

***Розвиток фінансових відносин***Маріанна КІЧУРЧАК,
Ірина ПАСЛАВСЬКА**НЕПРАЦЮЮЧІ КРЕДИТИ В УМОВАХ ВОЄННИХ
ШОКІВ ТА ЇХ РЕГУЛЮВАННЯ В КОНТЕКСТІ
ЄВРОПЕЙСЬКОЇ ІНТЕГРАЦІЇ УКРАЇНИ****Резюме**

Ідентифіковано основні макроекономічні детермінанти динаміки непрацюючих кредитів в умовах воєнних шоків та адаптації банківського сектора України до регуляторних стандартів Європейського Союзу. Застосовано баєсівську авторегресійну модель з розподіленням лагом, оцінену на основі 79 кварталних спостережень (2006–2025 рр.), що дозволило поєднати ймовірнісне оцінювання параметрів із динамічною лаговою структурою в умовах множинних структурних зламів. Результати підтверджують статистично та економічно значущі лагові ефекти реального зростання ВВП, індексу споживчих цін, облікової ставки Національного банку України та середньої заробітної плати на динаміку непрацюючих кредитів. Воєнні шоки 2014 та 2022 рр. мають суттєвий, проте диференційований у часі вплив на зростання частки непрацюючих кредитів, що відображає різні рівні стресу банківського сектора та інституційної адаптації. Отримані висновки надають підходи, пов'язані із забезпеченням стійкості банківського сектору в межах гармонізації з нормами ЄС та пом'якшення системних кредитних ризиків у процесі повоєнного відновлення України.

Ключові слова:

Баєсівська ARDL-модель, воєнні потрясіння, економіка України, європейська інтеграція, лагові ефекти, макроекономічна нестабільність, непрацюючі кредити.

© Маріанна Кічурчак, Ірина Паславська, 2026.

Кічурчак Маріанна, доктор економічних наук, професор, виконавчач завідувача кафедри економіки України, Львівський національний університет ім. І. Франка, Львів, Україна. ORCID: 0000-0002-1927-5704 Email: Marianna.Kichurchak@lnu.edu.ua

Паславська Ірина, доктор філософії (економіка), доцент, кафедра економічної кібернетики, Львівський національний університет ім. І. Франка, Львів, Україна. ORCID: 0000-0003-3955-5751 Email: Iryna.Paslavska@lnu.edu.ua

Класифікація за JEL: C11, E44, E52, G21, H56, P24.

1 таблиця, 4 рисунки, 5 формул, 48 джерел літератури.

Постановка проблеми та огляд літератури

Банківський сектор України упродовж 2006–2025 рр. функціонував у середовищі послідовних макроекономічних, політичних та інституційних шоків, які істотно трансформували динаміку непрацюючих кредитів (НК). Глобальна фінансова криза 2007–2009 рр. стала першим системним потрясінням, призвівши до різкого зниження темпів економічного зростання, скорочення реального сектору, девальваційних процесів та, як наслідок, погіршення платоспроможності позичальників (Національний банк України, 2010) і зростання частки проблемних активів у банківських балансах (Національний банк України, n.d.-a).

Значно глибший структурний шок припав на 2014–2015 рр. і був зумовлений поєднанням політичної нестабільності, анексії Криму, початку воєнних дій на сході України та різкого погіршення макроекономічних показників. У цей період зафіксовано суттєве падіння ВВП, девальвацію національної валюти, зростання інфляції та різке погіршення якості кредитного портфеля банків, що безпосередньо відобразилося у зростанні НК (Baiaashvili & Frewer, 2016; Національний банк України, n.d.-a). В цих умовах НБУ суттєво переглянув свій підхід до нагляду, встановивши нетерпимість до фінансово слабких і непрозорих банків та запустивши концепцію макропруденційного регулювання. У межах цього очищення значна кількість банків були оголошені неплатоспроможними або виведені з ринку, а вимоги до оцінки кредитного ризику, капіталу та прозорості структури власності істотно посилили, що відповідало логіці трансформації регуляторної моделі на ризик-орієнтований підхід (Bazhenova, 2023). Наступний етап дестабілізації, пов'язаний із пандемією COVID-19 у 2020–2021 рр., зумовив тимчасове зниження економічної активності, зростання кредитних ризиків домогосподарств і бізнесу, а також необхідність застосування регуляторних пом'якшень, зокрема кредитних канікул та послаблення окремих наглядових вимог.

Водночас, за масштабами та довгостроковими наслідками цей шок суттєво поступається впливу нового етапу Війни за Незалежність України, що розпочався 24 лютого 2022 р. (Kravchuk, 2024). Такі макроекономічні детермінанти як от динаміка ВВП, інфляційні процеси, валютний курс, рівень безробіття та бюджетний дефіцит стали ключовими чинниками формування кредитного ризику і пояснення змін у рівні НК. Завдяки оперативним стабілізаційним заходам НБУ, включно з підтримкою ліквідності, валютними обмеженнями та адаптацією регуляторних вимог, банківський сектор зберіг функціональну стійкість навіть в умовах воєнного стану (Національний банк України, 2023b).

Важливим інституційним зрушенням, що суттєво вплинуло на вимірювання та інтерпретацію кредитного ризику, стало впровадження стандарту IFRS 9 "Financial Instruments", обов'язкового для банків з 2018 р. Перехід до моделі очікуваних кредитних втрат (ECL) зумовив більш консервативну оцінку ризиків, посилив проциклічність показників НК та підвищив чутливість банківських ба-

лансів до змін макроекономічних змінних, що є критично важливим для емпіричного аналізу детермінант НК (Національний Банк України, 2018). Паралельно Україна здійснила низку практично реалізованих кроків у напрямі гармонізації банківського регулювання з *acquis* Європейського Союзу (ЄС). Прийняття Закону України № 590-IX заклало правові основи для посилення незалежності регулятора, удосконалення механізмів врегулювання неплатоспроможних банків та імплементації європейських наглядових підходів, що є невід'ємним елементом формування стійкої банківської системи, орієнтованої на європейські стандарти (Верховна Рада України, 2020).

Крім того, впровадження нормативів ліквідності Коефіцієнту покриття ліквідності (Liquidity Coverage Ratio, LCR) та Коефіцієнту чистого стабільного фінансування (Net Stable Funding Ratio, NSFR) у 2018–2019 рр., гармонізованих із вимогами Basel III та практикою ЄС, підвищило структурну стійкість банківських балансів і змінювало взаємозв'язок між макроекономічними шоками та динамікою НК, що додатково підкреслює необхідність їх урахування в емпіричних моделях кредитного ризику (Національний банк України, 2020). Поєднання повторюваних макроекономічних криз, воєнних шоків та глибокої регуляторної трансформації в межах євроінтеграційного курсу України формує складний, але надзвичайно релевантний контекст для дослідження макроекономічних детермінант НК, особливо з позицій забезпечення банківської стійкості в умовах Війни за Незалежність України та поступової інтеграції до європейського фінансового простору.

Сучасна академічна література одностайно підтверджує, що макроекономічні умови є ключовими детермінантами НК у банківських системах. Дослідження Zawadzki (2023) для 106 країн за 2009–2019 рр. демонструє, що такі показники, як темпи зростання реального ВВП, рівень безробіття, інфляція та співвідношення державного боргу до ВВП систематично впливають на рівні НК: економічне зростання та розвинений кредитний ринок асоціюються з нижчою часткою НК, а високий рівень безробіття та боргу із її зростанням. У регіональних контекстах ці закономірності підтверджуються: дослідження банківського сектору SAARC-країн виявило, що спад ВВП і високі темпи інфляції спричиняють зростання НК, тоді як макроекономічна стабільність пом'якшує кредитний ризик (Anita et al., 2022). Аналогічні висновки отримано в межах глобального аналізу Salas et al. (2024), здійсненого на вибірці з 1631 банку із 111 країн за 2007–2021 рр. із застосуванням методів панельних даних: рівень НК визначається набором специфічних факторів незалежно від місця та часу функціонування банку, що свідчить про стійкість виявлених закономірностей у тому числі для країн ЄС. Аналіз африканських країн показав, що циклічні індикатори економічного стану пов'язані з часткою НК, а роль якості державного управління модерує ці взаємозв'язки (Ahiase et al., 2024).

Важливе уточнення до галузевої природи цих ризиків додає аналіз країн Центральної та Південно-Східної Європи (CESEE). У звіті Віденського інституту міжнародних економічних досліджень Vukova & Pindyuk (2019) обґрунтовано, що динаміка НК суттєво залежить від структури кредитного портфеля: корпоративний сектор демонструє значно вищу еластичність до змін ВВП та індустриального виробництва, а кредити домогосподарствам виявляються більш стійкими до макроекономічних шоків. Для України, в контексті побудови стійкого банківського сектора за стандартами ЄС, ці висновки щодо врахування валютної структури кредитів та активної участі європейських банківських груп у реструктуризації активів є важливими.

