

international accounting standards in the public sector of Ukraine]. *Ekonomika ta suspilstvo – Economy and society*, 59. DOI: <https://doi.org/10.32782/2524-0072/2024-59-165>

Retrieved

from: <https://economyandsociety.in.ua/index.php/journal/article/view/3533/3463> [in Ukrainian].

20. Demianyshyn, V., & Demianyshyn, V. (2023). Napriamy modernizatsii bukhhalterskoho obliku finansovykh resursiv u derzhavnomu sektori v umovakh reformuvannia systemy upravlinnia publichnymy finansamy [Directions of modernization of accounting of financial resources in the public sector in the context of reforming the public finance management system]. *Aktualni pytannia finansovoi teorii ta praktyky: zbirnyk materialiv Desiatoi zaочно-dystantsiinoi naukovoï konferentsii studentiv i molodykh vchenykh* (Ch. 1) – *Current issues of financial theory and practice: Collection of materials of the Tenth Correspondence and Distance Scientific Conference of Students and Young Scientists* (Part 1) (pp. 92–94). Ternopil [in Ukrainian].

Відомості про автора

КЛАДНИЦЬКА Тетяна Анатоліївна – кандидат економічних наук, доцент, доцент кафедри обліку та фінансів, Університет економіки і підприємництва (29000, м. Хмельницький, вул. Героїв Майдану, 13, e-mail: kladnitskaya.t@ukr.net).

KLADNYTSKA Tetian – Candidate of Economic Sciences, Associate Professor, Associate Professor of the Department of Accounting and Finance, University of Economics and Entrepreneurship (29000, Khmelnytskyi, 13, Heroes of Maidan Str., e-mail: kladnitskaya.t@ukr.net).

УДК 338.43:336.02:338.124.4(477+73)

DOI: 10.37128/2411-4413-2025-1-7

**УПЛИВ
МОНЕТАРНОЇ
ПОЛІТИКИ НА
КОН'ЮНКТУРУ
ЗЕРНОВОГО РИНКУ
Й СТРАТЕГІЮ
ФІНАНСУВАННЯ
АГРОВИРОБНИКІВ
В УКРАЇНІ ТА США**

МАКОГОН В.В.,
кандидат економічних наук,
доцент кафедри фінансів, банківської справи та
страхування

ЗАБОЛОТНИЙ Д.С.,
аспірант другого року навчання
кафедри фінансів, банківської справи та
страхування,
Державний біотехнологічний університет
(м. Харків)

Сучасна трансформація глобальних фінансових ринків і підвищення волатильності аграрного сектору економіки посилюють необхідність вивчення взаємозв'язку між монетарною політикою та цінами на сільськогосподарську продукцію. Зокрема, нестабільність процентних ставок й інфляційних очікувань в Україні й США істотно впливають на формування цін на пшеницю, що має критичне значення для визначення

ефективної фінансової стратегії агровиробників. Метою роботи є виявлення характеру й сили впливу інструментів монетарної політики на динаміку цін на пшеницю в Україні й США в довгостроковому й короткостроковому періодах, а також обґрунтування фінансових рішень аграрних підприємств з урахуванням виявлених закономірностей. У дослідженні використано методіку побудови авторегресійної моделі з розподіленими лагами, що дає змогу диференційовано аналізувати як коротко-, так і довгострокові зв'язки між змінними. Для перевірки стаціонарності часових рядів застосовано тести на одиничний корінь. Для оцінювання стабільності отриманих моделей використано графічний аналіз залишків і специфікацію коригувальних моделей помилки. Результати дослідження засвідчили суттєві міжкрайові відмінності у впливі монетарних індикаторів на ціни на пшеницю. У випадку США довгостроковий вплив процентної ставки є статистично значущим і негативним, що свідчить про стримувальну функцію монетарної політики щодо аграрної інфляції. Натомість в Україні зв'язок виявився менш стійким, з переважанням короткострокових ефектів, що зумовлено фрагментарністю грошово-кредитної політики й високою залежністю від зовнішніх факторів. Також встановлено, що реакція цін на шоки монетарної політики у США є швидшою та прогнозованою, тоді як в Україні характерна інерційність і затримка у впливі. Розраховані значення коефіцієнтів коригування підтверджують існування механізму повернення до рівноваги після короткострокових коливань лише в моделі США. Практична цінність роботи полягає у наданні аналітичного інструментарію для обґрунтованого ухвалення стратегічних рішень аграрними підприємствами, зокрема щодо планування інвестицій, управління ризиками й реагування на зміну грошово-кредитної політики. Результати можуть бути використані у формуванні макрофінансової політики, спрямованої на підвищення стійкості аграрного сектору економіки до монетарних шоків.

Ключові слова: ARDL-модель, монетарна політика, кон'юнктура цін, відсоткові ставки, ЕСМ-модель, коінтеграція, волатильність, ринкова адаптація, фінансова стратегія.

Табл.: 3. Рис.: 5. Літ.: 19.

THE IMPACT OF MONETARY POLICY ON THE GRAIN MARKET CONJUNCTURE AND THE FINANCING STRATEGY OF AGRICULTURAL PRODUCERS IN UKRAINE AND THE U.S.A.

