 0.14$) під час тесту відносно самої себе, але зберігає знак і рівень значущості після тесту відносно читабельності.

Докладні результати тестування незалежних змінних на робастність для моделей із рентабельністю активів і рентабельністю капіталу наведено в таблицях 4 і 5.

6. ВИСНОВКИ

У дослідженні ми застосовуємо кількісний контент-аналіз звітів незалежних аудиторів українських банків із метою визначення зв'язку між тоном цих звітів і прибутковістю банку в наступному році. Дані були отримані від Національного банку та зі щорічних аудиторських звітів українських банків за період із 2012-го до 2016 року. Остаточний набір даних містить фінансові дані, отримані з вищезгаданих джерел, а також новостворені змінні, які характеризують комунікативну цінність аудиторських звітів, що визначається читабельністю і тоном. Ми побудували модель із фіксованими ефектами у рамках ре-

Таблиця 5. Тести на робастність незалежних змінних для моделі рентабельності капіталу

	Оригінальна модель (словник Лохрана і Макдональда, індекс FOG)	Тон, визначений за допомогою багатомовного словника	Читабельність, визначена за допомогою індексу Флеша-Кінкейда
Lagged Tone (ML)	-1.531* (0.779)		-1.528* (0.778)
Lagged Readability (FOG)	-0.019 (0.018)	-0.014 (0.019)	
Lagged log (Total Assets)	-0.116 (0.283)	-0.111 (0.283)	-0.117 (0.282)
Lagged Cash Ratio	0.001** (0.000)	0.001 (0.000)	0.001** (0.000)
Lagged log (Operating Expenses)	-0.296*** (0.105)	-0.311*** (0.109)	-0.296*** (0.105)
Lagged Tone (Multilingual)		-0.234 (0.331)	
Lagged Readability (FK)			-0.020 (0.019)
Константа	4.302 (3.983)	5.296 (4.461)	4.211 (3.967)
Розмір вибірки	391	391	391
Скоригований R ²	0.038	0.013	0.038

Примітки. * Якщо р-значення < 0.1; ** якщо р-значення < 0.05; *** р-значення < 0.01.

гресії для перевірки зв'язку між читабельністю і тоном аудиторського звіту і діяльністю банку в наступний фінансовий період.

Читабельність фінансових звітів широко використовується в літературі як визначник діяльності фінансових установ. Однак кількісний контент-аналіз не застосовувався для аналізу української банківської системи. Більше того, включення тону аудиторського звіту є унікальним і не вивчалось раніше. Отже, це дослідження є достатнім внеском в існуючу літературу; у ньому надаються практичні докази, котрі допомагають зрозуміти вплив комунікативної цінності звітів на прибутковість банку.

Ми помітили, що обидва індекси читабельності (індекс FOG та індекс Флеша-Кінкейда) з часом поступово зростають. Ця тенденція відображає погіршення читабельності, тобто означає, що звіти стають складнішими для читання внаслідок зростання кількості довгих речень і використання складніших фінансових термінів. Згідно з літературою це погіршує комунікативну цінність звітів, що пов'язане з нижчою рентабельністю активів. Однак вивчення української банківської системи засвідчило, що зміна читабельності не має значного впливу на діяльність банків.

Наше дослідження також доводить, що тон аудиторських звітів із часом, як правило, залишається стабільним, судячи зі Словника позитивних і негативних слів Лохрана і Макдональда. З іншого боку, звичайний багатомовний словник позитивних і негативних слів свідчить, що в середньому тон звітів, написаних у 2014 та 2015 роках, набагато нижчий, ніж до цього періоду (у 2012 році) або після нього (у 2016 році). Така різниця може бути результатом складних умов на українському фінансовому ринку і ліквідації 63 банків у той період.

У результаті нашого дослідження ми відкидаємо на рівні значущості у 10% початкову гіпотезу, якою стверджується, що тон звітів незалежних аудиторів має пряму залежність із рентабельністю активів у наступному фінансовому періоді; було визначено, що цей зв'язок є оберненим. Більше того, тон звіту є гранично значущим, коли рівень значущості становить 0.05, і має обернений зв'язок із рентабельністю капіталу в наступному періоді. Це означає, що гірший тон аудиторського звіту корелюється з вищою рентабельністю у наступному фінансовому році. І для рентабельності активів, і для рентабельності капіталу ми відкидаємо нульову гіпотезу щодо того, що існує обернений зв'язок між читабельністю і діяльністю банку в наступному фінансовому році; у нашому дослідженні такий зв'язок не виявлено.

Таким чином, можна зробити висновок, що українські банки враховують інформацію, яка міститься в аудиторських звітах, під час розгляду питання щодо зміни їхньої політики стосовно основних фінансових показників. Оскільки звіти незалежних аудиторів зазвичай опри-

люднюються в березні або квітні, керівництво банку має майже дев'ять місяців до наступної аудиторської перевірки. Цього часу достатньо, щоб переглянути політику банку та відрегулювати напрям подальшого розвитку, якщо тон звіту негативний.

Незважаючи на належне економетричне визначення, наша модель має свої обмеження, котрі відповідають особливостям українського фінансового середовища. Наприклад, в Україні банки мають більше повноважень, ніж аудитори, що створює серйозну перешкоду для фактичної незалежності аудиторів, які готують звіти незалежних аудиторів.

Оскільки виявилось, що тон звітів є важливим фактором у визначенні прибутковості українських банків, мета нашої статті – привернути увагу до звітів незалежних аудиторів в Україні. Більша значущість звітів може забезпечити переваги для основних зацікавлених сторін в Україні – Національного банку України, аудиторів, комерційних банків та клієнтів комерційних банків (фізичних і юридичних осіб), міжнародних фінансових організацій та українців загалом.

Тон звіту може також стати для Національного банку додатковим показником неналежної діяльності як аудитора, так і перевіреного ним банку. Якщо тон звіту суттєво відрізняється від висновків Департаменту банківського нагляду Національного банку, Комітет з питань аудиту банків в Україні повинен розглянути справу та прийняти рішення стосовно обох економічних агентів. Якщо тон стає рік у рік гіршим, це також є додатковою підставою для подальшого вивчення діяльності банку.

Можливо, зростання значущості тону аудиторських звітів підвищить відповідальність аудиторів, а прийняття належних нормативно-правових актів забезпечить їх більшими повноваженнями й усуне випадки впливу керівництва банків на аудиторські висновки. Це зробить аудиторські звіти надійним джерелом інформації для міжнародних організацій задля забезпечення ранжування українських банків. Прозорість і прибутковість дадуть банкам змогу залучати фінансування на міжнародних ринках за нижчими ставками. Доступніші та змістовніші аудиторські звіти спростять користування цими звітами для клієнтів банків, що допоможе зробити їхню фінансову поведінку більш зрілою.