Особливу аналітичну цінність для контексту України становить досвід Греції та Кіпру, що пережили системні банківські кризи з масштабним зростанням НК, порівнянним з українськими показниками. Louzis et al. (2012) на прикладі дев'яти найбільших грецьких банків доводять, що для всіх категорій кредитів (споживчих, бізнесових, іпотечних) НК у грецькій банківській системі пояснюються переважно макроекономічними змінними – ВВП, безробіттям, процентними ставками та державним боргом – а також якістю управління, тоді як іпотечні кредити виявились найменш чутливими до змін макроумов. Anastasiou et al. (2019), застосовуючи баєсівську панельну коінтеграційну VAR для єврозони за 2003–2016 рр., виявили принципову асиметрію між країнами ядра (Німеччина, Франція, Нідерланди) та периферії (Греція, Кіпр, Іспанія, Португалія, Ірландія): НК зростали значно вище у країнах периферії після 2008 р. і переважно пов'язані з погіршенням макроекономічних умов – результат, особливо релевантний для аналізу України як країни, що поступово інтегрується до фінансового простору ЄС. Karadima & Louri (2021), використовуючи ARDL-підхід на кварталних агрегованих даних Греції за 2003–2020 рр. встановили домінуючу роль макроекономічних, а не банківських факторів, а також значущий довгостроковий позитивний вплив державного боргу на рівень НК. Досвід Кіпру, проаналізований у Christodoulou-Volos (2025), свідчить про вирішальну роль інституційних реформ у сфері врегулювання неплатоспроможних позичальників і кредитних сервісів як механізмів скорочення НК у посткризовий період, що має безпосереднє значення для повоєнного відновлення України.

Plikas et al. (2024) на панельних даних для 2015–2021 рр. показали, що масштаб пандемічних шоків та суворість локдаунів вели до зростання рівня НК у Європі, тоді як заходи економічної підтримки стримували це зростання, а прибуткові та добре капіталізовані банки демонстрували вищу стійкість; банківська сек'юритизація суттєво сприяла скороченню НК. Apergis (2022), своєю чергою, фіксує конвергенцію рівнів НК серед банків єврозони в період кризових шоків і доводить, що скоординовані регуляторні реакції на рівні ЄС суттєво пом'якшують наслідки системних стресів. Ці висновки, отримані на європейській вибірці, слугують порівняльним орієнтиром для оцінки ефективності антикризових заходів НБУ: схожа логіка регуляторних пом'якшень – кредитні канікули та підтримка ліквідності частково нівелювала короткострокові наслідки воєнного шоку 2022 р. в Україні, що підкреслює значущість координованих регуляторних реакцій в умовах системних криз і в контексті євроінтеграції України.

Особливу увагу в сучасних працях приділено застосуванню методів машинного навчання для виявлення складних нелінійних взаємозв'язків між макроекономічними змінними і НК у специфічних умовах економік, що розвиваються (Bakır et al., 2025). Окрім загальних економічних детермінант, на якість кредитних портфелів в Україні суттєво впливають специфічні структурні чинники. Результати Vyshnevskiy & Sohn (2023), доводять, що кредитування пов'язаних осіб було одним із головних драйверів накопичення НК. Автори виявили, що такі кредити мають значно вищу ймовірність дефолту порівняно з ринковими позиками, що підкреслює важливість забезпечення стійкості банківської системи.

Для глибшого аналізу стійкості банківського сектору України в умовах Вієни за Незалежність України необхідно враховувати регуляторний фундамент, закладений у межах європейської інтеграції. Ключовим етапом цього процесу стала гармонізація національного законодавства з міжнародними стандартами

капіталу та ліквідності. Розглядаючи інтеграцію України в європейську банківську систему через процеси очищення, перезавантаження та імплементацію стандартів Basel III, Ramskyi et al. (2017) доводять, що саме ці трансформації стали фундаментом для зміцнення стабільності системи та її адаптації до європейських норм регулювання кредитного ризику. Створений каркас стійкості дозволив українському банківському сектору зберігати функціональність навіть в умовах безпрецедентних воєнних шоків.

Аналіз застосування Україною Європейського досвіду управління НК засвідчує послідовне інституційне запозичення на кількох рівнях. По-перше, ризикорієнтована реформа банківського нагляду 2014–2016 рр. відображала логіку Єдиного наглядового механізму (Single Supervisory Mechanism, SSM) Європейського центрального банку (European Central Bank, ECB), апробовану насамперед у Греції та на Кіпрі. Зокрема, НБУ вивів з ринку 97 фінансово неспроможних банків, а найбільший банк країни АТ КБ “ПриватБанк” націоналізував (Національний банк України, 2025) та запровадив обов’язкові стрес-тести і вимоги до резервування під проблемні активи – за логікою, аналогічною вимогам процесу наглядового огляду та оцінки (Supervisory Review and Evaluation Process, SREP) щодо грецьких банків (Національний банк України, 2017). По-друге, впровадження IFRS 9 у 2018 р. та завершення гармонізації визначення НК із нормами ЄС з 1 січня 2025 р. формують неперервну регуляторну конвергенцію, ефекти якої виявляються у лагованих детермінантах, ідентифікованих побудованою моделлю (Національний банк України, n.d.-a). По-третє, розробка інфраструктури для Asset Resolution Companies – пряме запозичення схем, апробованих у Греції (Hellenic Asset Protection Scheme) та Кіпрі (продаж NPL-портфелів кредитним сервісером Apollo): у жовтні 2024 р. НБУ та Міжнародна фінансова корпорація (International Finance Corporation, IFC) підписали відповідні угоди щодо розвитку правової бази для таких компаній (Національний банк України, 2024). По-четверте, робота НБУ над законодавством про кредитних сервісерів і процедурами врегулювання неплатоспроможності відповідає логіці Директиви ЄС ((EU) 2019/1023) про превентивну реструктуризацію (European Parliament & Council of the European Union, 2019), імplementовану Кіпром у 2022 р., що є частиною ширшої програми адаптації банківського законодавства України до *acquis* ЄС (Національний банк України, 2023а). Ці чотири рівні інституційного запозичення свідчать про те, що регуляторна гармонізація з ЄС виконує ще й стабілізуючу макрофінансову функцію – функцію “регуляторного якоря”, що обмежує прояв системних кредитних ризиків навіть в умовах екстремальних воєнних шоків.

Трансформації регуляторного середовища є частиною ширшого EU-орієнтованого реформування банківської системи України. НБУ реалізує положення Угоди про асоціацію між Україною та ЄС (European Union, 2025), що включає адаптацію банківського законодавства до права Європейського Союзу (Національний банк України, 2023а), впровадження європейських стандартів у сфері регулювання та нагляду, удосконалення вимог до оцінки кредитного ризику та внутрішнього контролю банків, що сприяє підвищенню їх стійкості. Підсилюючи ці інтеграційні зусилля, ЄС реалізує програми технічної допомоги та супервізорської підтримки (Directorate-General for Neighbourhood and Enlargement Negotiations, 2023), спрямовані на покращення нагляду за фінансовим сектором України відповідно до кращих європейських практик, що сприяє формуванню резильєнтного банківського середовища в умовах воєнних шоків. Згідно з оцінками Міжнародного валютного фонду (International Monetary Fund, 2023), успіш-

не проходження банками стрес-тестів та дотримання планів капіталізації є ключовими для збереження фінансової стабільності в умовах воєнного стану.

Загалом наукова література демонструє стійкий консенсус щодо оберненого зв'язку між економічним зростанням, динамікою доходів та часткою НК. Водночас емпіричні результати щодо впливу інфляції та процентних ставок на динаміку НК є неоднозначними та істотно залежать від монетарного режиму, інституційної якості та рівня макроекономічної стабільності (Laeven & Valencia, 2020; Ari et al., 2021; Anita et al., 2022; Zawadzki, 2023; Bakır et al., 2025). Такі розбіжності актуалізують необхідність країно-специфічного аналізу, зокрема для України в умовах воєнних структурних зламів та паралельної регуляторної конвергенції з Європейським Союзом.

Попри значний поступ у дослідженні НК, наявні емпіричні підходи переважно спираються на частотні або статичні панельні моделі, що обмежено відображають динамічну природу кредитного ризику в умовах тривалих структурних зламів та високої макроекономічної невизначеності. Це зумовлює потребу в аналітичній рамці, здатній поєднати динамічний підхід до часових рядів із ймовірнісним оцінюванням і гнучкою інтерпретацією структурних змін у банківському секторі.

Метою цього дослідження є виявлення макроекономічних чинників формування непрацюючих кредитів у відповідь на Війну за Незалежність України та її основні етапи, зокрема перші квартали 2014 та 2022 років, із особливим акцентом на адаптаційну спроможність банківського сектору в процесі регуляторного зближення з Європейським Союзом. Для емпіричної перевірки зазначених чинників сформульовано такі гіпотези:

H1: Очікується, що динаміка непрацюючих кредитів в Україні у період I кварталу 2006 року – III кварталу 2025 року характеризуватиметься наявністю інерційності та стійкості банківського сектору в умовах воєнних шоків і тривалих процесів інтеграції з Європейським Союзом;

H2: Передбачається, що зміни обсягу непрацюючих кредитів зумовлюватимуться ключовими макроекономічними факторами, зокрема інфляцією, обліковою ставкою, коливаннями реального ВВП та середньоквартальною заробітною платою, а також воєнними шоками 2014 і 2022 років, причому відповідні ефекти можуть проявлятися з одним або кількома квартальними лагами;

H3: Воєнні шоки можуть мати статистично значущий та відстрочений вплив на траєкторію непрацюючих кредитів, що відображає поступову трансмісію економічних і воєнних збурень у платоспроможність позичальників, а також вплив ініціатив європейської інтеграції.

Методологія

Для емпіричного аналізу макроекономічних чинників, що впливають на динаміку НК, буде застосовано байєсівську авторегресійну модель з розподіленими лагами (Баєсівська ARDL-модель). Обраний підхід дозволяє одночасно

враховувати динамічну природу кредитного ризику, лагову структуру впливу макроекономічних змінних та параметричну невизначеність, притаманну часовим рядам за наявності структурних зламів. У межах моделі воєнні шоки ідентифікуються за допомогою даммі-змінних, що дає змогу оцінити їх відкладений вплив на динаміку НК без накладання жорстких детерміністичних обмежень на поведінку параметрів.