MAKOHON Vitaliy,
Candidate of Economic Sciences,
Associate Professor of the Department
of Finance, Banking and Insurance

ZABOLOTNYI Denys,
Postgraduate Student of the Second Year of Study
of the Department of Finance, Banking and Insurance,
State Biotechnology University
(Kharkiv)

The modern transformation of global financial markets and the increasing volatility of the agricultural sector highlight the need to study the relationship between monetary policy and agricultural commodity prices. In particular, interest rate instability and inflation expectations in Ukraine and the U.S. significantly influence wheat price formation, which is crucial for determining the effective financial strategies for agricultural producers. The purpose of this study is to identify the nature and magnitude of the impact of monetary policy instruments on wheat price dynamics in Ukraine and the U.S., both in the long-term and short-term, and to justify financial decisions for

agribusiness enterprises based on the identified patterns. The study employs an autoregressive distributed lag model, enabling a differentiated analysis of both short-term and long-term relationships between variables. Unit root tests were applied to assess stationarity in time series, while graphical residual analysis and error correction model (ECM) specification were used to evaluate model stability. The research findings reveal the significant cross-country differences in how monetary indicators affect wheat prices. In the U.S., the long-term effect of interest rates is statistically significant and negative, confirming the restrictive role of monetary policy in curbing agricultural inflation. Conversely, in Ukraine, the relationship was less stable, with the short-term effects prevailing, driven by fragmented monetary policy and high dependence on external factors. Furthermore, the reaction of wheat prices to monetary policy shocks in the U.S. is faster and more predictable, whereas Ukraine exhibits inertia and delays in response. Calculated error correction coefficients confirm the existence of an equilibrium adjustment mechanism after short-term fluctuations, but only in the U.S. model. The practical significance of the study lies in providing an analytical framework for agribusinesses to make informed strategic decisions, particularly in investment planning, risk management, and monetary policy adaptation. The findings can also contribute to the development of macro-financial policies aimed at enhancing the resilience of the agricultural sector to monetary shocks.

Key words: ARDL model, monetary policy, price conjuncture, interest rates, ECM model, cointegration, volatility, market adaptation, financial strategy.

Tabl.: 3. Fig.: 5. Ref.: 19.

Постановка проблеми. Монетарна політика впливає на аграрний сектор економіки через механізми процентних ставок, валютний курс, кредитування та інфляційні очікування. Зерновий ринок є особливо чутливим до цих змін, що змушує агровиробників адаптувати фінансові стратегії задля мінімізації ризиків і підтримки прибутковості [1, с. 441].

Україна й США є провідними експортерами зерна, але їхні аграрні ринки функціонують у різних макроекономічних умовах. Український агросектор характеризується вищою волатильністю та обмеженим доступом до кредитів, тоді як ринок США більш прогнозований і забезпечує ефективність монетарних трансмісійних механізмів [2].

Фінансові рішення агровиробників залежать від вартості капіталу, очікуваної прибутковості й цінових ризиків. У короткостроковій перспективі вони реагують на зміну вартості ресурсів, тоді як у довгостроковій переглядають структуру фінансування та рівень диверсифікації [3, с. 105].

Методологія ARDL (Autoregressive Distributed Lag) дозволяє оцінити як короткострокові, так і довгострокові залежності між макрофінансовими змінними й цінами на зерно [4, с. 293]. Застосування моделей корекції помилки (ECM, RECM) дає змогу оцінити швидкість повернення до рівноваги після макроекономічних збурень.

Ураховуючи це, дослідження впливу змін процентних ставок на ціни твердої пшениці в Україні й США з використанням ARDL-методу дозволить інтегрувати отримані результати з теорією фінансових стратегій агровиробників. Аналіз монетарної політики та її впливу на зерновий ринок сприятиме розробці рекомендацій щодо адаптивної поведінки аграріїв у нестабільних макроекономічних умовах.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Autoregressive Distributed Lag Model (далі – ARDL) є потужним інструментом для дослідження коротко- й довгострокових взаємозв'язків між економічними змінними. Його ключовою

перевагою є здатність працювати з часовими рядами різного порядку інтеграції ($I(0)$ або $I(1)$), що дозволяє уникнути попереднього тестування на стаціонарність, необхідного для інших підходів [4, с. 293; 5, с. 385].

ARDL широко використовується для аналізу макроекономічних факторів, таких як вплив облікової ставки, інфляції, монетарної політики й курсових змін на фінансові ринки. Наприклад, Каррі Х. й інші [6] досліджували динаміку валютного ринку в умовах змін грошово-кредитної політики, а Ян Ю. й інші [7] розглянули лагову реакцію фондових ринків на коливання вартості енергоносіїв. ARDL дозволяє точно визначати період, протягом якого зміни політики впливають на економічну активність, що робить його важливим інструментом для стратегічного планування.

Попри активне застосування ARDL у сфері фінансових досліджень, його використання в аграрній економіці залишається відносно недослідженим. Однак, у сільському господарстві, де зміни цін на продукцію залежать від сезонних факторів і впливу глобальних ринків, ARDL може допомогти виробникам прогнозувати оптимальні періоди для інвестування та кредитування. Чирва Т., і Одхямбо Н. [8] довели, що ARDL-моделі ефективно ідентифікують лагові ефекти між зміною грошово-кредитної політики й реакцією аграрного сектору економіки, дозволяючи підприємцям ухвалювати більш обґрунтовані фінансові рішення.

У контексті України Морозова А. і Хміль В. [9] показали, що підвищення облікової ставки НБУ має двоякий вплив на аграрний сектор економіки: з одного боку, воно скорочує доступність кредитування для агропідприємств, з іншого – призводить до зміни курсової політики, що впливає на ціни експортної продукції. Дослідження Стівенса Х. і Дескінса Дж. [10] на прикладі США демонструють нижчу чутливість аграрного сектору економіки до змін монетарної політики через вищий рівень фінансової диверсифікації та використання хеджування.

ARDL-моделювання може бути ефективним інструментом для розробки адаптивних фінансових стратегій аграріїв, зважаючи на сезонність виробництва й цінову волатильність. Наприклад, Ядав І. й Гоярі П. [11] показали, що стратегічні рішення щодо капіталу в агросекторі мають лагову природу й залежать від історичних змін відсоткових ставок, а також інфляції. Це узгоджується з висновками Морозової А. і Хміль В. [9], які досліджують диференційований вплив монетарної політики на ціни твердої пшениці в Україні й США.