Дане дослідження є внеском в існуючу фінансову, економічну та аудиторську літературу, що описує визначники прибутковості банку, кількісний контент-аналіз і асиметричну інформацію в банківській системі за допомогою аналізу комунікативної цінності звітів незалежних аудиторів. Ця наукова праця визначає напрями подальших досліджень, зокрема, вивчення зв'язку між негативним тоном звітів та порушеннями банківського законодавства банками України.

ЛІТЕРАТУРА

- Adusei M. (2015). Bank Profitability: Insights From the Rural Banking Industry in Ghana. *Cogent Economics & Finance*, Vol. 3, No. 1: 1078270. <https://doi.org/10.1080/2322039.2015.1078270>
- Antweiler W., Frank M. (2004). Is All That Talk Just Noise? The Information Content of Internet Stock Message Boards. *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 3, pp. 1259–1294. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00662.x>
- Arellano M., Bond S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, pp. 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Asare S. K., Wright A. M. (2012). Investors', Auditors', and Lenders' Understanding of the Message Conveyed by the Standard Audit Report on the Financial Statements. *Accounting Horizons*, Vol. 26, No. 2, pp. 193–217. <https://doi.org/10.2308/acch-50138>
- Bloomfield R. (2008). Discussion of "Annual Report Readability, Current Earnings, and Earnings Persistence". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 45, No. 2-3, pp. 248–252. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2008.04.002>
- Bourke P. (1989). Concentration and Other Determinants of Bank Profitability in Europe, North America and Australia. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 13, No. 1, pp. 65–79.
- Church B. K., Shawn M. D., McCracken S. A. (2008). The Auditor's Reporting Model: A Literature Overview and Research Synthesis. *Accounting Horizons*, Vol. 22, No. 1, pp. 69–90. <https://doi.org/10.2308/acch.2008.22.1.69>
- Coram P. J., Mock T. J., Turner J. L., Gray G. L. (2011). The Communicative Value of the Auditor's Report. *Australian Accounting Review*, Vol. 21, No. 3, pp. 235–252. <https://doi.org/10.1111/j.1835-2561.2011.00140.x>
- Doogar R., Rowe S. P., Sivadasan P. (2015). Asleep at the Wheel (Again)? Bank Audits During the Lead-Up to the Financial Crisis. *Contemporary Accounting Research*, Vol. 32, No. 1, pp. 358–391. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12101>
- Eichengreen B., Gibson H. (2001). Greek Banking at the Dawn of the New Millennium. CEPR Discussion Paper, No. 2791.
- Fakhfakh M. (2015). The readability of international illustration of auditor's report: An advanced reflection on the compromise between normative principles and linguistic requirements. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, Vol. 20, No. 38, pp. 21–29. <https://doi.org/10.1016/j.jefas.2015.02.001>
- Flamini V., McDonald C., Schumacher L. (2009). The Determinants of Commercial Bank Profitability in Sub-Saharan Africa. Working Paper, No. 9-15, International Monetary Fund.
- Gray G. L., Turner J. L., Coram P. J., Mock T. J. (2011). Perceptions and misperceptions regarding the unqualified auditor's report by financial statement preparers, users, and auditors. *Accounting Horizons*, Vol. 25, No. 4, pp. 659–684. <https://doi.org/10.2308/acch-50060>
- Harris H. (2001). Content Analysis of Secondary Data: A Study of Courage in Managerial Decision Making. *Journal of Business Ethics*, Vol. 34, No. 3-4, pp. 191–208. <https://doi.org/10.1023/A:1012534014727>
- Heffernan S., Fu M. (2008). The Determinants of Bank Performance in China. 21st Australasian Finance and Banking Conference 2008 Paper <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1247713>
- Henry E. (2008). Are Investors Influenced by how Earnings Press Releases are Written? *Journal of Business Communication*, Vol. 45, No. 4, pp. 363–407. <https://doi.org/10.1177/0021943608319388>
- Hermanson D. R., Duncan P., Carcello J. V. (1991). Does the new audit report improve communication with investors? *Ohio CPA Journal*, (May/June): pp. 32–37.
- Insch G. S., Moore J. E., Murphy L. D. (1997). Content Analysis in Leadership Research: Examples, Procedures, and Suggestions for Future Use. *The Leadership Quarterly*, Vol. 8, No. 1, pp. 1–25. [https://doi.org/10.1016/S1048-9843\(97\)90028-X](https://doi.org/10.1016/S1048-9843(97)90028-X)
- Kosak M., Cok M. (2008). Ownership Structure and Profitability of the Banking Sector: The Evidence from the SEE-6 Region. *Proceedings of Rijeka Faculty of Economics, Journal of Economics and Business*, Vol. 26, No. 1, 2008, pp. 93–122 <https://ssrn.com/abstract=2268462>
- Kosmidou K. (2008). The Determinants of Banks' Profits in Greece During the Period of EU Financial Integration. *Managerial Finance*, Vol. 34, No. 3, pp. 146–159. <https://doi.org/10.1108/03074350810848036>
- Li F. (2008). Annual Report Readability, Current Earnings, and Earnings Persistence. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 45, No. 2–3, pp. 221–247. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2008.02.003>
- Li F. (2010). The Information Content of Forward-Looking Statements in Corporate Filings-A Naive Bayesian Machine Learning Approach. *Journal of Accounting Research*, Vol. 48, No. 5, pp. 1049–1102. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2010.00382.x>
- Loughran T., McDonald B. (2011). When is a Liability Not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks. *Journal of Finance*, Vol. 66, No. 1, pp. 35–65. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01625.x>
- Loughran T., McDonald B. (2014). Measuring Readability in Financial Disclosures. *Journal of Finance*, Vol. 69, No. 4, pp. 1643–1671. <https://doi.org/10.1111/jofi.12162>
- Manson S., Zaman M. (2001). Auditor Communication in an Evolving Environment: Going Beyond SAS 600 Auditors' Reports on Financial Statements. *The British Accounting Review*, Vol. 33, No. 2, pp. 113–136. <https://doi.org/10.1006/bare.2001.0157>
- Mock T. J., Bédard J., Coram P. J., Davis S. M., Espahbodi R., Warne R. C. (2013). The Audit Reporting Model: Current Research Synthesis and Implications. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 32, No. Supplement 1, pp. 323–351. <https://doi.org/10.2308/ajpt-50294>