Емпіричне застосування ARDL-моделей передбачає поєднання аналізу часових рядів та факторних незалежних змінних, що дозволяє моделювати вплив лагованих змінних на поточні значення залежної змінної та враховувати відкладені ефекти різних шоків. Для аналізу взаємодії лагових ефектів і варіацій параметрів Wilson et al. (2017) застосовують Баєсівські моделі з розподіленими лагами із урахуванням взаємодії змінних (Bayesian distributed lag interaction models), які розділяють ARDL-модель на функціональний предиктор і скалярний параметр, що дає змогу оцінювати виключно часові лаги, величину ефекту або обидва компоненти одночасно. У ширшому класі динамічних моделей Chan (2019) розглядає великі баєсівські векторні авторегресії (BVAR) та методи подолання проблеми надлишку параметрів і обчислювальної складності. Це підкреслює потенціал баєсівського підходу для адекватної ідентифікації та моделювання макроекономічних шоків.

Завдяки вдосконаленню методів програмування Kripfganz & Schneider (2023) застосували команду **ardl**, яка дозволяє визначати оптимальну кількість лагів та оцінювати коротко- та довгострокові ефекти. Аналогічно, Natsopoulos & Tzeremes (2024) продемонстрували можливості пакету ARDL у статистичній мові R для проведення пострегресійної діагностики, який пропонує інтуїтивний API та розширений набір функцій для глибокого економетричного аналізу. Для розширення можливостей аналізу лагових моделей і врахування невизначеності параметрів, Dempsey & Wyse (2026) застосували Баєсівський відбір змінних у моделях з розподіленими лагами (DLM), що дозволяє працювати з бінарними та рахунковими залежними змінними й оцінювати ймовірність включення предикторів у модель за допомогою автоматизованих MCMC-процедур. Такі програмні рішення підсилюють практичну застосовність ARDL-моделей і, у поєднанні з баєсівським підходом, забезпечують більш гнучкий та надійний інструментарій для оцінювання складних лагових взаємозв'язків.

У загальному вигляді Баєсівська ARDL-модель із даммі-змінними можна подати таким рівнянням:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \sum_{k=0}^{l_j} \gamma_{jk} X_{j,t-k} + \sum_{s=1}^m \sum_{h=0}^{d_s} \delta_{sh} D_{s,t-h} + \varepsilon_t,$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

де Y_t – залежна змінна; Y_{t-i} – лаги залежної змінної авторегресивної динаміки; $X_{j,t-k}$ – лаги екзогенних предикторів; $D_{s,t-h}$ – лаги даммі-змінних; α – константа моделі; β_i , γ_{jk} , δ_{sh} – коефіцієнти відповідно лагів залежної змінної, незалежних змінних та лагів даммі-змінних; p – кількість лагів залежної змінної; q – кількість незалежних змінних, l_j – кількість лагів для j -ої незалежної змінної; m – кількість даммі-змінних; d_s – кількість ланів для s -ої даммі-змінної; ε_t – стохастична похибка.

У Баєсівській ARDL-моделі всі її параметри відповідають таким апіорним розподілам:

$$\alpha \sim \text{Normal}(\mu_\alpha, \sigma_\alpha^2), \beta_i \sim \text{Normal}(\mu_{\beta i}, \sigma_{\beta i}^2), \gamma_{jk} \sim \text{Normal}(\mu_{\gamma jk}, \sigma_{\gamma jk}^2), \\ \delta_{sh} \sim \text{Normal}(\mu_{\delta sh}, \sigma_{\delta sh}^2), \beta \sim \text{Normal}(0, s_\beta) \quad (2)$$

Модель спостережень записується як:

$$Y_t \sim \text{Normal} \left(\alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \sum_{k=0}^{l_j} \gamma_{jk} X_{j,t-k} + \sum_{s=1}^m \sum_{h=0}^{d_s} \delta_{sh} D_{s,t-h}, \sigma^2 \right) \quad (3)$$

Оцінювання параметрів проводиться в баєсівській рамці, використовуючи Баєсівську теорему:

$$P(\theta|X_t) \propto P(X_t|\theta) \cdot P(\theta), \quad (4)$$

де $P(\theta|X_t)$ – постеріорний розподіл параметрів моделі за умови спостережуваних даних; $P(X_t|\theta)$ – функція правдоподібності, що відображає ймовірність спостережуваних даних за заданих параметрів; $P(\theta)$ – апіорний розподіл, який відображає попередні уявлення про параметри; X_t – спостережувані дані; нормалізуюча константа $P(X_t)$ зазвичай пропускається при обчисленнях.

Повні апостеріорні розподіли параметрів $(\alpha, \beta, \gamma, \delta, \sigma)$ оцінюються за допомогою методів Марківських ланцюгів Монте-Карло (MCMC). Для комплексної оцінки адекватності баєсівської моделі застосовуються trace plots та density plots для перевірки збіжності та розподілу параметрів, R-hat та effective sample size (ESS) для контролю якості MCMC-вибірки, posterior постеріорні прогнози перевірки здатності моделі відтворювати емпіричні дані, Bayesian R^2 для оцінки частки дисперсії, поясненої моделлю, а також LOO-CV із діагностикою Pareto-smoothed importance sampling для оцінки передбачувальної точності та стабільності ваг важливості. Адекватність моделі додатково оцінюється за показниками прогнозних помилок (MAE та RMSE) для визначення її здатності до точного прогнозування.

Результати дослідження

Нехай залежна змінна (Y) описує частку NPLs (%). Екзогенні змінні є такими: X_1 – темп зміни реального ВВП, % у порівнянні з відповідним кварталом попереднього року; X_2 – індекс споживчих цін, %; X_3 – облікова ставка НБУ, %; X_4 – середньоквартальна заробітна плата (грн), розрахована на основі щомісячних даних Пенсійного фонду України (ПФУ); War2014 – даммі-змінна для I кварталу 2014 року (дорівнює 1 у I кварталі 2014 року, і 0 у решту часу); War2022 – даммі-змінна для I кварталу 2022 року (дорівнює 1 у I кварталі 2022 року, і 0 у решту часу). Статистичні дані охоплюють перший квартал 2006 р. – третій квартал 2025 р., 79 спостережень.

Для заданих змінних Баєсівська модель може бути подана у такому вигляді:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 \cdot Y_{t-1} + \gamma_1 \cdot X_{1,t-1} + \gamma_2 \cdot X_2 + \gamma_3 \cdot X_{2,t-4} + \gamma_4 \cdot X_{3,t-4} + \gamma_5 \cdot X_{4,t-4} + \\ \delta_1 \cdot \text{War2014}_{t-2} + \delta_2 \cdot \text{War2022}_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad (5)$$

де Y_{t-1} – лагова залежна змінна, що відображає динамічну інерційність сектору; $X_{1,t-1}$ – темп зміни ВВП у порівнянні з відповідним кварталом попереднього року з лагом у 1 квартал; $X_{2,t-4}$ – індекс споживчих цін з лагом у 4 квартали; $X_{3,t-4}$ – облікова ставка НБУ з лагом у 4 квартали; $X_{4,t-4}$ – середньоквартальна заробітна плата з лагом у 4 квартали; $War2014_{t-2}$ – даммі-змінна для I кварталу 2014 року з лагом у 2 квартали; $War2022_{t-1}$ – даммі-змінна для I кварталу 2022 року з лагом у 1 квартал; α – константа моделі; γ_i – коефіцієнти впливу; δ_s – коефіцієнти даммі-змінних, що відображають воєнні шоки; ε_t – випадкова помилка.

Баєсівська ARDL-модель засвідчує наявність інерції в динаміці НК у банківському секторі України, а також визначальну роль основних макроекономічних чинників у коротко- та середньостроковому періодах. Зміни темпів економічного зростання, рівня інфляційного тиску, монетарних умов і середньоквартальної заробітної плати асоціюються зі змінами частки НК. Воєнні шоки 2014 та 2022 рр. з відповідними лаговими ефектами відображають глибокі структурні зрушення у функціонуванні банківського сектору. Побудована модель підтверджує високу чутливість якості кредитного портфеля до макроекономічної нестабільності та воєнних шоків. Це, своєю чергою, засвідчує не лише адаптаційний потенціал і стійкість банківського сектору в умовах Війни за Незалежність України, а й його здатність поступово узгоджувати регуляторні підходи з європейськими практиками.

Для забезпечення адекватності апостеріорних розподілів усі незалежні змінні перевірені на мультиколінеарність, стаціонарність, автокореляцію залишків першого та вищих порядків та гетероскедастичність, тоді як даммі-змінні оцінювались виключно щодо статистичної значущості в моделі. Для потенційної мультиколінеарності між незалежними змінними Y_{t-1} , $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-4}$, $X_{3,t-4}$ та $X_{4,t-4}$ було обчислено фактор інфляції дисперсії (VIF). Значення VIF для змінних становлять 1,859, 1,249, 1,483, 1,568, 1,968 та 1,858, відповідно. Це свідчить про достатню незалежність пояснювальних змінних, стабільність оцінок коефіцієнтів, що буде забезпечувати надійність результатів Баєсівської ARDL-моделі.

