УДК: 368:330.43:330.101.541 **DOI: https://doi.org/10.32680/2409-9260-2026-5-342-39-52**

ОЦІНЮВАННЯ ЦИКЛІЧНОСТІ СТРАХОВОГО РИНКУ УКРАЇНИ: РЕГРЕСІЙНИЙ ТА VAR-АНАЛІЗ

Жердецька Л. В., доктор економічних наук, професор, завідувачка кафедри банківської справи, Одеський національний економічний університет, м. Одеса, Україна
e-mail: lzherdetska@gmail.com
ORCID: 0000-0001-5398-868X

Гаврилюк Ю. В., здобувач другого (магістерського) рівня вищої освіти, спеціальність D2 «Фінанси, банківська справа, страхування та фондовий ринок», кафедра банківської справи, Одеський національний економічний університет, м. Одеса, Україна
e-mail: ugavriluk90@gmail.com
ORCID: 0009-0004-6112-0118

Анотація. *Мета дослідження: емпірично ідентифікувати макрофінансову циклічність страхового ринку України та кількісно оцінити, через які канали (реальний бізнес-цикл, інфляційно-монетарний режим, валютний стрес і кредитна активність нефінансового сектору) формується динаміка страхових премій у 2020Q2–2025Q4. Методологія дослідження: побудовано квартальний системний датасет та використано комплексний економетричний підхід – описову статистику й кореляційний аналіз; тести стаціонарності ADF/KPSS; регресійні специфікації з корекцією стандартних похибок Newey-West (HAC) для перевірки стійкості оцінок за альтернативних наборів регресорів (core-макро, кредитний канал, термінова структура ставок, режимні даммі війни/COVID); VAR-моделювання з вибором лагу, тестами причинності Гренджера, імпульсними реакціями та декомпозицією дисперсії прогнозної помилки (FEVD); індикативний аналіз структурних зламів; додатково – оцінювання sGARCH(1,1) для умовної волатильності приросту реальних премій. Результати дослідження: зростання реальних премій g_t^prem=Δ ln⁡(Prem_t^real) характеризується високою мінливістю та правосторонньою асиметрією, що відображає наявність режимних зсувів у кризові періоди. У HAC-регресіях інфляція пов'язана зі зниженням темпів зростання премій, тоді як ставка НБУ та режимні індикатори (війна/COVID) статистично й економічно значущі в розширеній специфікації, а валютна волатильність є каналом пригнічення зростання в умовах фінансового стресу. VAR-аналіз не виявляє стійкої короткострокової причинності за Гренджером, однак FEVD показує, що на горизонті 12 кварталів переважає власна інерція премій (домінуюча частка дисперсії), тоді як внески кредитного та монетарного шоків залишаються другорядними; GARCH-оцінки свідчать про високу персистентність умовної дисперсії. Практична значимість дослідження: результати формують емпіричну основу для макропруденційного нагляду та управління ризиками у страховому секторі, підкреслюючи необхідність врахування інфляційно-валютного стресу й режимних переходів при оцінюванні преміальної бази, розробці тарифної політики та сценарного стрес-тестування.*

Ключові слова: *страхові премії; макрофінансова циклічність; інфляція; облікова ставка; валютний стрес; кредитування нефінансових підприємств; векторна авторегресія (VAR); функція імпульсного відгуку (IRF); декомпозиція дисперсії похибки прогнозу (FEVD); структурні злами; узагальнена авторегресійна умовна гетероскедастичність (GARCH); Україна.*

ASSESSMENT OF THE CYCLICALITY OF THE UKRAINIAN INSURANCE MARKET: REGRESSION AND VAR ANALYSIS

Liliia Zherdetska, Doctor of Economics, Professor, Head of the Department of Banking, Odesa National Economic University, Odesa, Ukraine
e-mail: lzherdetska@gmail.com
ORCID: 0000-0001-5398-868X

Yurii Havryliuk, Master's degree student in the field of study D2 "Finance, Banking, Insurance and Capital Markets," Department of Banking, Odesa National Economic University, Odesa, Ukraine
e-mail: ugavriluk90@gmail.com
ORCID: 0009-0004-6112-0118

Abstract. *Purpose: to provide an empirical assessment of macro-financial cyclicality in Ukraine's insurance market and to quantify the channels through which real economic activity, inflation–monetary regime, foreign-exchange stress, and non-financial credit dynamics shape insurance premium growth in 2020Q2–2025Q4. Methodology: a quarterly system-level dataset is constructed and analysed using an integrated econometric framework: descriptive statistics and correlation structure; stationarity checks via ADF/KPSS; multiple regression specifications with Newey–West (HAC) standard errors to test robustness across alternative sets of regressors (core macro factors, credit channel, term-structure spread, and regime dummies for war/COVID); VAR modelling with lag selection criteria, Granger-causality tests, impulse response functions (IRF), and forecast error variance decomposition (FEVD); an indicative structural-break assessment; additionally, an sGARCH(1,1) model is estimated to characterise conditional volatility in quarterly real-premium growth. Results: quarterly real-premium growth g_t^prem=Δl n (Prem_t^real) exhibits*

substantial volatility and positive skewness, consistent with pronounced regime shifts during COVID and wartime adjustments. HAC regressions indicate that inflation is associated with lower premium growth, while the policy rate and regime indicators (war/COVID) become economically and statistically relevant in the extended specification; FX-volatility acts as a stress channel dampening growth under heightened uncertainty. VAR evidence does not confirm stable short-run Granger causality; nevertheless, FEVD suggests that premium dynamics are largely driven by their own persistence at a 12-quarter horizon, with secondary contributions from credit and monetary shocks. GARCH estimates point to strong volatility persistence in the conditional variance of premium growth. Practical implications: the findings support macroprudential surveillance and insurer risk management by highlighting the importance of inflation–FX stress and regime transitions for premium base dynamics, pricing, and scenario-based stress testing. Future improvements in causal identification require transforming the credit indicator into a genuine q/q measure using a level series of non-financial credit and/or extending the sample (or increasing data frequency) to enhance the power of VAR and structural tests.

Keywords: *insurance premiums; macro-financial cyclicality; inflation; policy rate; FX stress; non-financial credit; HAC (Newey–West); Vector Autoregression (VAR); Impulse Response Function (IRF); Forecast Error Variance Decomposition (FEVD); structural breaks; Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH); Ukraine.*

JEL Classification: G220; C320; E320; C220

Постановка проблеми. Страховий сектор є важливим елементом фінансової системи, що акумулює довгострокові фінансові ресурси та виконує функцію перерозподілу ризиків в економіці. В умовах макрофінансової нестабільності, зумовленої пандемією COVID-19, повномасштабною війною та жорсткою монетарною політикою, страхування зазнає значних циклічних коливань, які проявляються у динаміці страхових премій, збитковості та чутливості до макрофінансових шоків. Для України проблема посилюється структурною вразливістю фінансової системи, великою роллю державних боргових інструментів, валютними шоками та кредитними обмеженнями. Водночас кількість емпіричних досліджень в умовах воєнного стану, що комплексно інтегрують макроекономічні, монетарні та фінансові канали впливу на страхування на агрегованому рівні, залишається недостатньою.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. У міжнародній науковій літературі макрофінансова циклічність страхового сектору розглядається у тісному зв'язку з фазами ділового циклу, кредитними умовами та фінансовою нестабільністю. Класичні дослідження Swiss Re Institute та OECD показують, що обсяги страхових премій, особливо у сегменті non-life страхування, мають виражений проциклічний характер відносно реального ВВП, тоді як показники збитковості та волатильності різко зростають у періоди економічних спадів та фінансових криз [1, 2].