- Mock T. J., Turner J. L., Gray G. L., Coram P. J. (2009). The Unqualified Auditor's Report: A Study of User Perceptions, Effects on User Decisions and Decision Processes, and Directions for Further Research. A Report to the Auditing Standards Board and the 42 International Auditing and Assurance Standards Board (June), New York, NY.
- Molyneux P., Thornton J. (1992). Determinants of European Bank Profitability: A Note. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 16, No. 6, pp. 1173-1178. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(92\)90065-8](https://doi.org/10.1016/0378-4266(92)90065-8)
- Naceur B. S., Goaied M. (2008). The Determinants of Commercial Bank Interest Margin and Profitability: Evidence From Tunisia. *Frontiers in Finance and Economics*, Vol. 5, No. 1, pp. 106-130. <https://ssrn.com/abstract=1538810>
- Pervan M., Pervan I. (2010). Market Structure and Profitability of Croatian Commercial Banks. *The Business Review*, Vol. 20, No. 1, pp. 209-216.
- Pervan M., Pelivan I., Arnerić J. (2015). Profit Persistence and Determinants of Bank Profitability in Croatia. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, Vol. 28, No. 1, pp. 284-298. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2015.1041778>
- Sikka P. (2009). Financial Crisis and the Silence of the Auditors. *Accounting, Organizations and Society*, Vol. 34, No. 6-7, pp. 868-873. <https://doi.org/10.1016/j.aos.2009.01.004>
- Simon H. A. (1999). *Administrative Behavior: A Study of Decision-making Processes in Administrative Organization*. Free Press; 4th edition.
- Smith K. W. (2016). Tell Me More: A Content Analysis of Expanded Auditor Reporting in the United Kingdom. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2821399>
- Tetlock P. C. (2007). Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market. *Journal of Finance*, Vol. 62, No. 3, pp. 1139-1168. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2007.01232.x>
- Tetlock P. C., Saar-Tsechansky, and Sofus MacSkassy. (2008). More Than Words: Quantifying Language to Measure Firms' Fundamentals. *Journal of Finance*, Vol. 63, No. 3, pp. 1437-1467. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01362.x>

ДОДАТОК А. ОПИСОВА СТАТИСТИКА ФІНАНСОВИХ ПОКАЗНИКІВ БАНКІВ УКРАЇНИ

**Таблиця А1. Розширена описова статистика ключових фінансових показників
банків України**

Рік = 2012

Змінна	Спост.	Середнє	Станд. відх.	Мін.	Макс.
Загальні активи	175	6 441 025	17 485 094	122 171	172 428 712
Загальний власний капітал	175	972 551	2 553 103	-670 739	18 300 761
Чистий дохід	175	104 176	282 932	-15 325	2 575 402
Загальні зобов'язання	175	5 468 475	15 049 505	36	154 127 951
Готівка	175	941 477	2 898 498	4 524	26 957 511
Операційні витрати	173	76 243	183 412	13 645	1 535 691

Рік = 2013

Змінна	Спост.	Середнє	Станд. відх.	Мін.	Макс.
Загальні активи	180	7 097 270	20 505 984	121 081	214 490 857
Загальний власний капітал	180	1 069 994	2 909 194	68 673	20 455 511
Чистий дохід	180	94 441	260 013	-25 967	2 208 615
Загальні зобов'язання	180	6 027 276	18 040 102	1	194 179 236
Готівка	180	830 753	2 631 464	467	32 157 251
Операційні витрати	176	87 332	210 453	1 235	1 944 492

Рік = 2014

Змінна	Спост.	Середнє	Станд. відх.	Мін.	Макс.
Загальні активи	157	8 341 840	23 640 582	84 765	204 585 002
Загальний власний капітал	157	938 075	3 032 732	-7 132 649	22 749 157
Чистий дохід	157	106 033	330 211	-250 098	2 779 612
Загальні зобов'язання	157	7 403 765	20 849 815	112	181 888 643
Готівка	157	938 554	2 870 072	839	27 075 551
Операційні витрати	156	111 936	273 731	130 977	2 333 561

Таблиця А1 (продовження)

Рік = 2015

Змінна	Спост.	Середнє	Станд. відх.	Мін.	Макс.
Загальні активи	113	11 167 334	33 010 876	121 359	264 886 279
Загальний власний капітал	113	839 946	3 304 855	-12 269 344	27 487 223
Чистий дохід	113	617 486	1 428 050	-668 166	8 781 142
Загальні зобов'язання	113	10 217 887	30 830 887	128	237 399 056
Готівка	113	1 363 400	4 338 635	359	36 260 225
Операційні витрати	113	411 369	992 886	2 836	8 181 155

Рік = 2016

Змінна	Спост.	Середнє	Станд. відх.	Мін.	Макс.
Загальні активи	93	13 436 554	36 586 102	81 341	220 017 620
Загальний власний капітал	93	1 329 973	2 728 832	21 460	14 932 547
Чистий дохід	93	-1 704 102	14 198 623	-135 309 076	3 820 644
Загальні зобов'язання	93	12 026 554	34 208 734	216	207 408 290
Готівка	93	1 813 551	5 551 158	29	410 482 098
Операційні витрати	93	534 618	1 273 828	9 031	9 287 553

ОЦІНКА ФІСКАЛЬНОГО ІМПУЛЬСУ В УКРАЇНІ

АРТЕМ ВДОВИЧЕНКО^{а*}

^аНаціональний банк України

Email: artem.vdovychenko@bank.gov.ua

Анотація

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

Класифікація JEL: E62, H3, H61, C22

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

1. ВСТУП

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3. МЕТОД ОЦІНКИ ФІНАНСОВОГО ІМПУЛЬСУ

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3.1. DOLS

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

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

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

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

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

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

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

Зважаючи на труднощі ідентифікації коінтеграції, в довгострокових співвідношеннях ми передбачаємо наявність константи і залежної змінної, усі шоки відповідно є транзитивними і входять до моделі короткострокових зв'язків у формі фіктивних змінних. Для висновків щодо статистичної значущості довгострокових співвідношень використовуємо t -статистику пояснюючої змінної в довгостроковому співвідношенні [β_1^r в (6)] та завантажуючого коефіцієнта (*loading coefficient*) у моделі коригування похибками [α_3^r в (7)].

3.2. ARDL

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

⁷ Якщо йдеться про податкові надходження.