Отже, ARDL є ефективним інструментом для аналізу макроекономічних процесів, що впливають не лише на фінансові ринки, а й на аграрний сектор економіки. Його застосування дозволяє виробникам ухвалювати обґрунтовані рішення щодо фінансування, інвестування та ризик-менеджменту, що особливо актуально в умовах економічної нестабільності.

Формулювання цілей статті. Метою дослідження є оцінка впливу монетарної політики на фінансову стратегію агровиробників, зокрема на динаміку цін продажу ними пшениці у 1996–2024 рр. в Україні й США, з використанням ARDL і ECM-моделювання, що дозволить виявити особливості коригування цін у відповідь на зміну відсоткових ставок і визначити

оптимальні фінансові стратегії для аграріїв відповідно до специфіки ринкових умов кожної країни.

Виклад основного матеріалу дослідження. Під час дослідження було оцінено довгострокові й короткострокові ефекти змін кон'юнктури фінансових ринків на динаміку цін на пшеницю в Україні й США (рис. 1). Установлено зближення рівнів цін на пшеницю в обох країнах у певні роки, а також подібність їхньої динаміки, що зумовлена одночасним впливом коливань на світовому агропродовольчому ринку.

Щодо відсоткових ставок, у США їхнє коливання зазвичай перебувають у межах 3-7 %, тоді як в Україні спостерігаються періоди високої волатильності у 1990-х роках і відносно стабільні значення у XXI столітті. Це пояснюється суттєвими змінами у політичних й економічних умовах, а також структурною трансформацією економіки.

Відмінності в монетарній політиці та її впливі на грошовий ринок стали ключовими для розв'язання поставленого завдання. Побудовані за допомогою ARDL-підходу моделі коригування помилки (ECM) дали змогу оцінити швидкість відновлення цінової рівноваги між зерновим і фінансовим ринками США й України – показник, що відображає ефективність фінансових стратегій виробників пшениці. Припускалася гомогенність структури капіталу, однак її варіативність серед господарств вказує на доцільність подальшого врахування рівня фінансової стійкості й включення показників автономії у диференційовані моделі.

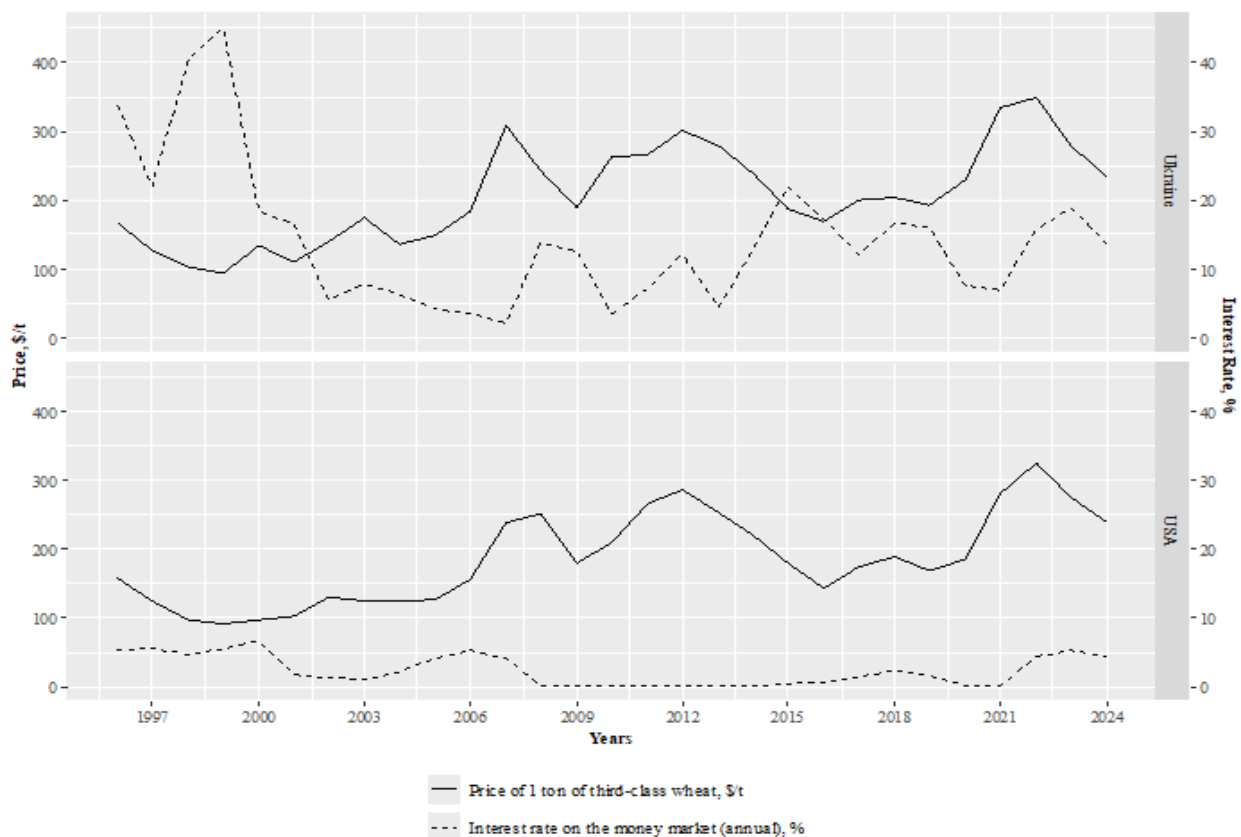


Рис. 1. Динаміка цін на пшеницю твердих сортів і відсоткових ставок на грошовому ринку в Україні й США у 1996–2024 рр.

Джерело: розраховано авторами у середовищі RStudio 2024.04.2 на підставі даних із [18; 19]

Дослідження розпочалося з перевірки стаціонарності часових рядів за допомогою тестів ADF (Augmented Dickey-Fuller) і KPSS. Результати ADF-тесту засвідчили наявність одиничного кореня в усіх проаналізованих рядах, тобто їхню нестационарність. Зокрема, для цін на пшеницю в Україні тестова статистика становила $-2,210$, у США $-1,737$; для відсоткових ставок в Україні $-2,434$, у США $-1,755$ – усі значення нижчі за критичні. Це підтверджує необхідність трансформації рядів, зокрема за допомогою диференціювання. Надалі було сформовано ряди перших різниць $I(1)$, які відображають волатильність цін на пшеницю та відсоткових ставок в Україні й США у 1996–2024 рр. (рис. 2).