Стаціонарність змінних Y_{t-1} , $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-4}$, $X_{3,t-4}$ та $X_{4,t-4}$ перевірялася за допомогою тестів Augmented Dickey-Fuller (ADF) та KPSS. Результати ADF показали, що змінні Y_{t-1} (ADF = -1,3851, p = 0,826), $X_{1,t-1}$ (ADF = -3,241, p = 0,088), $X_{2,t-4}$ (ADF = -2,514, p = 0,366), $X_{3,t-4}$ (ADF = -2,3771, p = 0,422) та $X_{4,t-4}$ (ADF = -0,246, p = 0,99) є нестаціонарними, тоді як змінна $X_{3,t-4}$ (ADF = -4,391, p = 0,01) виявилася стаціонарною. Аналіз за допомогою KPSS підтвердив ці висновки: статистики тесту для Y_{t-1} та $X_{4,t-4}$ перевищували критичні значення на всіх стандартних рівнях значущості, що свідчить про їх нестаціонарність, тоді як інші змінні залишалися стаціонарними. Динамічна структура моделі та Баєсівський підхід пом'якшують потенційні ризики, пов'язані з нестаціонарністю серій, забезпечуючи стабільність і надійність оцінок коефіцієнтів моделі.

Автокореляція залишків першого порядку перевірялася за допомогою тесту Дарбіна-Уотсона (DW = 2,034, p = 0,345). Він свідчить про відсутність систематичної залежності між послідовними залишками. Для оцінки можливості автокореляції залишків вищих порядків застосовано тест Бройша – Годфрі (LM = 4,824, df = 4, p = 0,306), який не виявив статистично значущих ознак автокореляції. Wald-тест (F = 941,71 при p < 2,2E-16) продемонстрував, що група пояснювальних змінних Y_{t-1} , $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-4}$, $X_{3,t-4}$ та $X_{4,t-4}$ має статистично значущий вплив на залежну змінну Y, що підтверджує обґрунтованість включення лагів у модель.

Тест Бройша-Пагана засвідчив наявність гетероскедастичності залишків ($BP = 20,382$, $df = 8$, $p\text{-value} = 0,009$). Це обґрунтовує доцільність застосування Баєсівського підходу та моделювання з урахуванням стохастичних особливостей дисперсії. Результати діагностики підтверджують виправданість включення лагованих факторів. Виявлені нестационарність більшості змінних, відсутність автокореляції першого порядку та наявність гетероскедастичності відповідають характеру динамічних фінансових рядів і належним чином враховуються у Баєсівській моделі.

Для специфікації параметрів моделі застосовані слабоінформативні апіорні розподіли, щоб уникнути надмірної складності та забезпечити стабільність оцінок. Коефіцієнти регресії (β_j , γ_{jk} , δ_{sh}) та вільний член (інтерсепт) α моделювалися за допомогою нормальних апіорних розподілів з відповідними параметрами: $\alpha \sim \text{Normal}(-15, 10)$, $\beta_1 \sim \text{Normal}(0,97, 0,05)$, $\gamma_1 \sim \text{Normal}(-0,08, 0,05)$, $\gamma_2 \sim \text{Normal}(-0,19, 0,1)$, $\gamma_3 \sim \text{Normal}(0,36, 0,1)$, $\gamma_4 \sim \text{Normal}(0,1, 0,05)$, $\gamma_5 \sim \text{Normal}(-0,0005, 0,0002)$, $\delta_1 \sim \text{Normal}(2,39, 1,0)$, $\delta_2 \sim \text{Normal}(3,11, 1,2)$. Урахування гетероскедастичності здійснювалося шляхом застосування стійкого (robust) апіорного розподілу $\sigma \sim \text{Student}_t(3, 0, 5)$. Це дало можливість відобразити невідомість даних, підвищити стабільність та надійність апостеріорних оцінок, а також сприяло коректній інтерпретації економетричних ефектів у Баєсівській рамці.

Процедура баєсівського моделювання проводилася за допомогою чотирьох незалежних ланцюгів Markov Chain Monte Carlo (MCMC) по 50 000 ітерацій кожен, з яких перші 5 000 були використані для фази розігріву (warm-up). Після розігріву з кожного ланцюга було отримано по 45 000 пост-розігрівних спостережень без застосування тоншування ($\text{thin} = 1$), що в сумі дало 180 000 вибірок для побудови апостеріорного розподілу.

Баєсівська ARDL-модель має високу якість апостеріорних оцінок та забезпечує надійність результатів (табл. 1). Значення показника збіжності Rhat для всіх параметрів моделі становить 1, вибірка має високий ефективний розмір (n_{eff}) для всіх параметрів (103 000–194 000), що підтверджує збіжність ланцюгів і стабільність отриманих оцінок. Апостеріорні оцінки коефіцієнтів β_j , γ_{jk} та δ_{sh} перебувають в межах довірчого інтервалу, не перетинаючи нуль. Отримане значення σ показує помірний рівень неврахованої варіабельності у динаміці частки НК у банківському секторі України. Дана модель адекватно відображає основні детермінанти, враховує лагові ефекти від двох шоків Війни за Незалежність України, проте залишає місце й для інших шоків, до яких належать регуляторні зміни, банкрутства комерційних банків та інші надзвичайні події.

Додаткова діагностика апостеріорних оцінок підтверджує високу адекватність Баєсівської ARDL-моделі. Для всіх параметрів моделі зафіксовано низькі значення стандартної похибки середнього апостеріорного розподілу (табл. 1). Це свідчить про високу точність оцінювання середніх значень коефіцієнтів при всіх пояснювальних змінних, вільному члені α та стандартному відхиленні залишків δ , а також добру збіжність MCMC. Для перевірки адекватності моделі обчислено Баєсівської $p\text{-value}$ (0,4963), його значення є дуже близьким до теоретично бажаного значення 0,5. Тобто модель здатна добре відтворювати дисперсію спостережуваних даних без систематичних відхилень між фактичними та змодельованими значеннями.

Таблиця 1

Баєсівські постеріорні оцінки та діагностика збіжності моделі

Параметри	Посте- ріорне середнє	SE серед- нє	посте- ріорне стан- дартне відхи- лення	Квантиль			Ефек- тивний розмір вибірки (n_eff)	Rhat
				2.5 th	Медіа- на	97.5 th		
α	-20,903	0,0144	4,994	-30,639	-20,935	-11,052	121054	1,00
$\beta_{1_} Y_{t-1}$	0,978	0,0000	0,017	0,944	0,978	1,013	174034	1,00
$\gamma_{1_} X_{t-1}$	-0,110	0,0001	0,022	-0,153	-0,110	-0,067	175152	1,00
$\gamma_{2_} X_{t-2}$	-0,158	0,0001	0,0480	-0,252	-0,158	-0,064	120212	1,00
$\gamma_{3_} X_{t-3}$	0,366	0,0001	0,0484	0,271	0,366	0,460	119584	1,00
$\gamma_{4_} X_{t-4}$	0,106	0,0001	0,0352	0,037	0,106	0,175	161265	1,00
$\gamma_{5_} X_{t-5}$	-0,0002	0,0000	0,0001	-0,0003	-0,0002	-0,0001	186372	1,00
$\delta_{1_} War2014_{t-2}$	2,186	0,0020	0,8898	0,438	2,186	3,934	193978	1,00
$\delta_{2_} War2022_{t-1}$	2,658	0,0024	1,0351	0,637	2,656	4,691	190222	1,00
sigma	1,902	0,0004	0,164	1,613	1,890	2,256	165415	1,00
Bayesian R²	0,9852	0,0000	0,0008	0,9832	0,9853	0,9862	103259	1,00

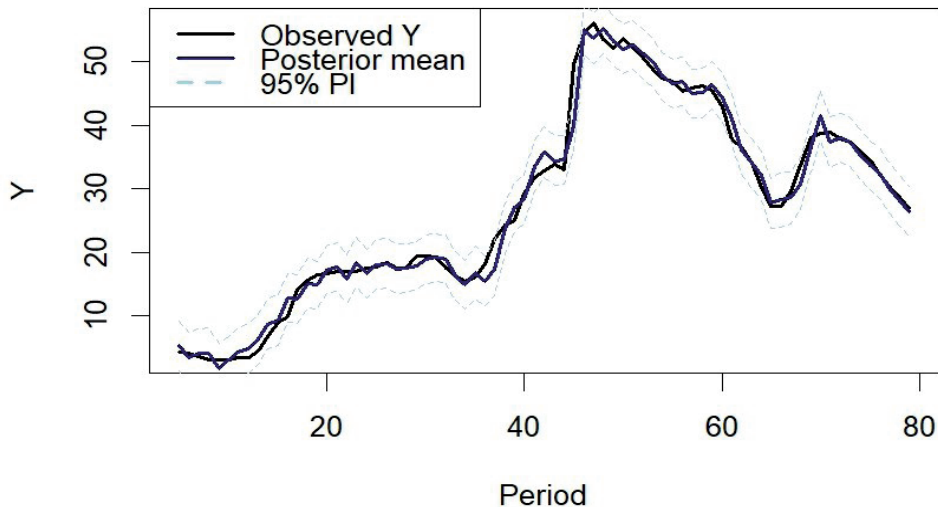
Джерело: Розрахунки авторів на основі даних Державної служби статистики України (n.d.-a,b,c), Пенсійного фонду України. (n.d.), Національного банку України (n.d.-a,b,c) та Міністерства економічного розвитку, торгівлі та сільського господарства України (2019).