Емпіричні праці таких авторів, як Дж. Ф. Аутервіль (J. F. Outreville, 2013), М. Арена (M. Arena, 2008), П. Хайсс та К. Сюмегі (P. Haiss, K. Sümegi, 2008) підтверджують наявність двостороннього зв'язку між розвитком страхового сектору та економічним зростанням і те, що водночас чутливість страхових премій до макроекономічних шоків суттєво посилюється в умовах фінансових обмежень і зростання невизначеності [2-5]. У дослідженнях Дж. Каммінса та М. А. Вайс (J. D. Cummins, M. A. Weiss, 2014) показано, що процентні ставки та дохідність боргових інструментів відіграють ключову роль у формуванні інвестиційних доходів страховиків, що безпосередньо впливає на їхню схильність до розширення страхового портфеля [6].

Окремий напрям досліджень присвячено ролі кредитного каналу та фінансових фрикцій. Так, у працях К. Боріо (C. Borio, 2014), Т. Адріана та Г. С. Шина (T. Adrian, H. S. Shin, 2010) доведено, що скорочення кредитування нефінансового сектору та посилення монетарної політики мають непрямий, але стійкий негативний вплив на попит на страхові послуги [7-8]. У цьому контексті страхування розглядається як частина ширшого фінансового циклу, що реагує на зміну вартості фінансування, валютні шоки та динаміку активів.

Важливе місце у сучасній літературі займають динамічні підходи до аналізу страхового сектору. Зокрема, VAR-моделі та аналіз імпульсних реакцій широко застосовуються для дослідження взаємозв'язків між страховими показниками та макрофінансовими змінними М. Балсіларом та ін. (M. Balcilar et al., 2020) [9]. Ці дослідження демонструють, що ефекти монетарних і фінансових шоків на страхові премії є відкладеними у часі та залежать від фаз економічного циклу.

В українській науковій літературі дослідження страхового сектору переважно зосереджені на питаннях фінансової стійкості страховиків, платоспроможності, регуляторних змін та гармонізації з європейськими стандартами. Значна увага приділяється аналізу окремих фінансових коефіцієнтів, структурі страхового ринку та впливу воєнних ризиків.

Водночас системні емпіричні дослідження, які поєднують регресійний аналіз з робастними оцінками, VAR-моделі, аналіз причинності Гренджера та імпульсні реакції для страхового сектору України на агрегованому рівні, практично відсутні. Недостатньо дослідженими залишаються динамічні ефекти кредитної активності нефінансового сектору, монетарної політики та валютної волатильності на зростання страхових премій у кризові та воєнні періоди, що обумовлює актуальність і наукову новизну цього дослідження.

Відокремлення невирішених раніше частин загальної проблеми. Незважаючи на наявність окремих досліджень, залишаються недостатньо проаналізованими такі аспекти: (1) взаємозв'язок між зростанням страхових премій та кредитною активністю нефінансового сектору; (2) роль монетарної політики та валютної волатильності у формуванні циклічної динаміки страхування; (3) асиметрія впливу макрофінансових шоків у кризові та воєнні періоди; (4) динамічні ефекти макрофінансових змінних, які не можуть бути виявлені статичними моделями.

Метою дослідження є емпіричний аналіз макрофінансової циклічності страхового сектору України на основі квартальних агрегованих даних за 2020–2025 рр. через поєднання регресійних моделей з робастними стандартними помилками, VAR-аналізу, тестів причинності Гренджера та імпульсних реакцій.

Основний матеріал. Спочатку нам необхідно проаналізувати емпіричну характеристику макрофінансової циклічності страхового сектору України на квартальних даних за 2020Q2 – 2025Q4 та сформувати статистичну основу для подальших ідентифікаційних кроків (регресій з HAC-похибками, VAR-аналізу, тестів причинності Гренджера та імпульсних реакцій). Базовою змінною результату обрано темп зростання реальних страхових премій у квартальному вимірі, визначений як логарифмічна різниця:

$$g_t^{prem} = \Delta ln\,(Prem_t^{real}) = ln\,(Prem_t^{real}) - ln\,Prem_{(t-1)}^{real}, \quad (1)$$

де $Prem_t^{real} = \frac{Prem_t^{nom}}{CPI_t} \cdot 100$ дефльованою величиною премій. Така трансформація усуває масштабність і частково пом'якшує гетероскедастичність, дозволяє інтерпретувати g_t^{prem} як апроксимацію темпу приросту, та забезпечує порівнянність динаміки з іншими макрофінансовими темпами (реальний ВВП, кредитування), що є принципово важливим для постановки VAR-рівнянь та аналізу імпульсних ефектів.

За 2020Q2 – 2025Q4 ключова залежна змінна – квартальний приріст логарифмів реальних премій $g_t^{prem} = \Delta ln\,(Prem_t^{real})$ – характеризується високою мінливістю (sd ≈ 0.815) та додатною асиметрією (skew ≈ 0.77), що вказує на домінування епізодів різких «стрибків» зростання за наявності окремих, але суттєвих просідань. Візуально це підтверджується часовим рядом, зображеним на рис. 1. де спостерігаються як глибокі негативні реалізації (мін ≈ −0.789), так і екстремальні піки (макс ≈ 2.741).

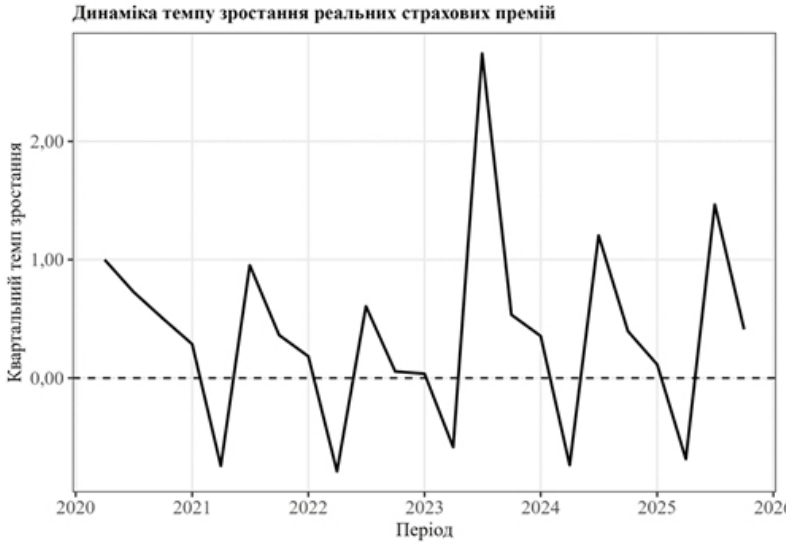


Рис. 1. Квартальне зростання логарифмів реальних премій (01.04.2020–01.10.2025)

Джерело: складено авторами за матеріалами [10]