Повторний ADF-тест для рядів ланцюгової зміни цін на пшеницю твердих сортів і вартості позикового капіталу $I(1)$ засвідчив їхню стаціонарність у періоді, що досліджується, для обох країн. Зважаючи на ціни надалі, за допомогою інформаційних критеріїв, зокрема Akaike Information Criterion (AIC) або Bayesian Information Criterion (BIC) було визначено оптимальну кількість лагів факторної та результуючої змінних.

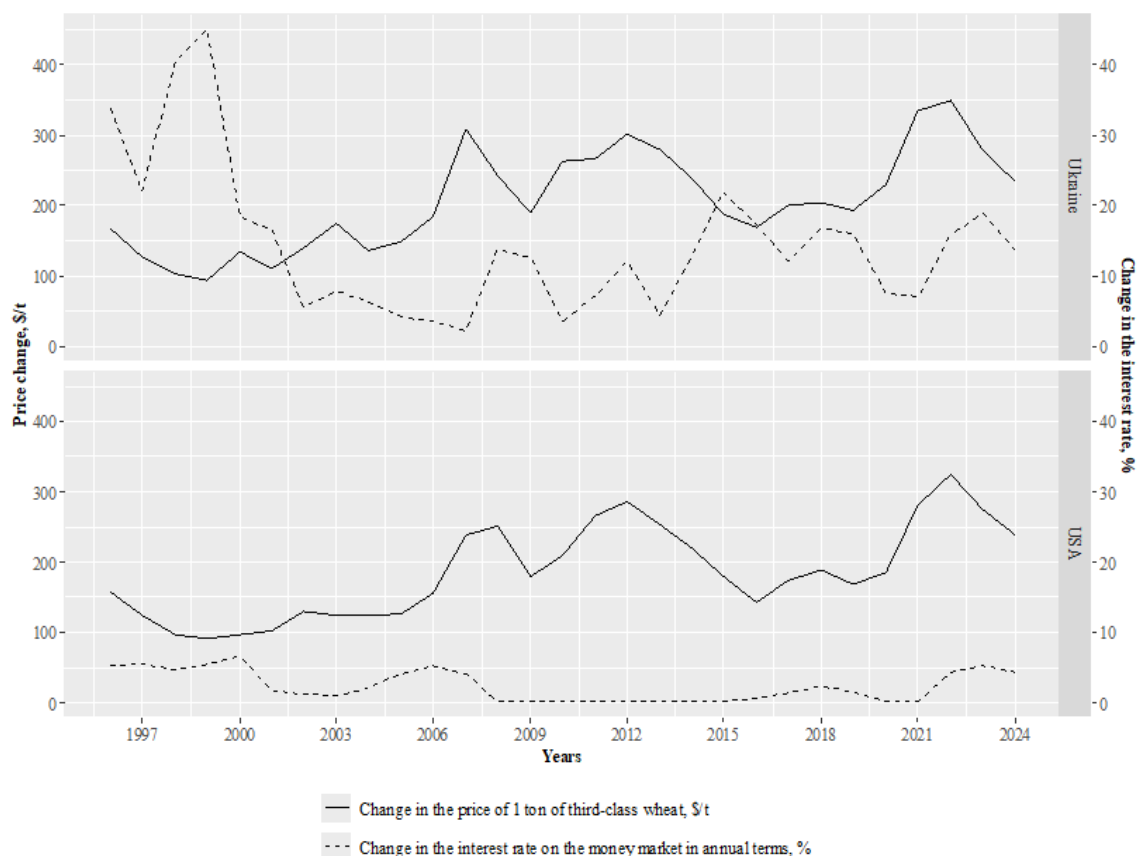


Рис. 2. Волатильність цін на пшеницю твердих сортів і відсоткових ставок на грошовому ринку в Україні й США у 1996–2024 рр.

Джерело: розраховано авторами у середовищі RStudio 2024.04.2 на підставі даних із [18; 19]

Визначена кількість лагів дозволяє коректно оцінити динаміку залежностей між змінними, що є критично важливим для побудови економетричної моделі. Відповідно, формальна специфікація моделі $ARDL(p, q)$ має такий вигляд:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta x_{t-j} + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

де: Δ – оператор першої різниці; y_t – залежна змінна; x_t – незалежна змінна (або вектор незалежних змінних); p, q – відповідно максимальні порядки лагів для змінних y_t і x_t ; α_0 – константа (вільний член); α_i, β_j – коефіцієнти при лагових значеннях змінних у короткостроковому періоді; λ_1, λ_2 – коефіцієнти при лагових рівнях змінних, що формують довгострокову рівновагу; ε_t – випадкова похибка моделі.

Надалі ARDL bounds-тест перевіряє нульову гіпотезу про відсутність довгострокового зв'язку між змінними:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = 0$$

проти альтернативної:

$$H_1: \lambda_1 \neq 0 \text{ або } \lambda_2 \neq 0$$

Для перевірки цієї гіпотези обчислюється F -статистика. Далі вона порівнюється з критичними значеннями, які залежать від припущень про інтегрованість змінних. Якщо значення F -статистики перевищує верхню межу (upper bound), нульова гіпотеза відхиляється, і робиться висновок про наявність коінтеграції. Якщо F -статистика нижча за нижню межу (lower bound) – коінтеграції немає. Якщо ж вона знаходиться між межами – висновок не визначений. Перевагами bounds-підходу є те, що він не потребує попередньої перевірки на одиничний корінь (хоча виключає $I(2)$ змінні), є придатним для малих вибірок і дозволяє одночасно оцінювати короткострокову й довгострокову динаміку змінних.