Порівняння фактичних і модельно відтворених значень (рис. 1) показує, що модель адекватно відображає динаміку частки НК у банківському секторі України протягом періоду Q1 2006-Q3 2025. У проміжку між 40-м і 45-м спостереженнями, що відповідає четвертому кварталу 2015 р. – першому кварталу 2017 р., зафіксовано суттєві структурні зрушення у динаміці НК. Цей період збігається з реалізацією масштабних реформ у банківському секторі України, спрямованих на підвищення його фінансової стійкості, відновлення довіри до комерційних банків та гармонізацію регуляторних і операційних стандартів із практиками країн ЄС. Це підтверджує доцільність використання Баєсівської ARDL-моделей для оцінювання адаптаційного потенціалу та стійкості банківського сектору України в умовах дії двох масштабних воєнних шоків.

Результати аналізу за методом Leave-One-Out Cross-Validation (LOO-CV), виконаного на основі матриці логарифмічної правдоподібності розміром 180000×75, засвідчили, що очікувана лог-передбачувана щільність (elpd_loo) становить -164,0 за стандартної похибки 19,9. Ефективна кількість параметрів моделі (p_loo) дорівнює 15,5 (SE = 10,1), а інформаційний критерій LOO (looic) має значення 327,9 (SE = 39,8). Отримані результати свідчать про високу надійність та адекватність побудованої Баєсівської ARDL-моделі. Модель здатна коректно прогнозувати нові спостереження та не виявляє ознак надмірного перенавчання, що підтверджує її придатність для аналізу динаміки частки НК у банківському секторі в умовах триваючої Війни за Незалежність України та адаптації до регуляторних стандартів ЄС.

Рисунок 1

Спостережувана та постеріорна прогнозна частка непрацюючих кредитів у банківському секторі України з 95% інтервалом прогнозної невизначеності



Примітка: перше спостереження відповідає I кварталу 2006 року, а 79-е III кварталу 2025 року. Observed Y – Спостережуване Y, Posterior mean – Апостеріорне середнє значення, Period – Період.

Джерело: Розрахунки авторів на основі даних Державної служби статистики України (n.d.-a,b,c), Пенсійного фонду України. (n.d.), Національного банку України (n.d.-a,b,c) та Міністерства економічного розвитку, торгівлі та сільського господарства України (2019).

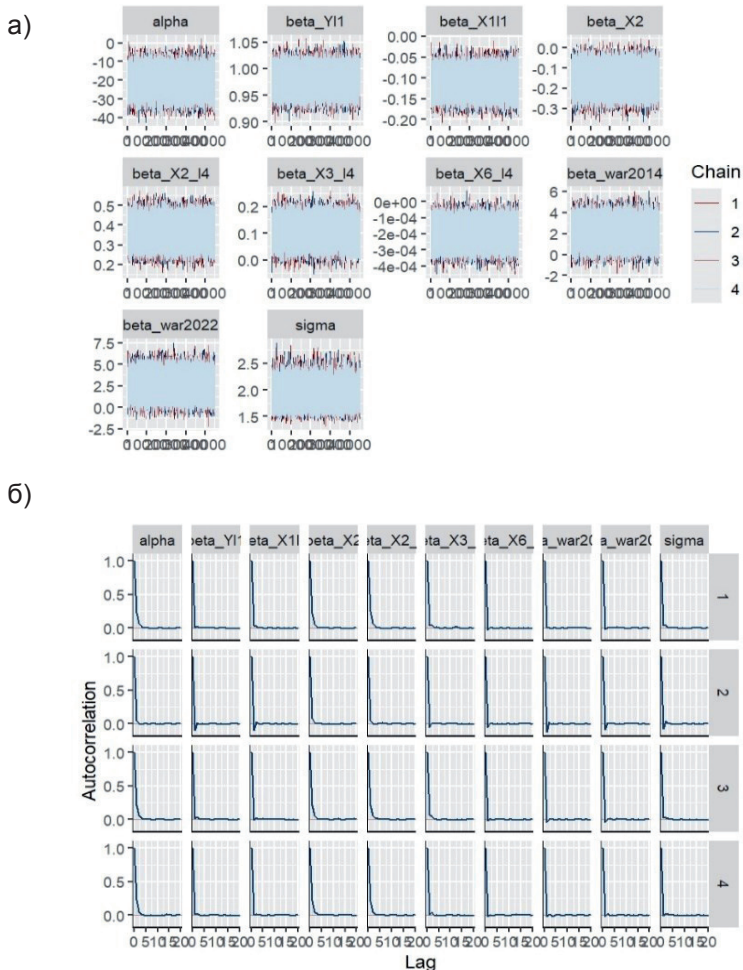
Діагностика Pareto k показала, що 74 із 75 спостережень (98.7%) належать до категорії “добрих” ($k \leq 0,7$), тоді як одне спостереження має значення $k = 1,317$. Враховуючи, що це лише одне спостереження серед 75, імовірно воно є структурним шоком. Це спостереження відповідає першому кварталу 2016 р., коли відбувалася активна фаза реформ в банківському секторі України, а національна економіка поступово адаптувалася до функціонування після шоку, пов’язаного із початком Війни за Незалежність України, анексією Криму та тимчасовою окупацією окремих територій Донецької та Луганської областей. З огляду на великий розмір вибірки та контекст події, це не становить критичної проблеми, проте слід враховувати даний факт при інтерпретації результатів. Баєсівська ARDL-модель успішно відтворює основну структуру процесу генерації даних, забезпечує точні прогнози та реалістичне відображення залишкової невизначеності, водночас виділяючи окремі критичні спостереження.

Для кожного параметра Баєсівської ARDL-моделі графіки трасування ланцюгів MCMC (рис. 2а) демонструють добру змішуваність, відсутність ознак застою або повільного переходу в окремих ділянках простору параметрів. На рис. 2а продемонстровано збіг чотирьох ланцюгів для кожного параметра, вони щільно накладені, без явних трендів, а значення параметрів коливаються навколо стабільного середнього без спрямованого дрейфу, що свідчить про стабільність

апостеріорних оцінок. Автокореляційний аналіз ланцюгів МСМС для кожного параметра моделі (рис. 2b) показує швидке спадання автокореляції вже на перших лагах. Отримані результати підтверджують надійність МСМС-зразків і дозволяють формувати достовірні висновки щодо апостеріорних розподілів параметрів моделі. Завдяки такій поведінці ланцюгів можна впевнено оцінювати коротко- та довгострокові ефекти незалежних змінних на динаміку частки НК у банківському секторі України, враховуючи вплив лагованих воєнних шоків 2014 та 2022 рр.

Рисунок 2

Трасерплоти та аналіз автокореляції постеріорних вибірок для параметрів Баєсівської ARDL-моделі



Примітка: $\beta_{Y1} - \beta_{1-Y_{t-1}}$; $\beta_{X11} - \gamma_{1-X_{1,t-1}}$; $\beta_{X2} - \gamma_{2-X_{2,t-1}}$; $\beta_{X2I4} - \gamma_{3-X_{2,t-4}}$; $\beta_{X3I4} - \gamma_{4-X_{3,t-4}}$; $\beta_{X6I4} - \gamma_{5-X_{4,t-4}}$; $\beta_{war2014} - \delta_{1-War2014_{t-2}}$; $\beta_{war2022} - \delta_{1-War2022_{t-1}}$.

Джерело: Розрахунки авторів на основі даних Державної служби статистики України (n.d.-a,b,c), Пенсійного фонду України. (n.d.), Національного банку України (n.d.-a,b,c) та Міністерства економічного розвитку, торгівлі та сільського господарства України (2019).

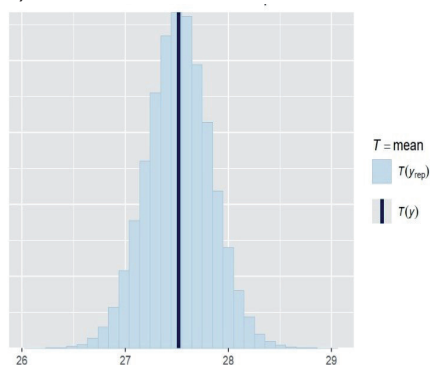
Апостеріорна прогностична перевірка (Posterior Predictive Check, PPC), виконана на основі порівняння тестової статистики $T(y) = \text{mean}$ із розподілом середніх значень $T(Y_{\text{rep}})$, демонструє, що Баєсівська ARDL-модель адекватно відтворює середнє значення спостережених даних (рис. 3а). Результати PPC свідчать про те, що оцінка щільності розподілу спостережених даних добре вкладається в “хмару” щільностей, отриманих на основі 1000 повторюваних симуляцій Y_{rep} , що підтверджує здатність моделі адекватно відтворювати загальну форму розподілу, центральну тенденцію та залишкову варіативність емпіричних даних (рис. 3б). Сукупний аналіз обох графіків дозволяє зробити висновок про високу прогностичну здатність моделі та її релевантність для опису спостережуваних даних.

Середня абсолютна похибка ($\text{MAE} = 1,222$) демонструє незначне відхилення прогнозів Баєсівської ARDL-моделі від фактичних спостережуваних значень. Корінь середнього квадратичного відхилення ($\text{RMSE} = 1,7974$) відображає типовий розмір похибок прогнозу, причому більші відхилення мають непропорційно сильніший вплив на оцінюваний показник. Середня абсолютна відсоткова помилка ($\text{MAPE} = 7,55\%$) демонструє достатньо високу точність прогнозованих значень побудованої моделі. У сукупності ці метрики вказують на прийнятний рівень точності моделі у відтворенні варіації залежної змінної та підтверджують її ефективність для аналізу динаміки частки НК у банківському секторі України.