Така конфігурація розподілу є типовою для ринку, який послідовно пережив два великі режимні зсуви: спочатку пандемічний шок (переривання ділової активності та зміна структури попиту на страхування), а згодом – воєнний шок із різкою переоцінкою ризиків, зміною логістики та трансформацією попиту/пропозиції страхових продуктів. На рис 2. простежується таке: показник збитковості loss_ratio у середньому є значно стабільнішим (mean≈0.359; sd≈0.028), проте має виражений верхній «хвіст» (макс≈0.426), що узгоджується з періодами стресу, коли страхові виплати зростають швидше, ніж премії, або коли лаги коригування тарифів не встигають за зміною ризикового середовища. Макрофінансовий фон вибірки характеризується істотною нестабільністю: інфляція (середній індекс ≈ 1.47; макс ≈ 3.42) та облікова ставка НБУ (mean ≈ 14.0%; макс = 25%) формують режим «дорогих грошей» і високої номінальної невизначеності, тоді як курс UAH/USD досягає рівня ~41–42 (mean ≈ 33.8), що створює додаткові канали перерозподілу ризиків і вартості врегулювання збитків у валюто-чутливих сегментах. Водночас важливою для інтерпретації є якість проксі-індикатора валютної невизначеності: fx_vol містить нульові значення протягом тривалих відрізків (мін = 0; медіана ≈ 0.258), що означає, що змінна фактично відображає не «безперервно виміряну» ринкову волатильність у кожному кварталі, а проксі з можливим округленням, обмеженою частотою оновлення або конструктивними пропусками. Це накладає обмеження на причинно-інтерпретаційні висновки щодо fx_vol і має бути прямо зафіксовано в обмеженнях дослідження та при аналізі чутливості специфікацій.

Показник	Премії	ВВП	Інфляція	FX-vol	Ставка НБУ	Кредити	Спред	Війна
Премії	1,000	0,330	-0,281	-0,105	0,131	-0,110	-0,161	-0,040
ВВП	0,330	1,000	-0,686***	-0,328	-0,226	-0,040	-0,037	-0,164
Інфляція	-0,281	-0,686***	1,000	0,221	0,606***	-0,052	-0,216	0,330
FX-vol	-0,105	-0,328	0,221	1,000	0,147	0,118	0,027	0,004
Ставка НБУ	0,131	-0,226	0,606***	0,147	1,000	-0,152	-0,814***	0,749***
Кредити	-0,110	-0,040	-0,052	0,118	-0,152	1,000	-0,153	0,334
Спред	-0,161	-0,037	-0,216	0,027	-0,814***	-0,153	1,000	-0,864***
Війна	-0,040	-0,164	0,330	0,004	0,749***	0,334	-0,864***	1,000

Рис. 2. Кореляційна матриця ключових показників аналізу (01.04.2020–01.10.2025)

Джерело: складено авторами на основі [10-15]

Кореляційна структура даних, що зображена на рис. 2, дає змогу сформувати первинне уявлення про те, через які макрофінансові канали формується динаміка страхового ринку України у 2020Q2 – 2025Q4. Передусім зростання реальних страхових премій має помірний додатний зв'язок із квартальним зростанням реального ВВП. Коефіцієнт кореляції становить близько 0,33, що узгоджується з гіпотезою про проциклічність страхового ринку. У фазах пожвавлення економічної активності зростають доходи домогосподарств, обороти підприємств, обсяг комерційних операцій, інвестиційна активність і попит на страхування майна, транспорту, відповідальності та підприємницьких ризиків. Отже, преміальна база залежить не лише від тарифної політики страховиків, а й від загального масштабу економічної активності. Водночас кореляція на рівні 0,33 не є високою. Це означає, що страховий ринок України в аналізованому періоді не рухався як звичайний компонент класичного бізнес-циклу. Його динаміка була суттєво змінена пандемічним шоком, воєнним режимом, зміною структури попиту, тарифною адаптацією та переоцінкою ризиків. Це підтверджується високою мінливістю приросту реальних премій. Стандартне відхилення становить приблизно 0,815, мінімальне значення дорівнює близько - 0,789, а максимальне сягає близько 2,741. Такий розмах свідчить, що премії змінювалися не плавно, а через окремі різкі стрибки та провали.

Другий важливий результат стосується інфляційного каналу. Кореляція між зростанням реальних премій та інфляцією становить близько - 0,28. Це вказує на те, що інфляція діє як фактор тиску на реальний страховий попит.

У періоди прискорення цін домогосподарства і бізнес перерозподіляють витрати на базове споживання, операційну ліквідність, закупівлі, оборотний капітал і критичні платежі. За таких умов частина страхових продуктів, особливо добровільних, може втрачати пріоритет у структурі витрат. Для страховиків інфляція створює подвійний ефект. Вона підвищує потребу в перегляді тарифів, оскільки зростає вартість ремонту, медичних послуг, імпортних комплектуючих, логістики та перестрахування. Водночас підвищення тарифів може обмежувати платоспроможний попит. Тому від'ємна кореляція −0,28 має не лише статистичний, а й прикладний зміст. Вона показує, що інфляційне середовище одночасно погіршує умови попиту та посилює витратний тиск на страховиків.

Важливо також, що облікова ставка суттєво пов'язана з воєнним режимом. Кореляція між *policy_rate* та *war_dummy* становить близько 0,75. Це означає, що підвищення ставки у вибірці значною мірою збігається з періодом війни, коли одночасно змінилися валютний режим, інфляційні очікування, ризик-премії, кредитна активність і структура страхового попиту. Тому коефіцієнт при обліковій ставці у регресійній моделі не слід трактувати як чистий ефект монетарної політики. Він може частково відображати ширший кризовий режим. Подібна проблема характерна і для валютного каналу. Курс гривні до долара має сильний зв'язок із індикаторною змінною воєнного стану, кореляція становить приблизно 0,83. Це свідчить, що девальваційний тиск у вибірці значною мірою збігається з воєнним періодом. Крім того, курс має різко від'ємний зв'язок зі спредом кривої дохідності, приблизно - 0,84. Такий результат означає, що валютна нестабільність супроводжувалася суттєвою перебудовою фінансових очікувань і структури дохідності державних цінних паперів. Сукупність цих значень, 0,92 між ставкою та дохідністю однорічних ОВДП, 0,75 між ставкою та воєнним режимом, 0,83 між курсом і воєнним режимом, - 0,84 між курсом і спредом, свідчить про режимну змішаність факторів. У 2020 – 2025 рр. монетарний, валютний, борговий і воєнний канали діяли не ізольовано, а як частини єдиного кризового макрофінансового середовища. Саме тому надмірно розширені регресійні моделі можуть не відокремлювати окремі канали впливу, а лише перерозподіляти між коефіцієнтами спільний режимний ефект.