Наступним етапом після підтвердження наявності коінтеграційного зв'язку є побудова моделі корекції помилки (Error Correction Model, ECM). Ця модель дозволяє оцінити як короткострокові, так і довгострокові взаємозв'язки між змінними часових рядів, а також визначити швидкість повернення системи до рівноважного стану після короткострокових відхилень.

ЕСМ поєднує у собі динамічні компоненти короткострокового впливу й термін корекції помилки, який відображає темп коригування попереднього дисбалансу. Отже, якщо результати bounds-тесту свідчать про наявність коінтеграції, формується відповідна специфікація моделі корекції помилки, яка має такий загальний вигляд:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta x_{t-j} + \lambda ECT_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

де Δy_t – зміна залежної змінної, Δx_{t-j} – зміни незалежних змінних, ECT_{t-1} – Error Correction Term, що відображає відхилення від довгострокової рівноваги, λ – коефіцієнт корекції помилки, який визначає швидкість повернення до рівноваги.

Модель корекції помилки (ЕСМ) є важливим інструментом аналізу динаміки економічної системи, оскільки дозволяє кількісно оцінити реакцію залежної змінної на відхилення від довгострокової рівноваги й визначити темпи повернення до цього рівноважного стану. Якщо коефіцієнт при терміні корекції помилки (λ) є статистично значущим і має від'ємне значення, це свідчить про наявність ефективного механізму самокорекції: чим більше абсолютне значення λ , тим швидше система повертається до рівноваги після короткострокового шоку. Так, отримані значення параметра корекції помилки (λ) дають змогу оцінити механізм довгострокового відновлення рівноваги, що підтверджує важливість моделі ЕСМ у контексті аналізу цінових динамік.

Після цього за допомогою регресії були оцінені аналітичні форми ARDL-моделі, що описують залежність зміни цін на зерно пшениці у поточному році від її першого й другого лагу, поточної зміни відсоткової ставки, а також першого й другого лагу зміни вартості позикового капіталу в 1996–2024 рр.

Так, для України вона має вигляд:

$$\Delta P_{u,t} = 2,98355 + 0,08589\Delta P_{u,t-1} - 0,33209\Delta P_{u,t-2} - 2,66116\Delta R_{u,t} - 1,12998\Delta R_{u,t-1} - 1,32388\Delta R_{u,t-2} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

де $\Delta P_{u,t}$ – зміна ціни у момент часу (t); $\Delta P_{u,t-1}$, $\Delta P_{u,t-2}$ – лагові значення зміни ціни; $\Delta R_{u,t}$, $\Delta R_{u,t-1}$, $\Delta R_{u,t-2}$ – зміна відсоткової ставки в поточному й попередніх періодах; ε_t – випадковий залишок моделі.

Водночас ARDL-модель для США описує рівняння:

$$\Delta P_{us,t} = 6,94694 + 0,39929\Delta P_{us,t-1} - 0,60684\Delta P_{us,t-2} - 0,76824\Delta R_{us,t} - 1,01638\Delta R_{us,t-1} - 0,01357\Delta R_{us,t-2} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Регресійний аналіз дозволив оцінити ключові чинники, що впливають на динаміку цін на зерно пшениці у двох країнах. Для глибшого розуміння взаємозв'язку між змінами вартості позикового капіталу й ринковими цінами було здійснено порівняльний аналіз коефіцієнтів та їх статистичної значущості (табл. 1).

Таблиця 1

Порівняльний аналіз ARDL-моделі для ринку пшениці України й США

Фактор	Україна (коефіцієнт, p-value)	США (коефіцієнт, p-value)
Короткостроковий ефект (ΔR_t)	-2,66116 (p = 0,002)	-0,76824 (p = 0,015)
Перший лаговий ефект ціни (ΔP_{t-1})	0,08589 (p = 0,245)	0,39929 (p = 0,012)
Другий лаговий ефект ціни (ΔP_{t-2})	-0,33209 (p = 0,032)	-0,60684 (p = 0,001)
Перший лаговий ефект зміни ставки (ΔR_{t-1})	-1,12998 (p = 0,009)	-1,01638 (p = 0,003)
Другий лаговий ефект зміни ставки (ΔR_{t-2})	-1,32388 (p = 0,004)	-0,01357 (p = 0,735)

Джерело: розраховано авторами у середовищі RStudio 2024.04.2 на підставі даних із [18; 19]

Потрібно констатувати, що український ринок має високу чутливість до змін монетарної політики, що підтверджується значущістю коефіцієнта поточної ставки ((ΔR_t) , p = 0,002). Лагові ефекти вартості позикового капіталу ($(\Delta R_{t-1}, \Delta R_{t-2})$) також відіграють суттєву роль, сприяючи тривалому впливу монетарних змін. Водночас перший лаг ціни ((ΔP_{t-1}) , p = 0,245) є статистично незначущим, що вказує на слабку короткострокову автокореляцію.

Для США цінові лагові ефекти є більш вираженими, зокрема, другий лаг ((ΔP_{t-2}) , p = 0,001), що підтверджує швидшу адаптацію ринку. Водночас поточний ефект зміни відсоткової ставки є менш значним ((ΔR_t) , p = 0,015) порівнюючи з Україною. Найбільший негативний вплив спостерігається через один період ((ΔR_{t-1}) , p = 0,003), тоді як через два періоди ефект майже зникає ((ΔR_{t-2}) , p = 0,735), що свідчить про відсутність довгострокового впливу.

Отже, український ринок має довшу пам'ять цінових змін і демонструє

повільніший цикл коригування, тоді як ринок США швидше адаптується, маючи меншу залежність від попередніх монетарних рішень. Це пояснюється структурними особливостями фінансового ринку й рівнем його інтеграції в глобальну систему. Крім цього, потрібно відзначити швидшу, порівнюючи з українським зерновим ринком, ринкову адаптацію до змін монетарної політики, обумовлену відмінностями цінової еластичності зернових ринків США й України до змін на грошовому ринку (рис. 3).