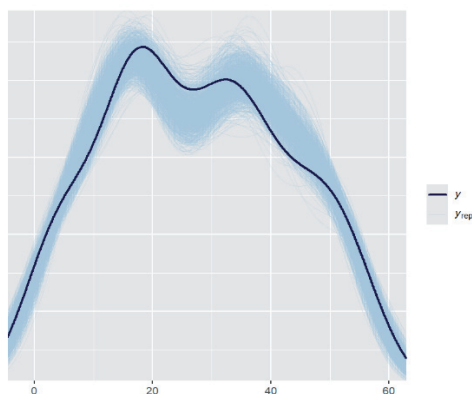
Рисунок 3

Постеріорна перевірка прогностної щільності та порівняння тестової статистики

а)



б)



Джерело: Розрахунки авторів на основі даних Державної служби статистики України (n.d.-a,b,c), Пенсійного фонду України. (n.d.), Національного банку України (n.d.-a,b,c) та Міністерства економічного розвитку, торгівлі та сільського господарства України (2019).

Економічна інтерпретація побудованої Баєсівської ARDL-моделі полягає у наступному. З імовірністю 98,52% можна стверджувати, що динаміка частки НК у банківському секторі України визначається включеними у модель макроекономічними показниками та двома воєнними шоками з відповідними лагами (табл. 1). Медіанне значення R^2 (0,9853), є близьким до середнього значення, підтверджує стабільність оцінок, коректність обраної лагової структури Баєсівської ARDL-специфікації та релевантність усіх включених змінних.

Домінуюча роль інерційності процесу формування НК у банківському секторі України підтверджується значенням постеріорного коефіцієнта при змінній Y_{t-1} , яке наближається до одиниці (табл. 1). Зростання частки НК на 1% у попередньому кварталі призводить до її збільшення в поточному кварталі в середньому на 0,9784%. Кредитний портфель комерційних банків повільно пристосовується до змін у макроекономічному середовищі та воєнних шоків. Швидкість корекції до рівноваги за квартал ($1 - \beta \approx 0,0216$) є низькою, що може пояснюватися тривалими процедурами стягнення, низькою ліквідністю застави, високими судовими ризиками та уповільненим відновленням цілісності банківського сектору після втрати територій. Наявність одного квартального лагу свідчить про те, що динаміка НК є передбачуваною для банківського сектору України, що особливо важливо для його інтеграції до ЄС. Бо як зазначають Aгі et al. (2021), накопичення НК відбувається поступово, тоді як процес їх скорочення є інерційним і тривалим.

Водночас зростання реального ВВП створює умови для скорочення частки НК у короткостроковій перспективі (табл. 1). Зростання реального ВВП на 1% зменшує частку НК у середньому на 0,1103% у наступному кварталі. Відновлення економічного зростання в Україні позитивно впливає на платоспроможність позичальників і знижує ймовірність збільшення частки НК у банківському секторі. Це підкреслює значущість заходів макроекономічної політики, спрямованих на стимулювання економічного зростання, забезпечення стійкості банківського сектору країни та підвищення його здатності адаптуватися до впливу воєнних та інших макроекономічних шоків.

З одного боку, поточне зростання CPI на 1% спричиняє середнє зменшення частки НК на 0,1578% у поточному кварталі. Такий ефект можна пояснити тим, що інфляція на короткому часовому проміжку сприяє стабілізації банківського кредитного портфеля завдяки поведінці комерційних банків, які коригують кредитні ставки у відповідь на зміни цінової динаміки та умови, створені заходами монетарної політики, що опосередковано підтримують ліквідність банків і платоспроможність позичальників. З іншого боку, зростання CPI на 1% чотири квартали тому асоціюється із середнім збільшенням частки НК на 0,3655%. Тобто зниження реальної купівельної спроможності домогосподарств та бізнесу призводить до труднощів у обслуговуванні кредитів приблизно через рік після виникнення інфляційного шоку.

Заходи НБУ щодо підвищення облікової ставки на 1% у середньому призводять до збільшення частки НК на 0,1058% через один рік. Це свідчить про те, що стандартний механізм трансмісії монетарної політики, пов'язаний із підвищенням облікової ставки, підвищує вартість кредитів, і, відповідно, створює додатковий тиск на боргове навантаження позичальників. Даний ефект проявляється із часовою затримкою, що є типовим для кредитного ринку, де поведінка

позичальників демонструє інертність. Заходи монетарної політики, спрямовані на стримування інфляції, опосередковано впливають на боргове навантаження позичальників і поступово збільшують частку НК у банківському секторі України.

Результати Баєсівської ARDL-моделі показали, що зростання середньої квартальної заробітної плати на 1 гривню чотири квартали тому асоціюється зі скороченням частки НК у поточному кварталі приблизно на 0,0002%. Хоча ефект невеликий, він свідчить про відкладений позитивний вплив доходів домогосподарств на здатність обслуговувати кредити. Зростання заробітної плати покращує фінансовий стан населення, що з часом зменшує частку НК у банківському портфелі.

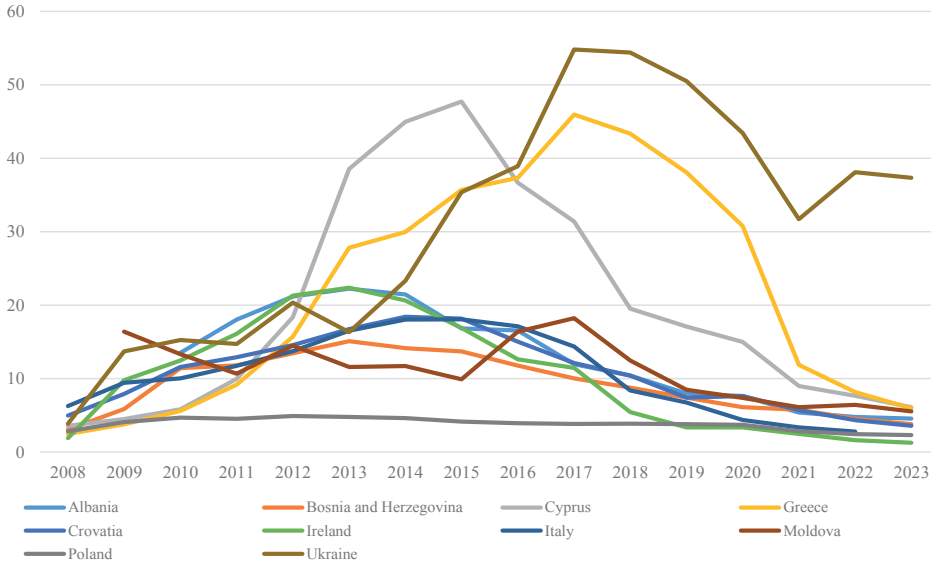
Коефіцієнт при змінній $War2014_{t-2}$ свідчить, що вплив першої воєнної агресії РФ проявився з двоквартальною затримкою, збільшивши в середньому частку НК у банківському секторі України на 2,1861%. Натомість коефіцієнт при змінній $War2022_{t-1}$ показав, що повномасштабне вторгнення спричинило збільшення частки НК в середньому на 2,6575% із затримкою в один квартал. Вплив цього шоку був сильнішим порівняно з 2014 р. через руйнування підприємств та призупинення їхньої роботи, втрату доходів домогосподарствами унаслідок внутрішньої та зовнішньої міграції, а також швидку окупацію територій України. Обидва значення є найбільшими серед усіх коефіцієнтів моделі, що підкреслює критичний вплив воєнних шоків на НК. Перший шок мав пролонгований характер прояву через поступову адаптацію регуляторного середовища, тоді як другий шок продемонстрував стрімку реалізацію системних ризиків, що підтверджує високу інерційність банківського сектору та накопичений ефект екзогенного впливу.

Значення константи (α) є від'ємним (табл. 1), що вказує на систематично нижчий базовий рівень частки НК за умов фіксованих значень лагової залежної змінної та всіх предикторів. Це може відображати й структурні особливості розвитку банківського сектору України під впливом інституційних трансформацій, воєнних шоків, заходів монетарної політики та платоспроможності позичальників. За результатами Баєсівської ARDL-моделі, існує високий рівень латентної фінансової напруги, вбудованої у систему навіть за нейтральних макроекономічних умов.

Порівняльний аналіз динаміки частки НК в Україні та європейських країнах із найвищими значеннями даного показника за методикою Світового банку (рис. 4) свідчить, що Україна демонструвала не лише вищі рівні НК порівняно з аналізованими країнами, а й значно більшу його волатильність. У період 2008–2013 рр. траєкторія частки НК в Україні загалом відповідала тенденції накопичення проблемної заборгованості після глобальної фінансово-економічної кризи 2008–2009 рр., яка також спостерігалася в країнах Центральної та Південно-Східної Європи. Водночас після 2014 р. в Україні відбулося істотне прискорення зростання частки НК, яка залишалася на достатньо високому рівні порівняно з іншими аналізованими європейськими країнами. Натомість в інших країнах після 2014 р. фіксувалася відносно стійка тенденція до зниження частки НК, що було зумовлено заходами із стабілізації банківського сектору та загалом більш стабільним макроекономічним середовищем.

Рисунок 4

Динаміка проблемних кредитів в Україні та окремих європейських країнах, % до загального обсягу валових кредитів



Джерело: World Bank (n.d.).