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

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

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

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

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

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

Під час побудови ARDL ми використовували такий алгоритм:

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

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

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

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

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

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

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

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

4. ДАНІ ДЛЯ ОЦІНКИ ФІСКАЛЬНОГО ІМПУЛЬСУ

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

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

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

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

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

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

5. РЕЗУЛЬТАТИ ОЦІНОК

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

6. ОБГОВОРЕННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ ТА ВИСНОВКИ

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

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

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

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

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

ЛІТЕРАТУРА

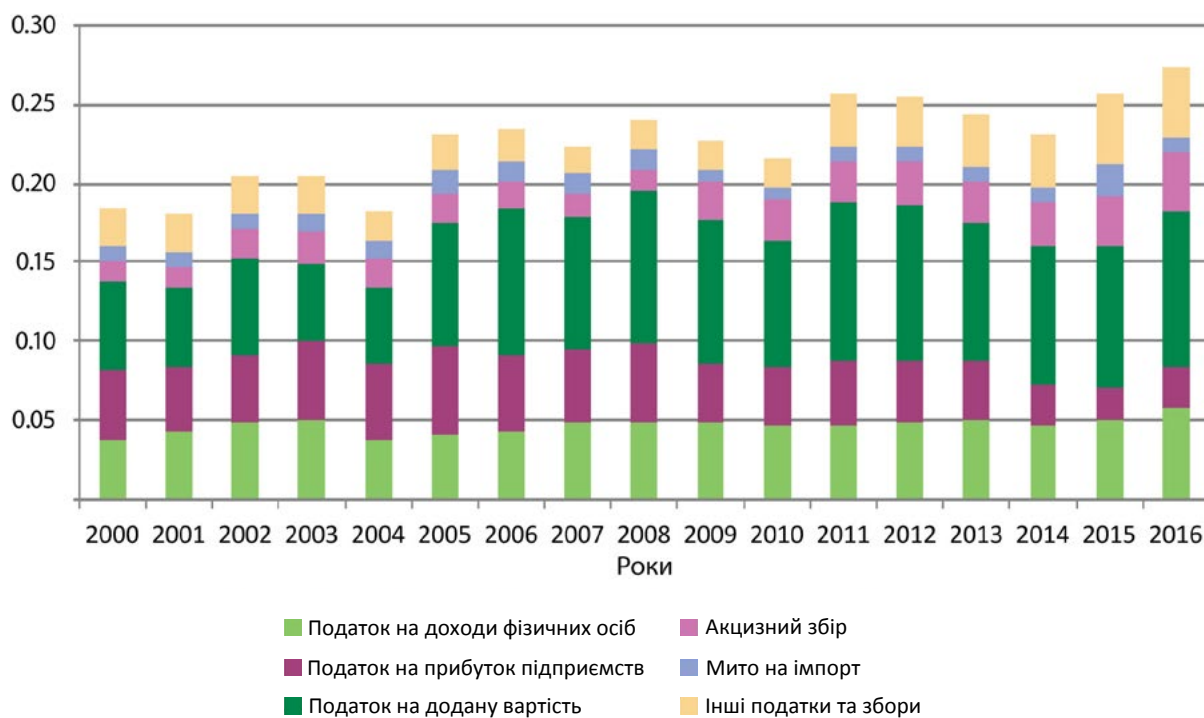
- Bornhorst F., Dobrescu G., Fedelino A., Gottschalk J., and Nakata T. (2011). When and How to Adjust Beyond the Business Cycle? A Guide to Structural Fiscal Balances. IMF Technical Notes and Manuals, No. 2011/02.
- Bouthevillain C., Cour-Thimann P., van den Dool G., Hernandez De Cos P., Langenus G.,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

ДОДАТОК А. ГРАФІКИ

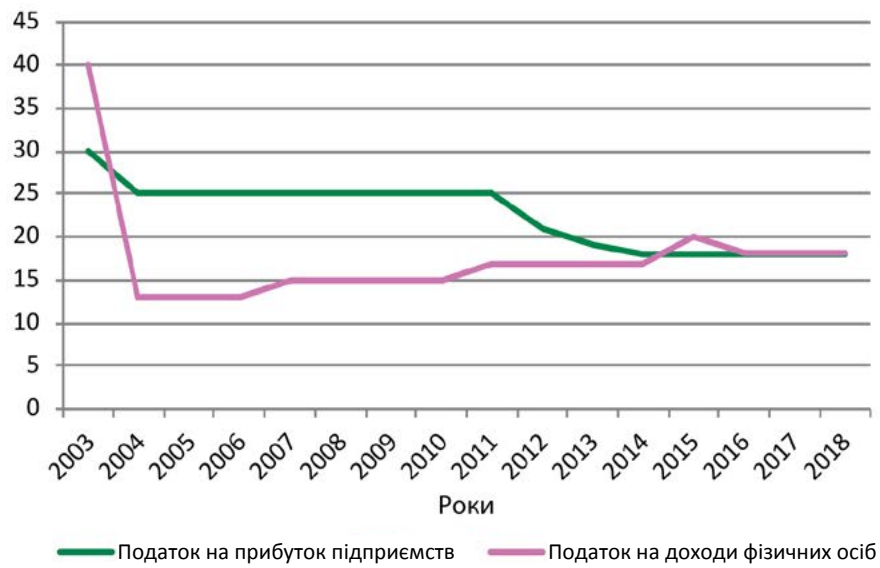
Графік А1. Динаміка номінального та первинного балансу зведеного бюджету України, % ВВП