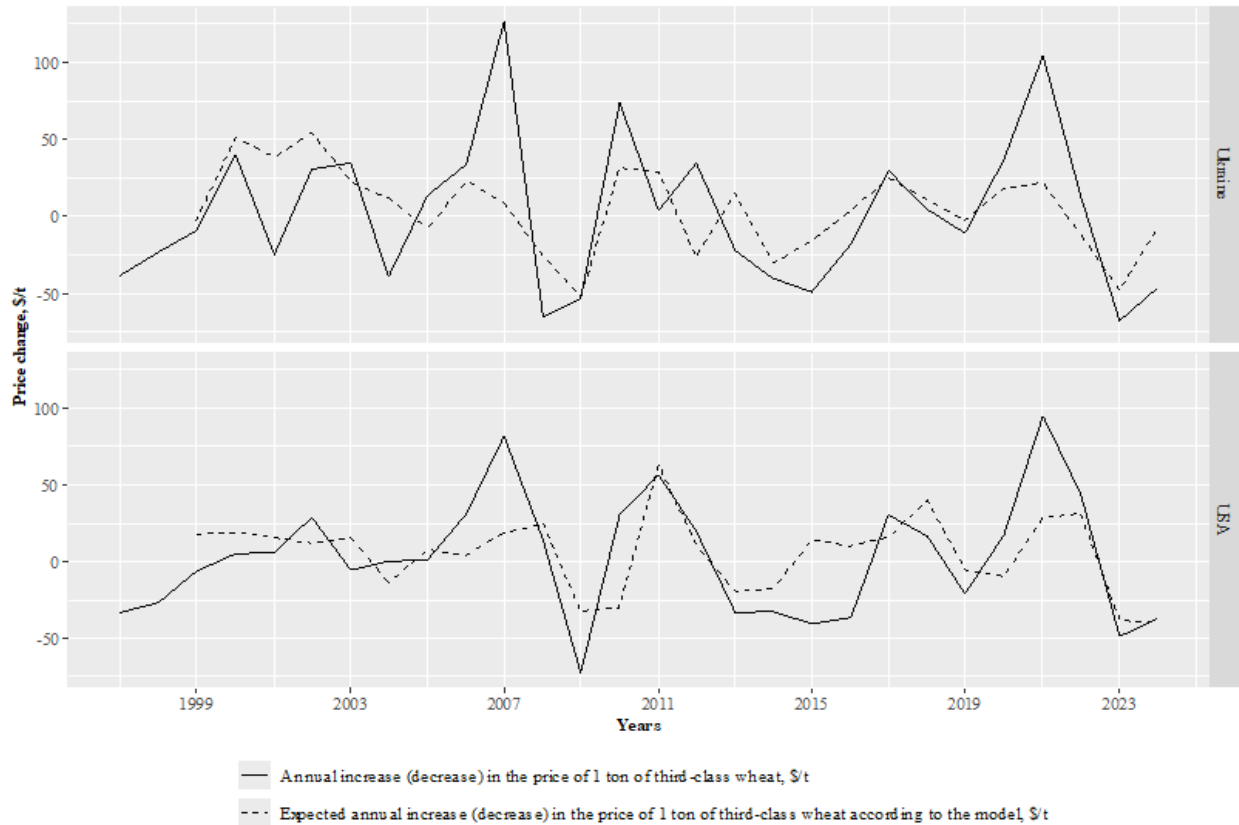


Рис. 3. Прогноз волатильності цін на зерно пшениці твердих сортів і відсоткових ставок в Україні й США у 1996–2024 рр.

Джерело: розраховано авторами у середовищі RStudio 2024.04.2 на підставі даних із [18; 19]

В Україні монетарна політика справляє більш тривалий і глибокий вплив на ціни, що свідчить про нижчу гнучкість ринку або про наявність структурних залежностей. Відповідно, очікуване значення зміни ціни у вітчизняній моделі суттєвіше відхиляється від історичних даних, порівнюючи з моделлю США. У США ринок реагує швидше, що зумовлено його більшою адаптивністю. Зокрема, другий лаг зміни відсоткової ставки в США статистично незначущий, тоді як в Україні він відіграє важливу роль, що вказує на різницю у швидкості ринкової реакції.

Bounds-тест підтвердив наявність довгострокового зв'язку між змінними. Для української моделі значення $F = 5,2775$ перевищує критичне, а $p\text{-value} = 0,01422 < 0,05$, що свідчить про коінтеграцію. Аналогічно, для США $F = 9,5148$ і $p\text{-value} = 0,0003689$ також підтверджують довгострокову рівновагу. Порівняння моделей засвідчує відмінності впливу монетарної політики на ціни: у США довгостроковий взаємозв'язок стабільніший і більш передбачуваний. В

Україні він менш стійкий через високу волатильність і вплив додаткових макроекономічних чинників. Нижчий рівень коінтеграції в українській моделі свідчить про варіативність ефекту від зміни відсоткової ставки.

Надалі, для деталізації умов формування короткострокової динаміки й функціонування механізму відновлення рівноваги було сформовано моделі коригування помилки (ЕСМ). Так, для моделі взаємозв'язку змін цін і вартості позикового капіталу в Україні аналітична форма ЕСМ має вигляд:

$$\Delta P_{u,t} = 2,9836 - 1,2462\Delta P_{u,t-1} - 5,1150\Delta R_{u,t-1} + 0,3321\Delta^2 P_{u,t-1} + (-2,6612)\Delta R_{u,t} + 1,3239\Delta^2 R_{u,t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

де $\Delta P_{u,t}$ – зміна ціни в Україні у момент часу (t); $\Delta P_{u,t-1}$ – лагова зміна ціни за один період; $\Delta R_{u,t-1}$ – лагова зміна відсоткової ставки; $\Delta^2 P_{u,t-1}$ – диференційоване значення зміни ціни; $\Delta R_{u,t}$ – поточна зміна ставки; $\Delta^2 R_{u,t-1}$ – диференційоване значення зміни ставки; ε_t – випадковий залишок моделі.