Окреме прикладне значення має показник *loss_ratio*. Його зв'язок із темпом зростання реальних премій є слабким і від'ємним, приблизно − 0,10. Це означає, що між зростанням преміальної бази та технічним результатом немає простого синхронного зв'язку. Водночас *loss_ratio* має досить сильний додатний зв'язок із курсом гривні до долара, приблизно 0,63, а також додатний зв'язок із воєнним режимом, близько 0,40. Це показує, що валютний і воєнний стреси впливають не лише на обсяг премій, а й на співвідношення між виплатами та преміями. Економічна логіка цього результату полягає в тому, що девальвація підвищує вартість врегулювання збитків у сегментах, де витрати залежать від імпортних товарів, запчастин, медичних послуг, логістики або перестрахування. Воєнний режим додатково збільшує ризиковість страхового середовища, змінює частоту та тяжкість збитків, ускладнює оцінювання ризиків і створює лаги між фактичним зростанням ризику та переглядом тарифів. Тому кореляції 0,63 із курсом і 0,40 із воєнним даммі свідчать про наявність технічного каналу макрофінансової вразливості страхового сектору.

На наступному етапі аналізу з'ясуємо, чи проявляється базова макроциклічність страхового попиту в умовах нестабільного середовища, тобто чи пов'язані темпи зростання реальних премій із реальним ВВП та монетарно-ціновими умовами. Для цього застосуємо ядрову регресію (M1) з робастними HAC-похибками:

$$g_t^{prem} = \alpha + \beta_1\, gdp_g^{\,qoq} + \beta_2\, inflation^t + \beta_3\, policy_{\,ratet} + \beta_4\, fx\ vol\ t + \varepsilon_t. \qquad (2)$$

де $gdp_g^{\,qoq}$ – динаміка ВВП; $inflation^t$ – рівень інфляції; $policy_{\,ratet}$ – ключова процентна ставка НБУ; *fx vol t* – валютна волатильність.

Отримавши результати моделювання (таб. 1), ми встановили, що в M1 інфляційний чинник є статистично значущим і має від'ємний знак $(\hat{\beta}_infl \approx -0.721,\ p < 0.05)$, тоді як облікова ставка НБУ – значущий додатний фактор $(\beta_3\, policy \approx 0.057,\ p < 0.01)$; натомість $gdp_g^{\,qoq}$ та *vol t* у цій специфікації не дають значущих оцінок за T = 23. Отриманий результат свідчить, що у межах досліджуваної вибірки інфляція є статистично значущим фактором пригнічення реальної динаміки страхових премій. За оцінкою моделі M1 коефіцієнт при інфляції становить близько − 0,721, тому за стандартного відхилення інфляції приблизно 0,55 типовий інфляційний шок масштабу одного стандартного відхилення асоціюється зі зниженням квартального приросту реальних премій приблизно на 0,40 лог-пункту.

У відсотковій інтерпретації це відповідає орієнтовному скороченню реальної динаміки премій на 33%. Економічно це означає, що інфляційні хвилі не лише механічно знецінюють номінальні страхові надходження після дефлювання, а й погіршують платоспроможний попит на страхові продукти через скорочення реальних доходів, переорієнтацію витрат домогосподарств і бізнесу на базові потреби та зростання невизначеності щодо майбутніх тарифів, страхових виплат і вартості врегулювання збитків. Отже, інфляційний канал у цій специфікації можна розглядати як один із ключових механізмів макрофінансового тиску на преміальну базу страхового ринку України.

Додатний зв'язок зі ставкою є чіткою демонстрацією каналу переоцінки страхових продуктів та грошових потоків у режимі дорогих грошей (наприклад, швидша індексація тарифів і премій або перетікання попиту між продуктами), однак з огляду на високу кореляцію ставки з воєнним станом (та загальною фінансовою напругою) цей ефект доцільно розглядати як «змішаний» монетарно-режимний маркер.

Оцінивши напрям впливу монетарної політики, доцільно перейти до аналізу наявності кредитного каналу для страхового ринку, тобто з'ясувати, чи пов'язана динаміка страхових премій із кредитною активністю нефінансового сектору з урахуванням базових фінансових умов. Для цього застосуємо модель (M2):

$$g_t^{prem} = \alpha + \gamma_1\, credit_g_t + \gamma_2\, policy_rate\ t + \gamma_3\, fx_vol_t + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Результати моделювання наведені у таблиці 1.

Таблиця 1

Порівняння моделей (HAC SE)

Показник	*M1*	*M2*	*M3*	*M5*
Константа	0,665 (0,388)	0,210 (0,230)	0,273 (0,246)	-0,433 (0,298)
Темп зростання реального ВВП, кв./кв.	0,519 (1,145)			
Інфляція	-0,721** (0,298)			
Облікова ставка НБУ	0,057*** (0,017)	0,017 (0,019)	-0,012 (0,039)	0,091** (0,037)
Волатильність валютного курсу	-0,046 (0,096)	-0,149 (0,137)	-0,084 (0,160)	-0,341*** (0,117)
Темп зростання кредитування		-0,008 (0,013)	-0,016 (0,017)	0,029* (0,016)
Спред дохідності ОВДП			-10,586 (10,593)	
Воєнний період				-0,810** (0,370)
COVID-період				0,629*** (0,198)
Кількість спостережень	*23*	*23*	*23*	*23*
R^2	*0,228*	*0,038*	*0,054*	*0,156*
Скоригований R^2	*0,056*	*-0,113*	*-0,157*	*-0,093*
AIC	*60,915*	*63,959*	*65,596*	*64,972*
BIC	*67.7*	*69.6*	*72.4*	*72.9*
Log.Lik.	*-24.457*	*-26.979*	*-26.798*	*-25.486*
RMSE	*0.70*	*0.78*	*0.78*	*0.73*

Джерело: складено авторами на основі власних розрахунків та за даними [10-15]

Отримавши результати моделювання (табл. 1), ми встановили, що в M2 жоден із коефіцієнтів не є статистично значущим на стандартних рівнях (зокрема $\gamma\hat{}_{credit} \approx -0.008$,

$p \approx 0.58$), а пояснювальна здатність є низькою ($R^2 \approx 0.038$). Змістовно це узгоджується з тим, що зв'язок страхового попиту з кредитним циклом у кризовому середовищі є нелінійним/режимним і не може бути поясненою лінійною статичною специфікацією, що підтверджується RESET тестуванням.

Через наступний елемент аналізу з'ясуємо, чи додає інформацію про фінансові умови форма дохідної кривої державних паперів, тобто чи має «спред кривої» інкрементальний ефект понад кредит і ставку. Для цього застосуємо модель (М3):

$$g_t^{prem} = \alpha + \delta_1\, credit_g_t + \delta_2\, yield_spread_t + \delta_3\, policy_rate_t + \delta_4\, fx_vol_t + \varepsilon_t. \qquad (4)$$

Нами встановлено, що оцінка при *yield_spread* має від'ємний знак ($\hat{\delta}_{spread} \approx -10.59$), але є статистично незначущою (велика стандартна похибка ≈ *10.59*), а загальна якість підгонки не покращується ($R^2 \approx 0.054$).