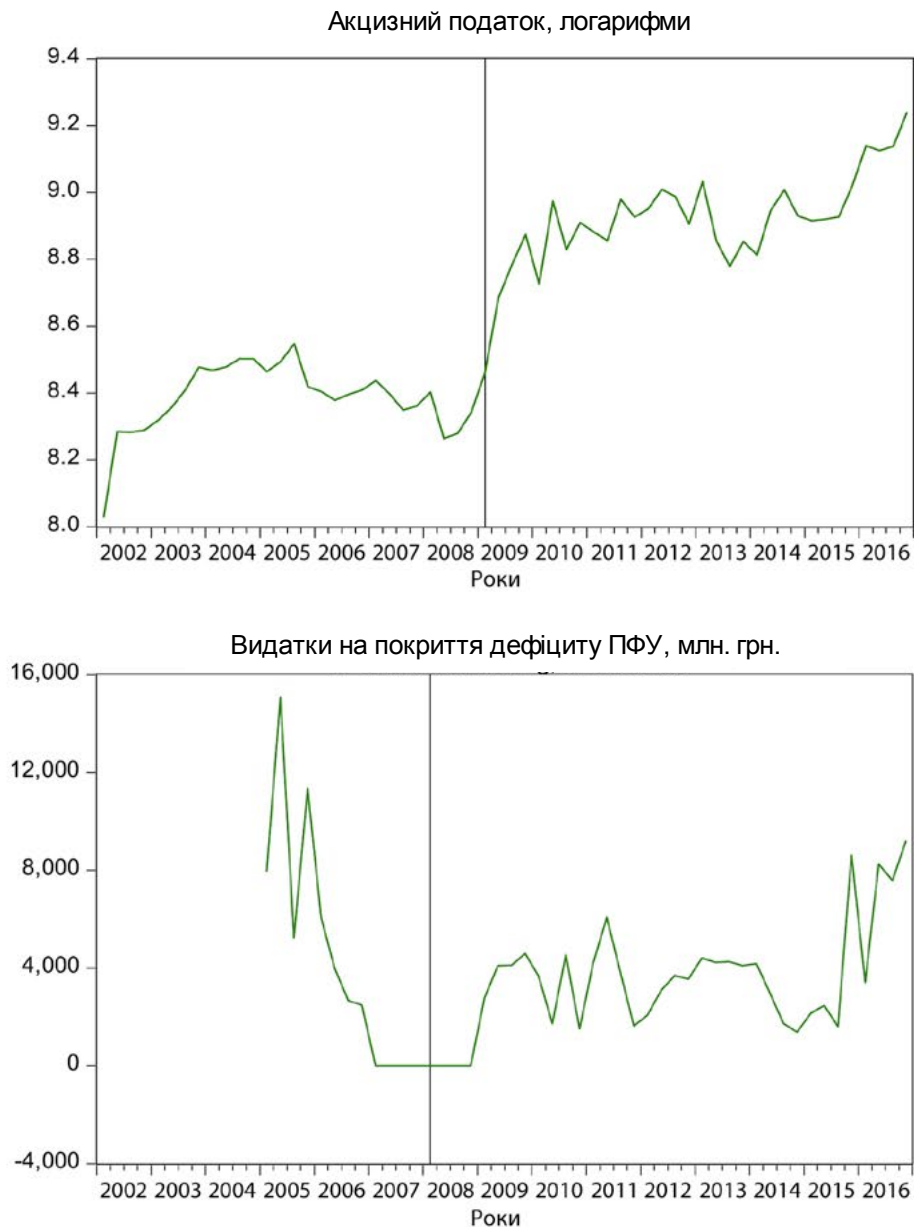
Графік А2. Динаміка та структура податкових надходжень в Україні, % ВВП



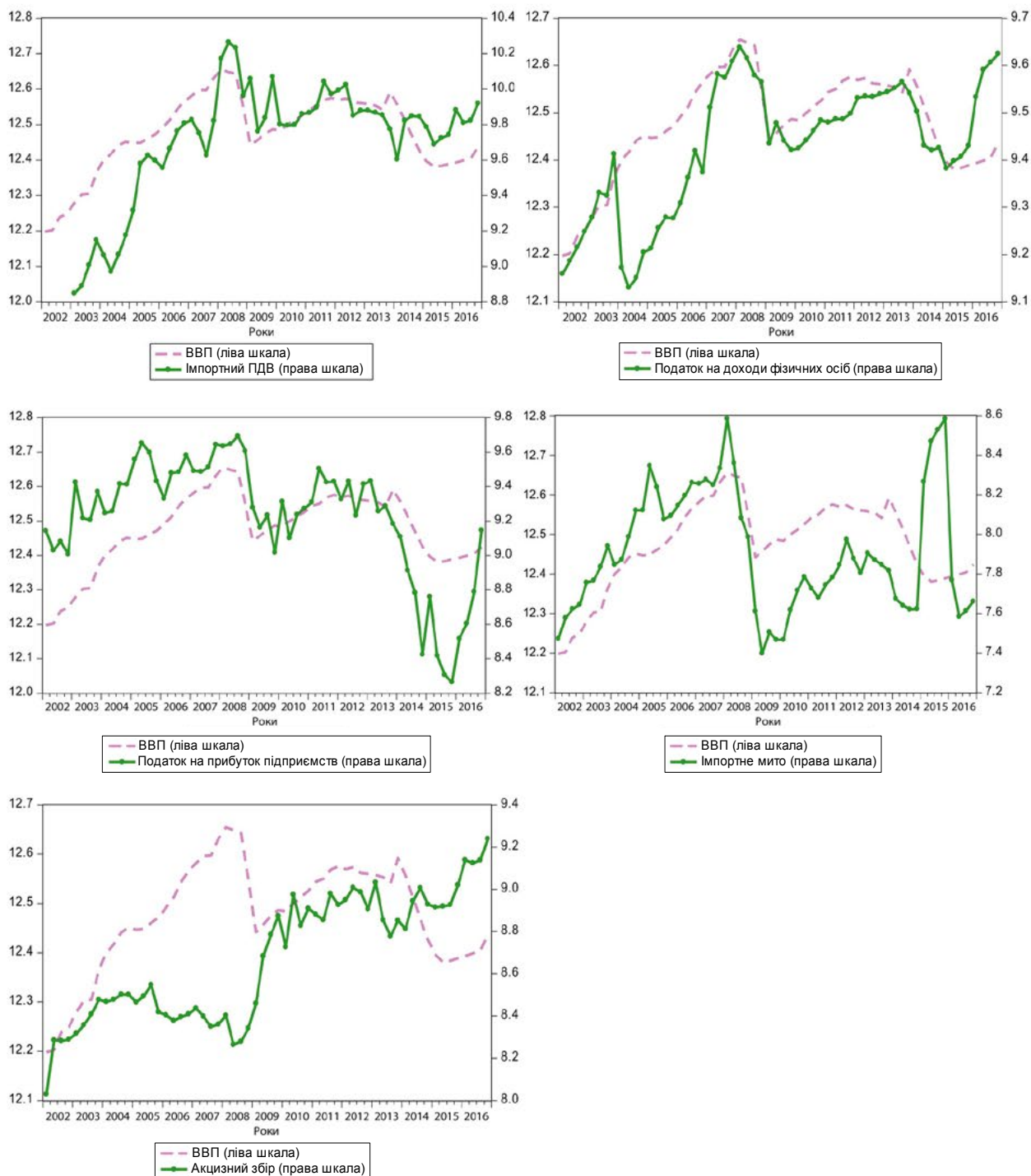
Графік А3. Динаміка граничних ставок оподаткування з ППП та ПДФО в Україні, %