Водночас для США аналітична форма ЕСМ є наступною:

$$\Delta P_{us,t} = 6,94694 - 1,20755\Delta P_{us,t-1} - 1,79819\Delta R_{us,t-1} + 0,60684\Delta^2 P_{us,t-1} - 0,76824\Delta R_{us,t} + 0,01357\Delta^2 R_{us,t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

де $\Delta P_{us,t}$ – зміна ціни у США у момент часу (t); $\Delta P_{us,t-1}$ – лагова зміна ціни за один період; $\Delta R_{us,t-1}$ – лагова зміна відсоткової ставки; $\Delta^2 P_{us,t-1}$ – диференційоване значення лагової зміни ціни; $\Delta R_{us,t}$ – поточна зміна ставки; $\Delta^2 R_{us,t-1}$ – диференційоване значення лагової зміни ставки; ε_t – випадковий залишок моделі.

Отримане рівняння ЕСМ для США дозволяє оцінити механізм корекції ціни у відповідь на зміни вартості позикового капіталу. Порівнюючи з моделлю для України, ринок США демонструє швидшу адаптацію до змін монетарної політики, що підтверджується нижчими значеннями коефіцієнтів при змінних ставки ($(\Delta R_{us,t})$, $(\Delta R_{us,t-1})$). Для систематизації ключових аспектів моделювання проведено порівняльний аналіз ЕСМ-моделей для України й США (табл. 2), який дозволяє оцінити відмінності у реакції ринків на монетарні фактори.

Таблиця 2

Порівняльний аналіз ЕСМ-моделей для України й США

Фактор	Україна (коефіцієнт, p- value)	США (коефіцієнт, p- value)
Константа	2,9836	6,94694
Лагова зміна ціни (ΔP_{t-1})	-1,2462 (p = 0,005)	-1,20755 (p = 0,007)
Лагова зміна ставки (ΔR_{t-1})	-5,1150 (p = 0,002)	-1,79819 (p = 0,014)
Диференційоване значення лагової зміни ціни ($\Delta^2 P_{t-1}$)	0,3321 (p = 0,049)	0,60684 (p = 0,018)
Поточна зміна ставки (ΔR_t)	-2,6612 (p = 0,002)	-0,76824 (p = 0,015)
Диференційоване значення лагової зміни ставки ($\Delta^2 R_{t-1}$)	1,3239 (p = 0,008)	0,01357 (p = 0,735)

Джерело: розраховано авторами у середовищі RStudio 2024.04.2 на підставі даних із [18; 19]

Отримані ЕСМ-моделі демонструють суттєві відмінності у механізмі корекції цін між Україною та США. Україна має глибшу монетарну залежність,

що підтверджується високою значущістю впливу поточної ((ΔR_t) , $p = 0,002$) і лагової зміни вартості позикового капіталу ((ΔR_{t-1}) , $p = 0,002$). Висока негативна амплітуда коефіцієнтів у моделі свідчить про інерційність ринкової реакції та повільне коригування після монетарних змін.

Ринок США, порівнюючи з українським, швидше адаптується до змін: вплив поточної зміни ставки ($(\Delta R_{us,t})$, $p = 0,015$) суттєво нижчий, а довгострокові ефекти майже не проявляються ($(\Delta^2 R_{us,t-1})$, $p = 0,735$). Водночас лагова зміна ціни ($(\Delta^2 P_{us,t-1})$, $p = 0,018$) має значний корекційний ефект, що підтверджує стійкий механізм короткострокового відновлення рівноваги.

Отже, український ринок характеризується більшою інертністю, тривалим впливом монетарної політики й повільним механізмом корекції. Водночас ринок США має гнучку реакцію на фінансові фактори, що є наслідком більшого рівня конкуренції та фінансової інтеграції. Надалі для оцінки стабільності параметрів ARDL-моделей та виявлення можливих структурних зламів було застосовано Recursive CUSUM-тест. Високі значення p -value (0,2527 для України й 0,8897 для США) свідчать про відсутність структурних змін і стабільність моделей. Зокрема, ЕСМ-модель для України не демонструє зламів, а модель для США – більш стабільна. Отже, обидві моделі є надійними у межах досліджуваного періоду, що дозволяє використовувати їх без потреби у зміні специфікації (рис. 4).