Далі з'ясуємо, наскільки суттєвими є режимні зсуви, пов'язані з COVID-19 та повномасштабним вторгненням, після контролю базових фінансових умов, тобто чи існують «дискретні» зміщення середнього темпу зростання премій у кризових режимах [16]. Для цього застосуємо модель (М5) з даммі змінними:

$$g_t^{prem} = \alpha + \theta_1\, credit_{gt} + \theta_2\, policy_{ratet} + \theta_3\, fx_{volt} + \\ + \theta_4\, war_dummy_t + \theta_5\, covid_dummy_t + \varepsilon_t. \qquad (5)$$

Отримавши результати моделювання (табл. 1), ми встановили, що саме в режимній специфікації проявляються найбільш інтерпретовані ефекти: *war_dummy* є статистично значущим і від'ємним ($\hat{\theta}_{war} \approx -0.810,\ p < 0.05$), що відповідає приблизно $e^{-0.810} - 1 \approx -55\%$ зсуву q/q-динаміки премій у воєнному режимі за інших рівних умов; натомість *covid_dummy* має значущий додатний знак ($\hat{\theta}_{covid} \approx 0.629,\ p < 0.01$), тобто асоціюється з підвищенням q/q-динаміки приблизно на $e^{0.629} - 1 \approx 87\%$ (можливе пояснення – ефект низької бази, перерозподіл продуктового попиту та тарифна реакція ринку). Додатково, *fx_voly M5* стає значущим і має від'ємний знак ($\hat{\theta}_{fx} \approx -0.341,\ p < 0.01$): збільшення *fx_vol* на 1 одиницю пов'язане зі зниженням g_t^{prem} приблизно на 0.341 лог-пункту, тобто близько -29% у термінах $e^{\Delta} - 1$; в масштабі «типового» шоку (1 sd ≈ 0.64) це близько -20%. Кредитний показник у М5 має додатний знак і слабку значущість ($\hat{\theta}_{credit} \approx 0.029,\ p<0.1$), що демонструє потенційний канал через ділову активність нефінансового сектору, але з обов'язковим застереженням щодо поточної конструкції *credit_g*. Важливо, що навіть у М5 R_2 залишається помірним (≈ 0.156), а скоригований R_2 від'ємний, тобто моделі пояснюють лише частину високоволатильної динаміки g_t^{prem}; це очікувано для короткої вибірки з різкими режимними зламами та підсилює роль динамічного аналізу (VAR/IRF) як комплементарного інструмента [17].

Коректність статистичних висновків для регресій підкріплюється діагностикою залишків: p-value тесту Бройша–Годфрі на автокореляцію є вищим за 0.1 для М1, М2 та М5 (у М3 – прикордонний рівень p ≈ 0.061), тест Бройша–Пагана не свідчить про виражену гетероскедастичність, а Jarque–Bera не відхиляє нормальність залишків на стандартних рівнях (таблиця 2).

Таблиця 2

Діагностика залишків (p-values) моделей М1-М5

Модель	*p-значення BG*	*p-значення BP*	*p-значення JB*
М1	0,12894770	0,1510354	0,7021028
М2	0,13600077	0,1271805	0,7038074
М3	0,06131508	0,2454412	0,7282224
М5	0,15526037	0,1005209	0,4837867

Джерело: складено авторами на основі власних розрахунків та на основі [10-15]

Враховуючи певну обмеженість лінійних моделей, яку особливо було помічено при аналізі результатів моделювання моделей M2-M5, наступним елементом аналізу буде дослідження питання, чи має місце динамічна взаємодія між страховою циклічністю та фінансовими умовами, яка може не проявлятися у статичних регресіях [18], – для цього застосуємо VAR-модель на компактному векторі $\{g_t^{prem}, credit_g_t, policy_rate_t, fx_vol_t\}$ та перевіримо причинність Гренджера, імпульсні реакції (IRF) і розклад дисперсії (FEVD). Нами застосовано векторну авторегресійну модель (VAR), де всі ключові змінні трактуються як ендогенні [20-21]:

$$\boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{c} + A_1 \boldsymbol{y}_{t-1} + \ldots + A_p \boldsymbol{y}_{t-p} + \boldsymbol{u}_t, \boldsymbol{y}_t = (g_t^{prem}, credit_t, i_t, \sigma_t^{fx})^T. \quad (6)$$

У таблиці 3 представлені критерії вибору лагу.

Таблиця 3

Вибір кількості лагів для оцінки VAR моделі

Критерій	*Рекомендований лаг*
AIC(n)	2
HQ(n)	2
SC(n)	1
FPE(n)	2

Джерело: складено авторами на основі власних розрахунків та на основі [10-15]

За критеріями вибору лагу (таблиця 3) отримано типову для малих вибірок неоднозначність: AIC/HQ/FPE підтримують $p = 2$, тоді як SC (BIC) – $p = 1$; у підсумку як фінальний обрано $p=1$ (консервативна оцінка з огляду на $T = 23$). Тести Гренджера для впливу *credit_g*, *policy_ratema fx_vol* на g^{prem} не дають статистичної значущості (наприклад, для $p = 1$: $p \approx 0.182, 0.525, 0.135$), що інтерпретується передусім як низька потужність тестів на короткій вибірці, а не як «відсутність механізмів» [22].

Для уточнення висновків проведено оцінювання імпульсної реакції квартального приросту логарифму реальних премій на структурні імпульси (рис. 3).

Імпульсні реакції квартального приросту логарифму реальних премій на структурні імпульси за SVAR моделлю, побудовані на рис. 3, узгоджуються з цим висновком, оцінені реакції здебільшого мають широкі довірчі інтервали, що перетинають нуль; наприклад, шок *credit_g* дає на горизонті 1 кварталу реакцію близько - 0.107 (інтервал [- 0.313;0.081]), а шок *policy_rate* на горизонті 2 кварталу – близько 0.106 ([- 0.055;0.334]).

Далі з'ясуємо, наскільки коливання g_t^{prem} зумовлені власними шоками страхового ринку, а наскільки – шоками макрофінансових змінних у системі. Для цього застосуємо декомпозицію дисперсії прогнозної помилки (FEVD) у межах оціненої VAR:

$$Var(\hat{e}_{t+h}) = \sum_j \Omega_{j,h}, \quad (7)$$

де $\Omega_{j,h}$ – внесок шоку j-тої змінної в дисперсію помилки прогнозу на горизонті h [22-23]. Нами було встановлено, що домінуюча частка дисперсії g_t^{prem} пояснюється власними інноваціями премій, тоді як внесок кредиту, ставки та FX-невизначеності зростає з горизонтом, але залишається відносно обмеженим навіть на $h = 12$. (рис. 4).

Прогнозна дисперсія зростання реальних премій, а саме внесок макрофінансових шоків на горизонті 12 кварталів (рис. 4.) показує домінування власної інерції премій: навіть на горизонті 12 кварталів частка дисперсії g_t^{prem}, пояснена власними шоками, становить близько 0.94, тоді як внески *credit_g* та *policy_rate*- порядку 0.028 та 0.026 відповідно (внесок *fx_vol* близько 0.008). Це емпірично підкріплює центральну тезу про те, що у 2020 – 2025 роках значна частина варіації страхових премій має шоковий/режимний характер, який не повністю проксійований стандартними макрофінансовими агрегатами [17].

Тобто у межах наявної вибірки варіація *q/q*-динаміки премій значною мірою формується внутрішньосекторальними режимами та «шоками попиту та пропозиції» страхового ринку, тоді як макрофінансові канали проявляються слабко або нестабільно (й потребують або довшої вибірки, або більш точних проксі для фінансових умов) [19-20].