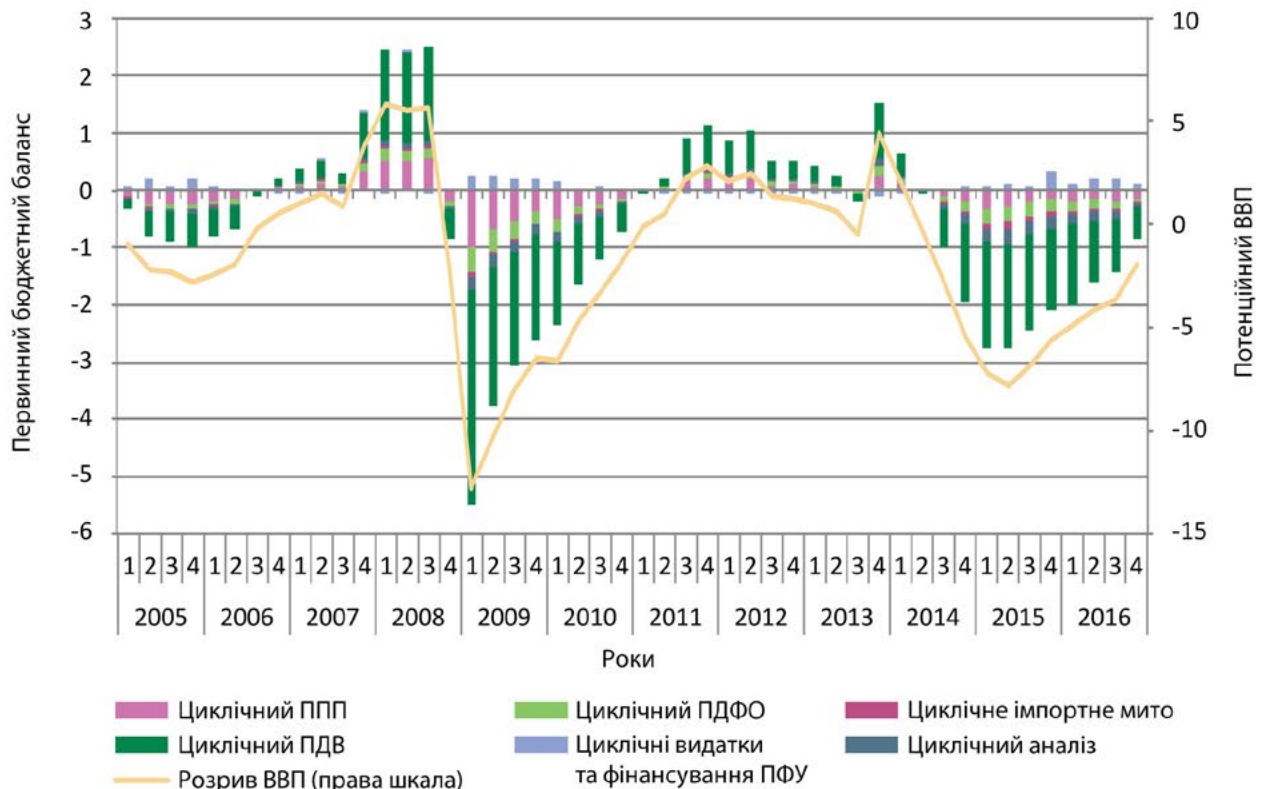
Графік А4. Часові ряди акцизного податку та видатків на покриття дефіциту ПФУ зі структурними зламами



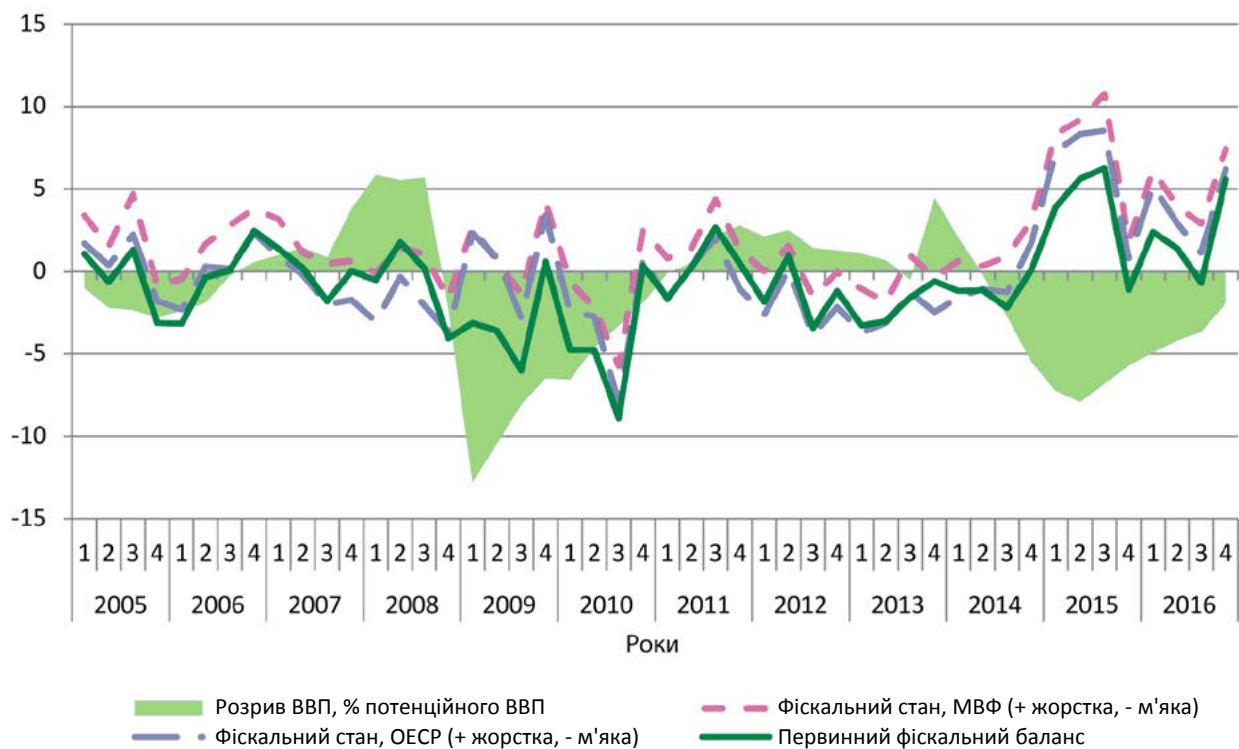
Графік А5. Динаміка реальних сезонно згладжених часових рядів ВВП та окремих податків (логарифми), 2002–2016 роки