Водночас динаміка НК у Греції та Кіпрі демонструє специфічні траєкторії розвитку, зумовлені наслідками боргової кризи, структурними дисбалансами банківського сектору та різким погіршенням ліквідності фінансової системи. Однак і в цих країнах, на відміну від України, після 2017–2018 рр. відзначалася стійка тенденція до зниження НК, що можна пояснити реалізацією програм фінансової стабілізації, очищенням балансів банків, сек'юритизацією проблемних активів та підтримкою з боку інституцій ЄС. Зіставлення отриманих результатів з досвідом Греції та Кіпру підтверджує, що виявлена висока інерційність НК та домінування макроекономічних детермінант є характерною рисою банківських систем, що проходять через кризові явища в умовах інтеграції до фінансового простору ЄС (Louzis et al., 2012; Anastasiou et al., 2019; Laeven & Valencia, 2020; Ari et al., 2021; Karadima & Louri, 2021). Водночас позитивний досвід Греції зі скорочення частки НК з приблизно 49% у 2016–2017 рр. до приблизно 6,6% наприкінці 2023 р. через інституційні реформи (впровадження схем сек'юритизації NAPS, реформа банкрутства, посилення прав кредиторів) (Bank of Greece, 2024) та кіпрський досвід реструктуризації кредитних портфелів через спеціалізованих сервісів (Christodoulou-Volos, 2025) формують практичний орієнтир для повоєнного відновлення України, де аналогічна інституційна архітектура наразі перебуває у стадії розбудови. Порівняльний аналіз засвідчив, що НК в Україні перебували під впливом не лише економічних шоків, а й посилених воєнних ризиків, що зумовлює повільніші темпи відновлення банківського сектору та його адаптації до стандартів ЄС в умовах макроекономічної та безпекової нестабільності.

Хоча в країнах ЄС формально не встановлено граничного рівня НК для банківського сектору в цілому, наглядова практика, сформована Європейським банківським органом, передбачає, що рівень НК понад 5% може свідчити про виникнення секторних вразливостей і необхідність посиленого моніторингу та раннього реагування (European Banking Authority, 2018). У науковій літературі вищі рівні НК, особливо ті, що досягають двозначних значень, зазвичай асоціюються із системною банківською нестабільністю та епізодами фінансових криз (Laeven & Valencia, 2020; Ari et al., 2021). Відповідно, станом на 2023 р. частка НК в усіх аналізованих європейських країнах, на відміну від України, знизилася до рівня нижче 10%, коливаючись від 1,2% в Ірландії до 6,1% на Кіпрі (рис. 4). Така динаміка відображає подальше відновлення та стабілізацію банківських секторів у цих європейських країнах. З огляду на інтеграцію банківського сектору України до ЄС, тенденція до поступового скорочення частки НП після 2022 р. є ознакою підвищення стійкості та ефективності заходів НБУ щодо мінімізації негативних наслідків повномасштабного вторгнення. Водночас Баєсівська ARDL-модель вказує на доцільність реалізації заходів політики, спрямованих на підвищення платоспроможності позичальників, забезпечення економічного зростання та підтримання низькоінфляційного середовища для повоєнного економічного відновлення.

Висновки

Отже, комплексно оцінено вплив макроекономічного середовища на якість кредитних портфелів банківського сектору України в умовах екстремальних воєнних шоків та системної євроінтеграційної трансформації. Результати баєсівського ARDL-моделювання підтвердили гіпотезу про високу інерційність частки НК, що зумовлено як складністю інституційного середовища, так і специфікою процедур очищення банківських балансів у періоди високої невизначеності. Використання баєсівської методології дало змогу отримати більш точні ймовірнісні оцінки параметрів у ситуації, коли значні коливання даних 2014 та 2022 рр. обмежують ефективність класичних економетричних методів. У процесі аналізу було кількісно розмежовано ефекти двох хвиль воєнних викликів, що дозволило довести поступовий характер прояву першого шоку та стрімку реалізацію системних ризиків під час другого, вказуючи на трансформацію механізмів адаптації банківського сектору. Крім того, встановлено характер затримки реакції кредитного ризику на зміни реального ВВП та інфляційні процеси.

Теоретична цінність отриманих результатів полягає у поглибленні концептуальних засад стійкості банківського сектору в умовах воєнного стану. Дослідження доповнює теорію фінансової стабільності положеннями про те, що гармонізація з регуляторними стандартами ЄС виступає не лише як інституційна вимога, а й як стратегічний регуляторний якір, що дозволяє утримувати параметри системи у межах передбачуваності навіть під час екстремальних екзогенних ударів. Запропонована модель ілюструє, як інтеграція європейських наглядових практик трансформує реакцію банків на кризи, підвищуючи їхню загальну резильєнтність.

Практичні рекомендації дослідження полягають у необхідності узгодження макроекономічної стабілізаційної політики з проактивним банківським наглядом як елементами єдиної макрофінансової стратегії. Підтримка сталого

економічного зростання та забезпечення цінової стабільності формують базові умови стримування накопичення НК у середньостроковій перспективі. Водночас виявлена інерційність динаміки НК обґрунтовує потребу у формуванні системи превентивних пруденційних резервів та послідовному вдосконаленні регуляторної архітектури відповідно до стандартів ЄС.

У короткостроковій перспективі результати дослідження акцентують на ролі кризоорієнтованих заходів, спрямованих на запобігання різкому погіршенню якості активів під час макрофінансових шоків. Йдеться передусім про підтримання ліквідності банківського сектору, гнучке використання тимчасових регуляторних пом'якшень та адресні наглядові інструменти. Виявлені лагові ефекти інфляції та облікової ставки свідчать, що монетарне посилення може тимчасово підвищувати кредитний ризик, що потребує компенсуючих наглядових заходів.

У довгостроковому вимірі результати мають значення для повоєнного відновлення та інституційної інтеграції України до фінансового простору ЄС. Висока інерційність НК вказує на необхідність структурних реформ, зокрема розвитку ринку проблемних активів, посилення інститутів неплатоспроможності та формування сталої системи регуляторної конвергенції, що знижує системний кредитний ризик у поствоєнний період.

До обмежень дослідження слід віднести використання агрегованих даних банківського сектору, що не дозволяє врахувати гетерогенність окремих банків та кредитних сегментів. Застосування бінарних змінних для ідентифікації воєнних шоків не повною мірою відображає просторову та часову ескалацію бойових дій. Подальші дослідження можуть бути спрямовані на розширення моделі шляхом врахування валютних ризиків, секторальної структури кредитування та застосування нелінійних або режимно-змінних підходів.

Список використаної літератури

- Верховна Рада України. (2020). Закон України “Про внесення змін до деяких законодавчих актів України щодо удосконалення механізмів регулювання банківської діяльності” (№ 590-IX). *Відомості Верховної Ради*, 2020(40). <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/en/590-20?lang=uk#Text>
- Державна служба статистики України. (n.d.-a). *Соціально-економічне становище України (2006-2016)* [Дата сет]. Отримано 22 травня, 2026, з https://www.ukrstat.gov.ua/druk/soc_ek/2016/arh_2016_u.htm
- Державна служба статистики України. (n.d.-b). *Квартальні національні рахунки* [Дата сет]. Отримано 22 травня, 2026, з <https://stat.gov.ua/uk/datasets/kvartalni-natsionalni-rakhunky>
- Державна служба статистики України. (n.d.-c). *Основні показники. Індекс споживчих цін* [Дата сет]. Отримано 22 травня, 2026, з <https://stat.gov.ua/uk/publications/osnovni-pokaznyky#cinu>
- Міністерство розвитку економіки, торгівлі та сільського господарства України. (2019). *Огляд ВВП у IV кварталі 2019 року*. <https://me.gov.ua/file/6ac5a1ae-321d-40c4-b4f7-b6090231ffbe>

- Національний Банк України. (2010). *Річний звіт Національного банку України за 2009 рік*. <https://bank.gov.ua/ua/news/all/richniy-zvit-natsionalnogo-banku-ukrayini-za-2009-rik>
- Національний Банк України. (2017, 11 серпня). *Національний банк звітує про два роки реформ: від вирішення проблем минулого до розвитку фінансових ринків майбутнього*. <https://bank.gov.ua/ua/news/all/nbu-zvitue-pro-dva-roky-reform>
- Національний банк України. (2018, 30 березня). NBU revises calculation of some economic ratios due to introduction of IFRS [НБУ переглянув розрахунок деяких економічних нормативів у зв'язку із запровадженням МСФЗ; англ. мовою]. <https://bank.gov.ua/en/archive-news/all/67153474-nbu-revises-calculation-of-some-economic-ratios-due-to-introduction-of-ifrs>
- Національний Банк України. (2020). *Річний звіт Національного банку України за 2019 рік*. <https://bank.gov.ua/ua/news/all/richniy-zvit-natsionalnogo-banku-ukrayini-za-2019-rik>
- Національний Банк України. (2023a). *Річний звіт Національного банку України за 2022 рік*. <https://bank.gov.ua/ua/news/all/richniy-zvit-natsionalnogo-banku-ukrayini-za-2022-rik>
- Національний Банк України. (2023b). *Звіт про фінансову стабільність, грудень 2023 року*. <https://bank.gov.ua/ua/news/all/zvit-pro-finansovu-stabilnist-gruden-2023-roku>
- Національний Банк України. (2024). *Національний банк та Міжнародна фінансова корпорація поглиблюють співпрацю для зміцнення фінансового сектору та розвитку кредитування в Україні*. <https://bank.gov.ua/ua/news/all/natsionalniy-bank-ta-mijnarodna-finansova-korporatsiya-pogliblyuyut-spivpratsyu-dlya-zmitsnennya-finansovogo-sektoru-ta-rozvitku-kredituvannya-v-ukrayini>
- Національний Банк України. (2025). *Річний звіт Національного банку України за 2024 рік*. <https://bank.gov.ua/ua/news/all/richniy-zvit-natsionalnogo-banku-ukrayini-za-2024-rik>
- Національний Банк України. (n.d.-a). *Рівень непрацюючих кредитів (NPL)* [Дата сет]. Отримано 22 травня, 2026, з <https://bank.gov.ua/ua/stability/npl>
- Національний Банк України. (n.d.-b). *Облікова ставка Національного банку* [Дата сет]. Отримано 22 травня, 2026, з <https://bank.gov.ua/ua/monetary/archive-rish>
- Національний Банк України. (n.d.-c). *Статистика фінансового сектору* [Дата сет]. Отримано 22 травня, 2026, з <https://bank.gov.ua/ua/statistic/sector-financial>
- Пенсійний фонд України. (n.d.). *Дані про розмір середньої заробітної плати для обчислення пенсії* [Дата сет]. Інформаційна сторінка вебпорталу. Отримано 22 травня, 2026, з <https://www.pfu.gov.ua/statystyka/pokazniki-serednoyi-zarobitnoyi-plat>
- Ahiase, G., Andriana, D., Agbemava, E., & Adonai, B. (2024). Macroeconomic cyclical indicators and bank non-performing loans: Does country governance