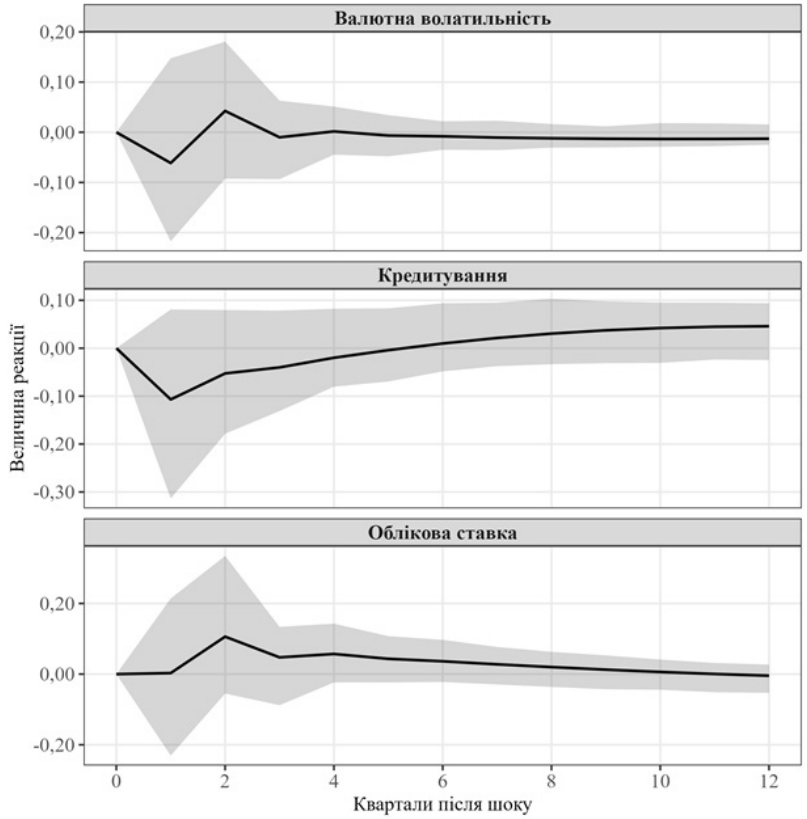


Рис. 3. Імпульсна реакція квартального приросту логарифму реальних премій на структурні імпульси за SVAR моделлю
Джерело: складено авторами на основі власних розрахунків та на основі [10-15]

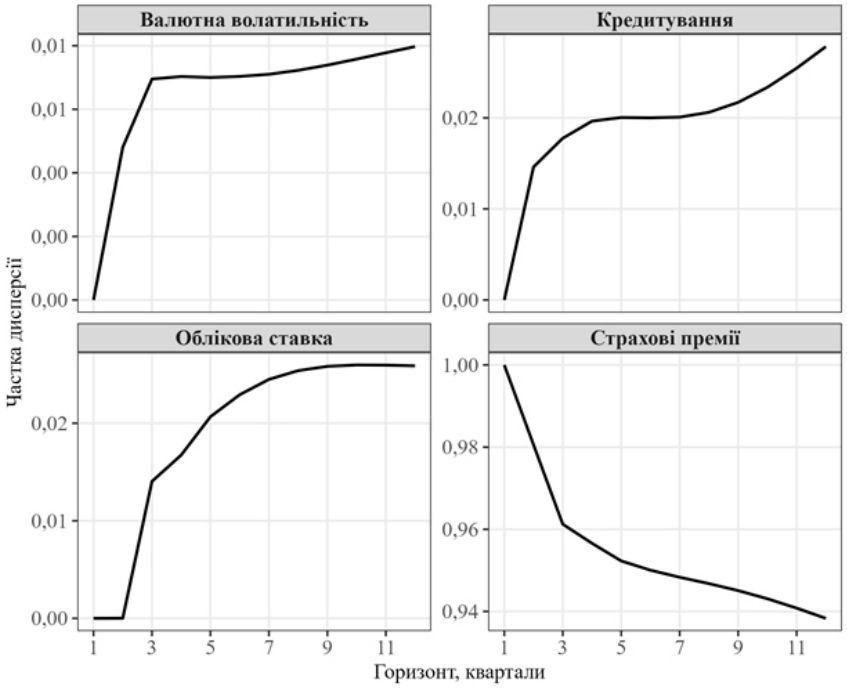


Рис. 4. Прогнозна дисперсія зростання реальних премій:
внесок макрофінансових шоків (VAR(1), 12 кварталів)
Джерело: складено авторами на основі власних розрахунків та на основі [10-15]

Нарешті, з метою перевірки кластеризації волатильності було оцінено GARCH(1,1) для g_t^{prem}. Тобто нашим завданням є дослідження того, чи змінюється умовна дисперсія у часі, що є типовим для кризових періодів. Для цього застосуємо зазначену вище модель GARCH(1,1) з такою модифікацією:

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t,\ \sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2, \quad (8)$$

де σ_t інтерпретується як умовна волатильність приросту премій [24-25]. Результати моделювання GARCH(1,1) показані у таблицях 4 та 5. Отримано високу персистентність умовної дисперсії $(\hat{\beta}_1 \approx 0.969,\ p<0.001)$, тоді як $\hat{\alpha}_1 \approx 0$ (не значуща), що в сукупності вказує на «інерційну» волатильність із повільним згасанням, але без чітко вираженої реакції на короткострокові шоки в дисперсійному рівнянні [25].

Таблиця 4

Оцінки параметрів GARCH(1,1) для приросту реальних премій

Параметр	*Оцінка*	*Стандартна похибка*	*t-статистика*	*p-значення*
Середнє рівняння (μ)	0,3658	0,1613	2,2682	0,0233
Константа дисперсії (ω)	0,0279	0,1082	0,2579	0,7965
ARCH-компонента (α_1)	0,0000	0,0591	0,0000	1,0000
GARCH-компонента (β_1)	0,9691	0,0991	9,7770	0,0000

Джерело: складено авторами на основі власних розрахунків та на основі [10-15]

Таблиця 5

Діагностичні тести для стандартизованих залишків моделі sGARCH(1,1)

Тест	*Статистика*	*p-значення*
Ljung-Box для стандартизованих залишків, лаг 4	12,735598	0,01264264
Ljung-Box для квадратів стандартизованих залишків, лаг 4	1,935308	0,74765620

Джерело: складено авторами на основі власних розрахунків та на основі [10-15]

Отримані оцінки в сукупності вказують, що макрофінансова циклічність страхового сектору в Україні у 2020Q2 – 2025Q4 є насамперед режимною, а не «плавно бізнес-циклічною»: розподіл $g_t^{prem} = \Delta ln(Prem_t^{prem})$ має великий розмах (від - 0.789 до 2.741) і позитивну асиметрію, тобто динаміку формують поодинокі епізоди різких стрибків зростання та глибокі провали, а не стабільні коливання навколо середнього. У такому середовищі стандартні лінійні кореляції та «бізнес-циклічні» регресії працюють як індикативні тести: вони фіксують загальні напрямки (помірна проциклічність премій щодо ВВП; негативна асоціація з інфляцією), але не здатні повністю описати механіку, оскільки основний внесок у варіацію генерують шоки, структурні зміни продуктового попиту та дискретні регуляторно-цінові адаптації. Це пояснює, чому при формально релевантному наборі макрозмінних у М1 статистично чітко проявляється саме інфляційний канал, тоді як ВВП-канал у межах короткої вибірки втрачає значущість – не через відсутність зв'язку в економічному сенсі, а через те, що ВВП у кризові роки сам є режимним та частково перекривається іншими шоками [17-18].