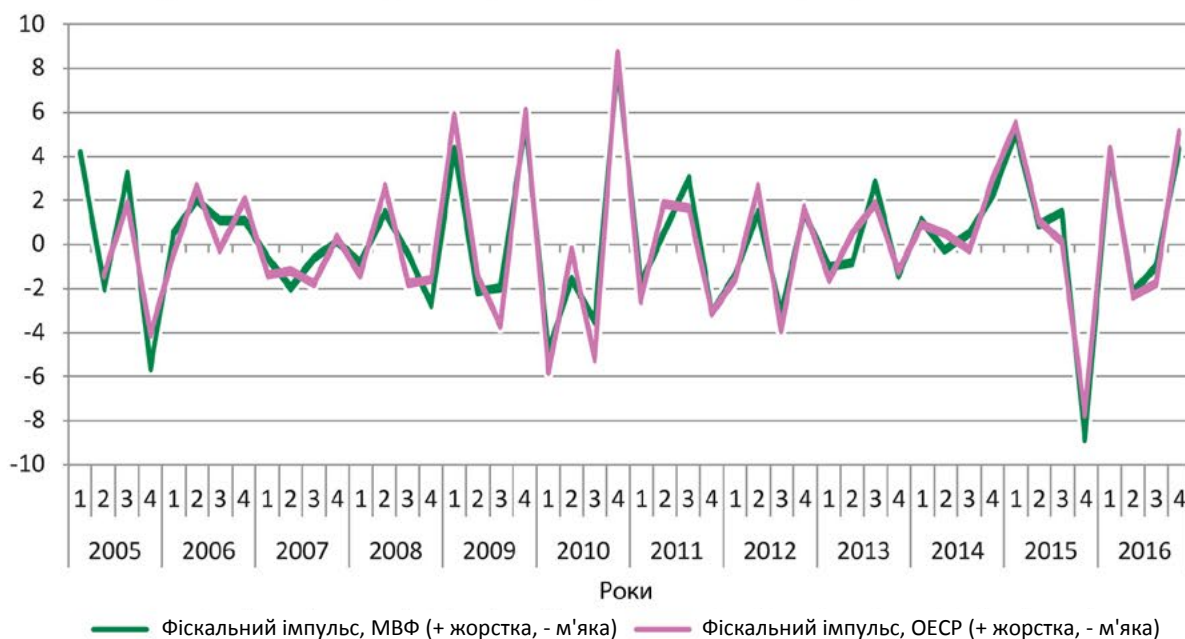
Графік А6. Внески бюджетних категорій до циклічного фіскального балансу та розрив ВВП



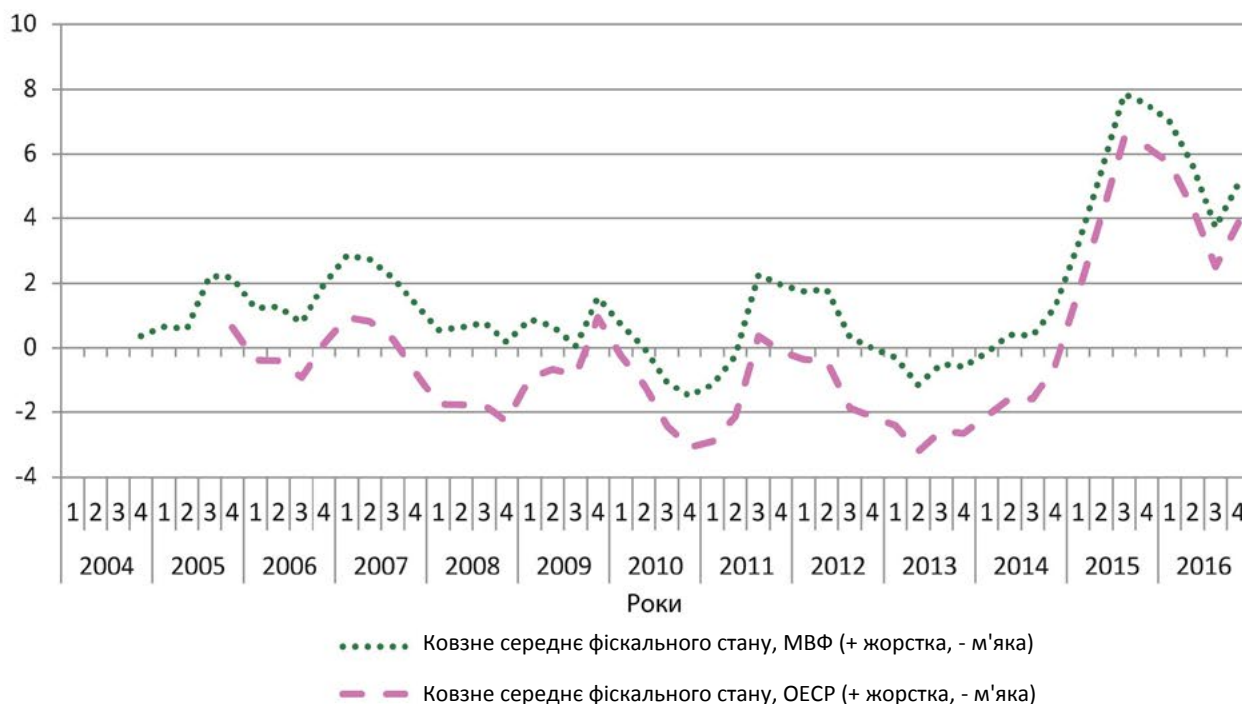
Графік А7. Динаміка фіскального стану та первинного бюджетного балансу, % сезонно згладженого реального ВВП



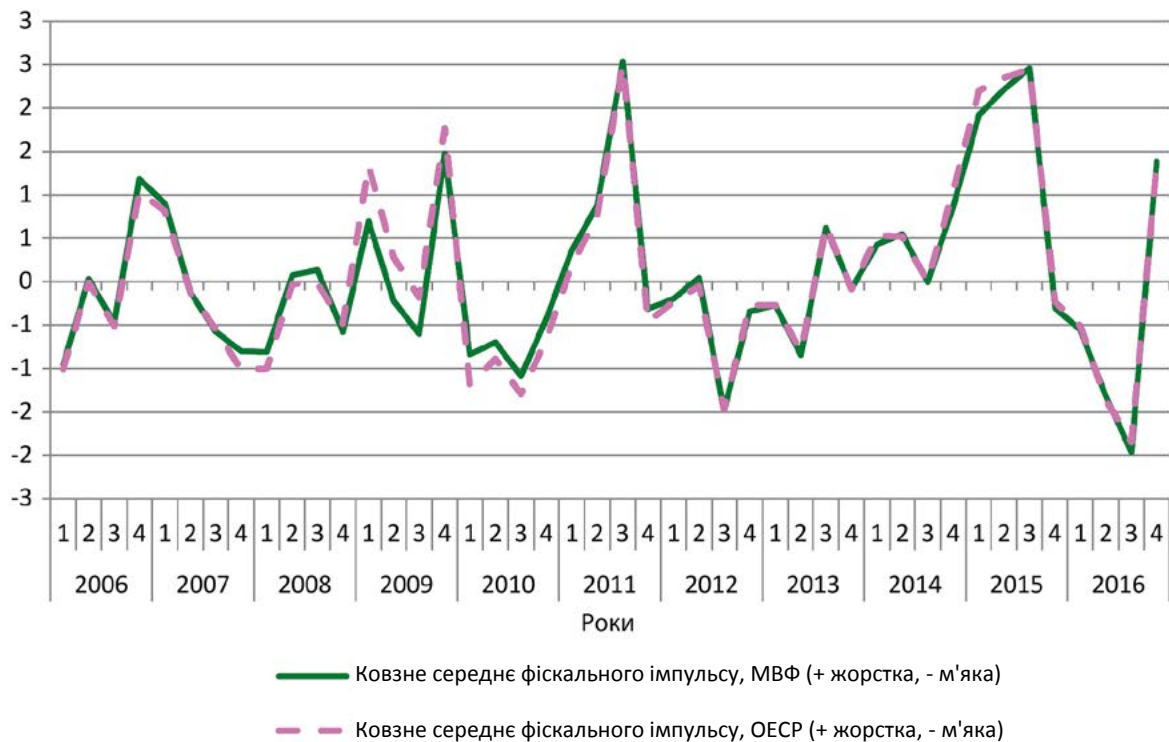
**Графік А8. Динаміка фінансового імпульсу,
% сезонно згладженого реального ВВП**