- matter in African countries? *International Journal of Social Economics*, 51(1), 62–80. <https://doi.org/10.1108/IJSE-11-2022-0729>
- Anastasiou, D., Louri, H., & Tsionas, M. (2019). Nonperforming loans in the euro area: Are core–periphery banking markets fragmented? *International Journal of Finance & Economics*, 24(1), 97–112. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1651>
- Anita, S. S., Tasnova, N., & Nawar, N. (2022). Are non-performing loans sensitive to macroeconomic determinants? An empirical evidence from banking sector of SAARC countries. *Future Business Journal*, 8, Article 7. <https://doi.org/10.1186/s43093-022-00117-9>
- Apergis, N. (2022). Convergence in non-performing loans across EU banks: The role of COVID-19. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), Article 2024952. <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.2024952>
- Ari, A., Chen, S., & Ratnovski, L. (2021). The dynamics of non-performing loans during banking crises: A new database with post-COVID-19 implications. *Journal of Banking & Finance*, 133, Article 106140. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2021.106140>
- Baiashvili, T., & Frewer, G. (2016). *Ukraine: Neighbourhood SME financing* [Report]. European Investment Bank. <https://www.eib.org/en/publications/econ-neighbourhood-sme-financing-ukraine>
- Bakır, M. R., Çetin, M. A., & Bakırtaş, İ. (2025). Revisiting the macroeconomic determinants of non-performing loans with a deep learning technique with causal inference: Evidence from Türkiye. *Borsa Istanbul Review*, 25(3), 541–551. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2025.02.006>
- Bank of Greece. (2024, April 25). *Financial Stability Review: April 2024* (Press Release). <https://www.bankofgreece.gr/en/news-and-media/press-office/news-list/news?announcement=3f017a78-d1a0-4dd6-b67b-2422e69a94cb>
- Bazhenova, Y. (2023). *Effects of banking sector cleanup on lending conditions: Evidence from Ukraine* (Working Paper No. HEIDWP06-2023). Graduate Institute of International and Development Studies, International Economics Department, The Graduate Institute Geneva. https://repec.graduateinstitute.ch/pdfs/Working_papers/HEIDWP06-2023.pdf
- Bykova, A., & Pindyuk, O. (2019). *Non-performing loans in Central and Southeast Europe* (Policy Notes and Reports No. 32). The Vienna Institute for International Economic Studies. <https://wiiw.ac.at/non-performingloans-in-central-and-southeast-europe-dlp-4962.pdf>
- Chan, J. C. C. (2019). *Large Bayesian vector autoregressions* (CAMA Working Paper No. 19/2019). SSRN Electronic Journal. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3334717>
- Christodoulou-Volos, C. (2025). Determinants of non-performing loans in Cyprus: An empirical analysis of macroeconomic and borrower-specific factors. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 15(1), 190–201. <https://doi.org/10.32479/ijefi.17398>
- Dempsey, D., & Wyse, J. (2026). Bayesian variable selection in distributed lag models: a focus on binary quantile and count data regressions. *Communications in Statistics – Simulation and Computation*, 55(6), 2023–2039. <https://doi.org/10.1080/03610918.2025.2458578>

- Directorate-General for Neighbourhood and Enlargement Negotiations. (2023). *Ukraine 2023 Report* (SWD(2023) 699 final). European Commission. https://neighbourhood-enlargement.ec.europa.eu/ukraine-report-2023_en
- European Banking Authority. (2018). *Final report: Guidelines on management of non-performing and forborne exposures* (EBA/GL/2018/06). <https://www.eba.europa.eu/sites/default/files/documents/10180/2425705/371ff4ba-d7db-4fa9-a3c7-231cb9c2a26a/Final%20Guidelines%20on%20management%20of%20non-performing%20and%20forborne%20exposures.pdf>
- European Parliament & Council of the European Union. (2019). Directive (EU) 2019/1023 of the European Parliament and of the Council of 20 June 2019 on preventive restructuring frameworks, on discharge of debt and disqualifications, and on measures to increase the efficiency of procedures concerning restructuring, insolvency and discharge of debt, and amending Directive (EU) 2017/1132 (Directive on restructuring and insolvency). *Official Journal of the European Union*, L172, 18–55. <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX:32019L1023>
- European Union. (2025). Association Agreement between the European Union and the European Atomic Energy Community and their Member States, of the one part, and Ukraine, of the other part. *Official Journal of the European Union*, L161. https://data.europa.eu/eli/agree_internation/2014/295/2025-10-29
- International Monetary Fund. (2023). *Ukraine: 2023 Article IV Consultation, Second Review under the Extended Arrangement under the Extended Fund Facility, and requests for modification of performance criteria and a waiver of nonobservance of performance criterion – Press Release; Staff Report; and Statement by the Executive Director for Ukraine*. IMF Staff Country Report, 2023(399). <https://doi.org/10.5089/9798400261398.002>
- Karadima, M., & Louri, H. (2021). *Determinants of non-performing loans in Greece: The intricate role of fiscal expansion* (GreeSE Paper No. 160). London School of Economics and Political Science. <https://researchonline.lse.ac.uk/id/eprint/110741/>
- Kravchuk, I. (2024). Business models of Ukrainian banks: The impact of the Revolution of Dignity, the COVID-19 pandemic, and Russia's military aggression. *Comparative Economic Research. Central and Eastern Europe*, 27(1), 129–149. <https://doi.org/10.18778/1508-2008.27.07>
- Kripfganz, S., & Schneider, D. C. (2023). ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 23(4), 983–1019. <https://doi.org/10.1177/1536867X231212434>
- Laeven, L., & Valencia, F. (2020). Systemic banking crises database II. *IMF Economic Review*, 68(2), 307–361. <https://doi.org/10.1057/s41308-020-00107-3>
- Louzis, D. P., Vouldis, A. T., & Metaxas, V. L. (2012). Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. *Journal of Banking & Finance*, 36(4), 1012–1027. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.10.012>

- Natsiopoulou, K., & Tzeremes, N. G. (2024). ARDL: An R package for ARDL models and cointegration. *Computational Economics*, 64, 1757–1773. <https://doi.org/10.1007/s10614-023-10487-z>
- Plikas, J. H., Kenourgios, D., & Savvakis, G. A. (2024). COVID-19 and non-performing loans in Europe. *Journal of Risk and Financial Management*, 17(7), Article 271. <https://doi.org/10.3390/jrfm17070271>
- Ramskyi, A., Loiko, V., Sobolieva-Tereshchenko, O., Loiko, D., & Zharnikova, V. (2017). Integration of Ukraine into the European banking system: Cleaning, rebooting and Basel III. *Banks and Bank Systems*, 12(4), 163–174. [https://doi.org/10.21511/bbs.12\(4-1\).2017.05](https://doi.org/10.21511/bbs.12(4-1).2017.05)
- Salas, M., Lamothe, P., Delgado, E., Fernández-Miguélez, A. L., & Valcarce, L. (2024). Determinants of nonperforming loans: A global data analysis. *Computational Economics*, 64(5), 2695–2716. <https://doi.org/10.1007/s10614-023-10543-8>
- Vyshnevskiy, I., & Sohn, W. (2023, December). Nonperforming loans and related lending: Evidence from Ukraine. *Emerging Markets Review*, 57, Article 101069. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2023.101069>
- Wilson, A., Chiu, Y. H. M., Hsu, H. H. L., Wright, R. O., Wright, R. J., & Coull, B. A. (2017). Bayesian distributed lag interaction models to identify perinatal windows of vulnerability in children's health. *Biostatistics*, 18(3), 537–552. <https://doi.org/10.1093/biostatistics/kxx002>
- World Bank. (n.d.). *Bank nonperforming loans to total gross loans (%) [Data set]*. Retrieved May 22, 2026, from <https://data.worldbank.org/indicator/FB.AST.NPER.ZS>
- Zawadzki, A. (2023). Macroeconomic determinants of credit risk on the example of non-performing loans. *Central European Economic Journal*, 10(57), 275–286. <https://doi.org/10.2478/ceej-2023-0016>

Отримано: 5 січня 2026 р.

Рецензовано: 15 липня 2026 р.

Рекомендовано до друку: 28 серпня 2026 р.