Висновки. Ключовий емпіричний результат регресійного блоку полягає в тому, що фінансові умови формування страхового попиту в Україні мають багатоканальний характер і не можуть бути зведені до впливу одного макроекономічного індикатора. Найбільш стійким каналом є інфляційний, оскільки у базовій специфікації М1 коефіцієнт при інфляції має від'ємний знак, $\hat{\beta}_{infl} < 0$, і становить приблизно $\hat{\beta}_{infl} \approx -0.721$. З урахуванням стандартного відхилення інфляції близько $sd\ (inflation) \approx 0.55$, типовий інфляційний шок масштабу одного стандартного відхилення асоціюється зі зниженням квартального приросту реальних премій приблизно на $-0.721 \times 0.55 \approx -0.40$ лог-пункту, що у відсотковому вимірі відповідає

близько $e^{-0.40} - 1 \approx -33\%$. Це демонструє, що інфляція є не просто фоновою макрозмінною, а суттєвим фактором стискання реальної преміальної бази через зменшення купівельної спроможності, перерозподіл витрат на базове споживання та операційну ліквідність, а також через зростання невизначеності щодо майбутніх тарифів і вартості врегулювання збитків.

Найбільш статистично-значущі результати дає режимна специфікація M5, оскільки вона дозволяє прямо відокремити дискретні зсуви, пов'язані з пандемією та повномасштабною війною. Індикаторна змінна воєнного періоду має великий від'ємний ефект, $\hat{\theta}_{war} \approx -0.810$, що у відсотковій інтерпретації відповідає приблизно $e^{-0.810} - 1 \approx -55.5\%$. Це означає, що за інших рівних умов воєнний режим асоціюється з різким зниженням середньої квартальної динаміки реальних страхових премій. Економічно такий результат відображає не лише падіння платоспроможного попиту, а й глибшу зміну ринкової структури. Частина ризиків стає складнішою для страхування, переглядаються умови покриття, зростає невизначеність щодо виплат і перестрахування, а страхувальники переходять до більш обережної моделі витрат.

Нами було встановлено, що саме після контролю режимних зсувів валютний стрес набуває статистично значущого від'ємного впливу. Оцінка при **fx_voly** M5 становить приблизно $\hat{\beta}_{fx_vol} \approx -0.341$, що відповідає орієнтовному зниженню реальної динаміки премій на $e^{-0.341} - 1 \approx -28.9\%$ за одиничного зростання валютної волатильності. Це означає, що валютна невизначеність працює як канал стримування страхового попиту. У періоди курсової нестабільності домогосподарства та бізнес частіше концентруються на ліквідності, імпортних закупівлях, боргових платежах і критичних операційних витратах, тоді як витрати на страхування можуть відкладатися або скорочуватися. Для страховиків це одночасно ускладнює тарифоутворення, оскільки курс впливає на вартість ремонту, запчастин, медичних послуг, логістики й перестрахування.

Використовуючи динамічні моделі ми підтвердили попередні висновки та показали, що страхова циклічність у 2020 – 2025 рр. не зводиться до простого лагового впливу ставки, кредиту або валютної волатильності. Тести причинності Гренджера не дають стійких короткострокових причинних зв'язків, а імпульсні реакції мають широкі довірчі інтервали, що часто перетинають нуль. Це свідчить не про відсутність економічних каналів, а про структурні злами та накладання кількох кризових режимів. Найбільш показовим є FEVD, де навіть на горизонті 12 кварталів близько 0.94 дисперсії g_t^{prem} пояснюється власними шоками премій, тоді як внески кредитного та процентного каналів залишаються на рівні приблизно 0.028 і 0.026, а внесок валютної невизначеності становить близько 0.008. Це означає, що основна варіація премій генерується внутрішньоринковими та режимними факторами, зокрема зміною структури страхового покриття, тарифними адаптаціями, переоцінкою ризиків, поведінковими змінами клієнтів і шоками попиту та пропозиції. Це означає, що для українського страхового ринку у 2020 - 2025 рр. домінують ендогенні, сектороспецифічні та режимні фактори (переформатування попиту, зміна страхового покриття, адміністративні й тарифні адаптації, воєнні ризики), тоді як макрофінансові змінні радше формують загальне середовище функціонування ринку та стають умовами, які можуть посилювати або пом'якшувати секторні шоки.

Список літератури

1. Swiss Re Institute. World Insurance: Riding Out the 2020–2021 Pandemic Storm. Zurich: Swiss Re Institute, 2021. URL: https://www.swissre. com/institute/research/sigma-research.html (дата звернення 10.03.2026).
2. OECD. Global Insurance Market Trends 2023. Paris: OECD Publishing, 2023. DOI: https://doi.org/10.1787/9caa0c41-en.
3. Outreville J. F. The relationship between insurance and economic development: 85 empirical papers for a review of the literature. *Risk Management and Insurance Review*. 2013. Vol. 16, no. 1. P. 71–122. DOI: https://doi.org/ 10.1111/j.1540-6296.2012.01219.x.
4. Arena M. Does insurance market activity promote economic growth? A cross-country study for industrialized and developing countries. *Journal of Risk and Insurance.* 2008. Vol. 75, no. 4. P. 921–946. DOI: https://doi.org/ 10.1111/j.1539-6975.2008.00291.x.
5. Haiss P., Sümegi K. The relationship between insurance and economic growth in Europe: A theoretical and empirical analysis. *Empirica*. 2008. Vol. 35, no. 4. P. 405–431. DOI: https://doi.org/10.1007/s10663-008-9075-2.