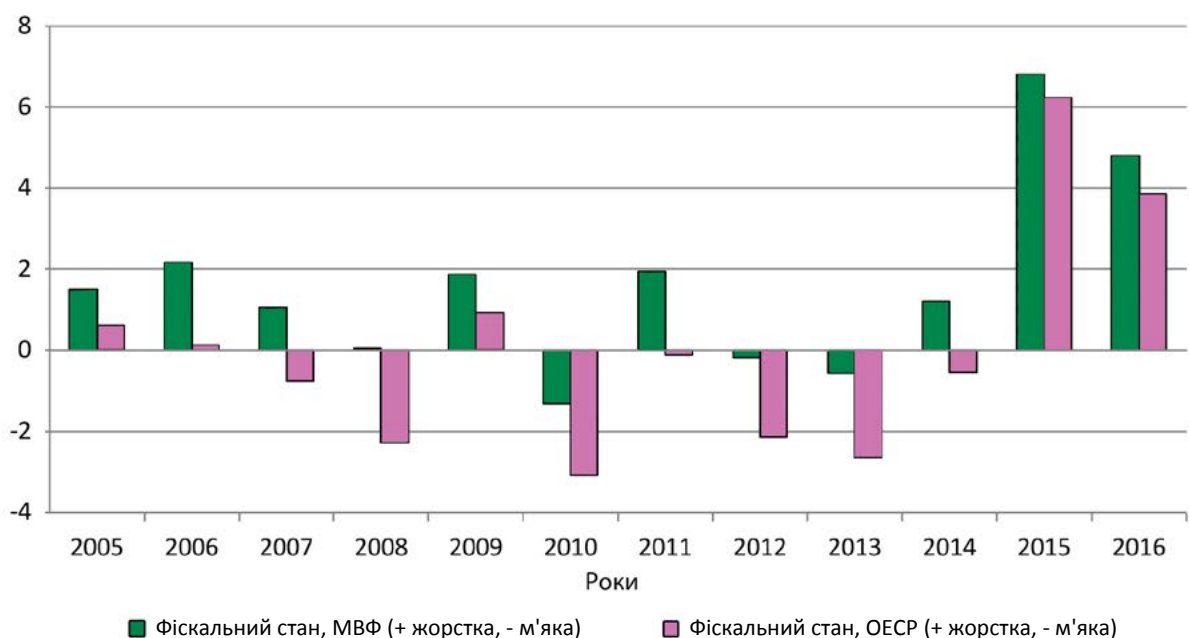
**Графік А9. Динаміка ковзного середнього фінансового стану,
% сезонно згладженого реального ВВП**



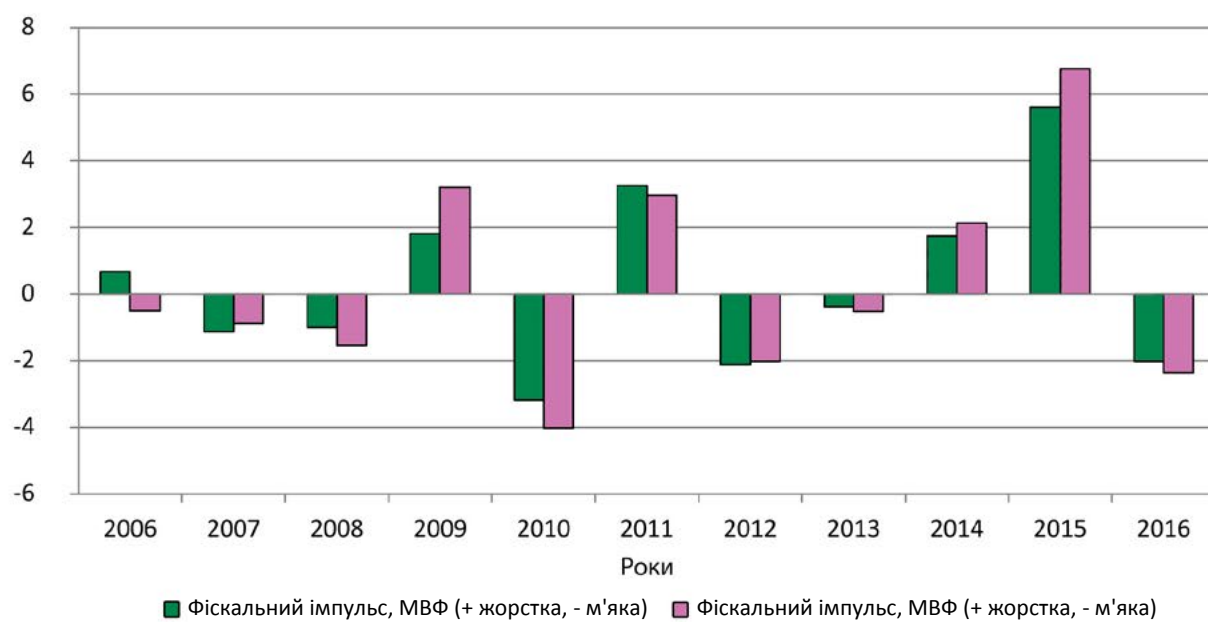
Графік А10. Динаміка фіскального імпульсу, розрахована на основі ковзного середнього фіскального стану, % сезонно згладженого реального ВВП



Графік А11. Річна динаміка фіскального стану, % реального ВВП



Графік А12. Річна динаміка фінансового імпульсу, % реального ВВП



ДОДАТОК Б. ТАБЛИЦІ

Таблиця Б1. Описова статистика змінних, натуральні логарифми

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

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

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

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

**статистична значущість нульової гіпотези на рівні 5%.

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

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

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

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

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

¹⁹ Довгострокова еластичність.

²⁰ Короткострокова еластичність.

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

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

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

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

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

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