6. Cummins J. D., Weiss M. A. Systemic risk and the U.S. insurance sector. *Journal of Risk and Insurance.* 2014. Vol. 81, no. 3. P. 489–527. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2012.01470.x.
7. Borio C. The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt? *Journal of Banking & Finance*. 2014. Vol. 45. P. 182–198. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.07.031
8. Adrian T., Shin H. S. Liquidity and leverage. *Journal of Financial Intermediation.* 2010. Vol. 19, no. 3. P. 418–437. DOI: https://doi.org/10.1016/ j.jfi.2008.12.002.
9. Balcilar M., Gupta R., Hammoudeh S. Insurance and economic policy uncertainty. *Research in International Business and Finance.* 2020. Vol. 54. Article 101253. DOI: https://doi.org/10.1016/ j.ribaf.2020.101253.
10. Національний банк України. Статистика фінансового сектору. URL: https://bank.gov.ua/ua/statistic/sector-financial (дата звернення 10.12.2025)
11. Національний банк України. Офіційний курс гривні до іноземних валют. URL: https://bank.gov.ua/ua/markets/exchangerates (дата звернення 10.12.2025).
12. Національний банк України. Відсоткові ставки (облікова ставка НБУ та індикатори монетарних умов) URL: https://bank.gov.ua/ua/markets/ interest-rates (дата звернення 15.12.2025).
13. Національний банк України. Дохідність ОВДП на вторинному ринку. URL: https://bank.gov.ua/ua/markets/ovdp/secondary-market-yield (дата звернення 29.12.2025).
14. Державна служба статистики України. URL: https:// www.ukrstat.gov.ua/ (дата звернення 29.12.2025).
15. Державна служба статистики України. Національні рахунки / Валовий внутрішній продукт (квартальні дані) URL: https:// www.ukrstat.gov.ua/operativ/operativ2022/vvp/vvp_kv/ (дата звернення 20.12.2025).
16. EIOPA. Financial Stability Report (June 2024). URL: https://www.eiopa.europa.eu/publications/financial-stability-report-june-2024_en (дата звернення 29.12.2025).
17. Dragotă I., Cepoi C. Ștefan L. Threshold effect for the life insurance industry: evidence from OECD countries. 1. The Geneva Papers on Risk and Insurance – Issues and Practice. 2023. DOI: 10.1057/s41288-022-00272-8.
18. Babenko-Levada V. Development of the insurance market in Ukraine and forecasting its crises. *Investment Management and Financial Innovations*. 2021. Vol. 18, № 3. P. 385–396. DOI: http://dx.doi.org/10.21511/imfi.18(3).2021.32
19. Hess R., Rhee J. S. The Procyclicality of FDIC Deposit Insurance Premiums. FDIC Center for Financial Research Working Paper. 2022. № 2022-10. Revised version: November 2023. URL: https://www.fdic.gov/analysis/cfr/working-papers/2022/cfr-wp2022-10.pdf
20. Vojinović Ž, Milutinović S, Sertić D, Leković B. Determinants of Sustainable Profitability of the Serbian Insurance Industry: Panel Data Investigation. *Sustainability.* 2022. Vol. 14(9). Article 5190. DOI: https://doi.org/10.3390/su14095190.
21. Newey W. K., West K. D. A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica.* 1987. Vol. 55(3). P. 703–708. DOI: https://doi.org/10.2307/1913610
22. Granger C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*. 1969. Vol. 37(3). P. 424–438. DOI: https://doi.org/10.2307/1912791
23. Sims C. A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*. 1980. Vol. 48(1). P. 1–48. DOI: https://doi.org/10.2307/1912017
24. Engle R. F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*. 1982. Vol. 50(4). P. 987–1007. DOI: https://doi.org/10.2307/1912773.
25. Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. 1986. Vol. 31(3). P. 307–327. DOI: https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1

References

1. Swiss Re Institute. (2021). World Insurance: Riding Out the 2020–2021 Pandemic Storm. Swiss Re Institute. Retrieved from https://www.swissre.com/ institute/research/sigma-research.html (accessed March 10, 2026).
2. OECD. (2023). Global Insurance Market Trends 2023. *OECD Publishing*. DOI: https://doi.org/10.1787/9caa0c41-en

3. Outreville, J. F. (2013). The relationship between insurance and economic development: 85 empirical papers for a review of the literature. *Risk Management and Insurance Review,* 16(1), 71–122. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1540-6296.2012.01219.x
4. Arena, M. (2008). Does insurance market activity promote economic growth? A cross-country study for industrialized and developing countries. *Journal of Risk and Insurance*, 75(4), 921–946. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2008.00291.x
5. Haiss, P., & Sümegi, K. (2008). The relationship between insurance and economic growth in Europe: A theoretical and empirical analysis. Empirica, 35(4), 405–431. DOI: https://doi.org/10.1007/s10663-008-9075-2
6. Cummins, J. D., & Weiss, M. A. (2014). Systemic risk and the U.S. insurance sector. *Journal of Risk and Insurance,* 81(3), 489–527. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2012.01470.x
7. Borio, C. (2014). The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt? *Journal of Banking & Finance,* 45, 182–198. DOI: https://doi.org 10.1016/ j.jbankfin.2013.07.031
8. Adrian, T., & Shin, H. S. (2010). Liquidity and leverage. *Journal of Financial Intermediation,* 19(3), 418–437. DOI: https://doi.org 10.1016/ j.jfi.2008.12.002
9. Balcilar, M., Gupta, R., & Hammoudeh, S. (2020). The effect of economic policy uncertainty on insurance sector returns. *Research in International Business and Finance*, 54, Article 101253. DOI: https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101253
10. National Bank of Ukraine. (2025). Financial Sector Statistics. Retrieved from https://bank.gov.ua/ua/statistic/sector-financial (accessed December 10, 2025). [In Ukrainian].
11. National Bank of Ukraine. (2025). Official Exchange Rate of the Hryvnia against Foreign Currencies. Retrieved from https://bank.gov.ua/ua/markets/exchangerates (accessed December 10, 2025). [In Ukrainian].
12. National Bank of Ukraine. (2025). Interest Rates (NBU Key Policy Rate and Monetary Conditions Indicators). Retrieved from https://bank.gov.ua/ua/markets/interest-rates (accessed December 15, 2025). [In Ukrainian].
13. National Bank of Ukraine. (2025). Domestic Government Bonds (OVDP) Yields on the Secondary Market. Retrieved from https://bank.gov.ua/ua/markets/ovdp/secondary-market-yield (accessed December 29, 2025). [In Ukrainian].
14. State Statistics Service of Ukraine. (2025). Official Statistical Information. Retrieved from https://www.ukrstat.gov.ua/ (accessed December 29, 2025). [In Ukrainian].
15. State Statistics Service of Ukraine. (2025). National Accounts / Gross Domestic Product (Quarterly Data). Retrieved from https://www.ukrstat. gov.ua/operativ/operativ2022/vvp/vvp_kv/ (accessed December 20, 2025). [In Ukrainian].
16. European Insurance and Occupational Pensions Authority (EIOPA). (2024). Financial Stability Report, June 2024. Retrieved from https://www.eiopa.europa.eu/publications/financial-stability-report-june-2024_en (accessed December 29, 2025).
17. Hodula, M. (2023). Threshold effect of inflation on insurance premium growth: Evidence from V4 countries. *The Geneva Papers on Risk and Insurance – Issues and Practice.* DOI: https://doi.org/10.1057/s41288-022-00272-8
18. Viktoriia Babenko-Levada (2021). Development of the insurance market in Ukraine and forecasting its crises. *Investment Management and Financial Innovations,* 18(3), 385-396. DOI: https://doi.org/10.21511/imfi.18(3).2021.32
19. Hess R., Rhee J. S. (2022). Procyclical deposit insurance premiums and the insurance stabilization fund. FDIC Center for Financial Research Working Paper, Article 2022-10. URL: https://www.fdic.gov/analysis/cfr/working-papers/2022/cfr-wp2022-10.pdf
20. Vojinović Ž, Milutinović S, Sertić D, Leković B. (2022). Determinants of sustainable profitability of the Serbian insurance industry: Panel data investigation. *Sustainability*, 14(9), Article 5190.DOI: https://doi.org/10.3390/su14095190
21. Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708. DOI: https://doi.org/10.2307/1913610
22. Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438. DOI: https://doi.org/10.2307/1912791
23. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48. DOI: https://doi.org/10.2307/1912017
24. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica, 50(4), 987–1007. DOI: https://doi.org/10.2307/1912773

25. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327. DOI: https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1

Стаття надійшла до редакції 17.03.2026
Прийнята до публікації 18.05.2026
Опубліковано онлайн 29.05.2026