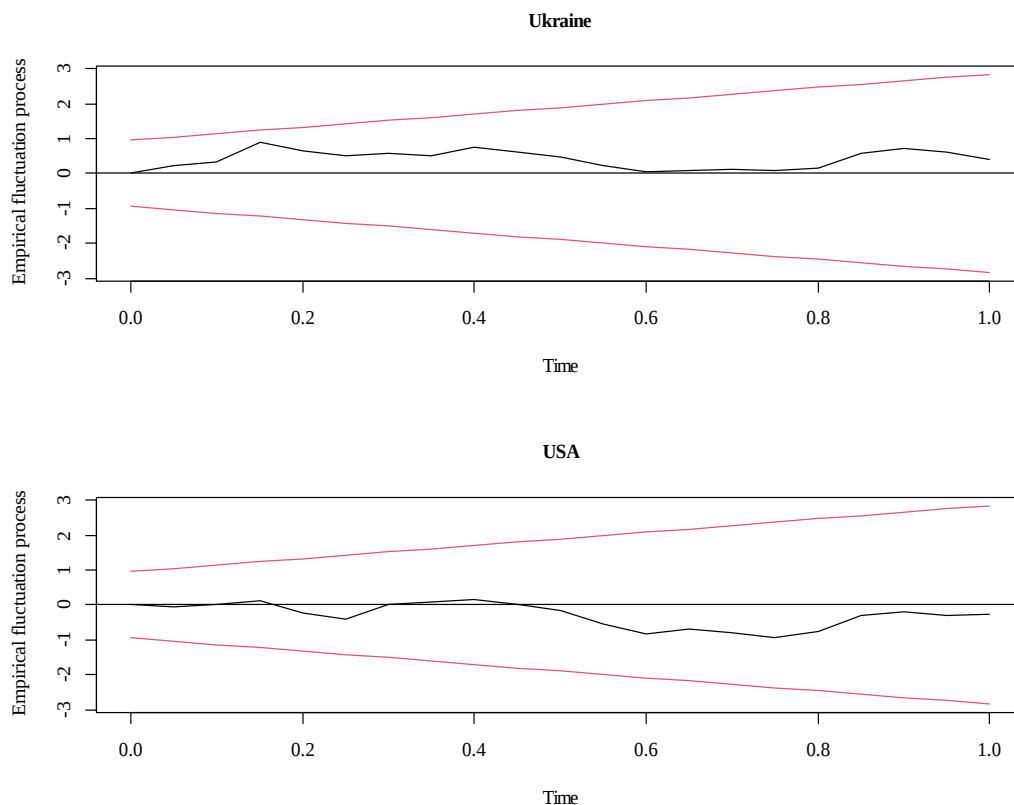


Рис. 4. CUSUM аналіз стабільності ЕСМ моделей залежності цін на пшеницю твердих сортів від відсоткових ставок на грошовому ринку в Україні й США у 1996–2024 рр.

Джерело: розраховано авторами у середовищі RStudio 2024.04.2 на підставі даних з [18; 19]

Надалі ЕСМ-специфікацію було розширено до рівня RECM, який характеризується як короткостроковими, так і довгостроковими ефектами й дозволяє гнучко аналізувати процес коригування рівноваги. Так, у випадку взаємозв'язку динаміки цін і вартості позикового капіталу для України RECM має вигляд:

$$\Delta P_{u,t} = 0,3321\Delta P_{u,t-1} - 2,6612\Delta R_{u,t} + 1,3239\Delta R_{u,t-1} - 1,2462ECT_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

де $\Delta P_{u,t}$ – зміна ціни у поточному періоді; $\Delta P_{u,t-1}$ – лагова зміна ціни; $\Delta R_{u,t}$ – поточна зміна відсоткової ставки; $\Delta R_{u,t-1}$ – лагова зміна ставки; ECT_{t-1} – термін коригування помилки, який показує, наскільки ціни відхиляються від довгострокової рівноваги; ε_t – випадковий залишок моделі.

Водночас для США аналітична форма RECM мала вигляд:

$$\Delta P_{us,t} = 0,60684\Delta P_{us,t-1} - 0,76824\Delta R_{us,t} + 0,01357\Delta R_{us,t-1} - 1,20755ECT_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

де $\Delta P_{us,t}$ – зміна ціни у США у поточному періоді; $\Delta P_{us,t-1}$ – лагова зміна ціни; $\Delta R_{us,t}$ – поточна зміна відсоткової ставки; $\Delta R_{us,t-1}$ – лагова зміна ставки; ECT_{t-1} – термін коригування помилки (відхилення від рівноваги у попередньому періоді); ε_t – випадковий залишок моделі.

Розширення ЕСМ-специфікації до RECM дає змогу оцінити не лише короткострокові ефекти, а й довгостроковий процес коригування рівноваги. Це особливо важливо у контексті монетарного впливу на ціноутворення, адже показник коригування помилки (ECT_{t-1}) відображає механізм повернення до рівноважного рівня. Для детального порівняння моделей RECM для України й США наведемо ключові параметри у табличній формі (табл. 3).

Таблиця 3

Порівняльний аналіз RECM-моделей для України й США

Фактор	Україна (коефіцієнт, p- value)	США (коефіцієнт, p- value)
Лагова зміна ціни (ΔP_{t-1})	0,3321 (p = 0,049)	0,60684 (p = 0,018)
Поточна зміна ставки (ΔR_t)	-2,6612 (p = 0,002)	-0,76824 (p = 0,015)
Лагова зміна ставки (ΔR_{t-1})	1,3239 (p = 0,008)	0,01357 (p = 0,735)
Термін коригування помилки (ECT_{t-1})	-1,2462 (p = 0,003)	-1,20755 (p = 0,007)

Джерело: розраховано авторами у середовищі RStudio 2024.04.2 на підставі даних із [18; 19]

Потрібно відзначити, що український ринок демонструє значну залежність від монетарної політики, що видно з високого негативного коефіцієнта коригування рівноваги ($(ECT_{t-1} = -1,2462)$, p = 0,003). Це свідчить про інтенсивний процес самокорекції, коли ціни швидко повертаються до рівноважного рівня після відхилення. Короткостроковий ефект зміни ставки ($(\Delta R_t = -2,6612)$, p = 0,002) підтверджує негайну реакцію цін на зміни монетарної політики. Лагова структура ($(\Delta P_{t-1} = 0,3321)$, p = 0,049) має позитивний вплив, що вказує на часткове збереження цінового тренду.

Ринок США, навпаки, швидше адаптується до змін. Хоча коефіцієнт коригування рівноваги ($(ECT_{t-1} = -1,20755)$, $p = 0,007$) також значущий, його абсолютне значення нижче, що свідчить про стабільніший механізм корекції. Лагова зміна ціни ($(\Delta^2 P_{t-1} = 0,60684)$, $p = 0,018$) має більш виражений позитивний ефект у США, що сигналізує про стійкий механізм ціноутворення. Водночас довгостроковий вплив зміни ставки у США ($(\Delta R_{t-1} = 0,01357)$, $p = 0,735$) є незначним, що підтверджує меншу залежність ринку США від монетарної політики.

Український ринок швидко реагує на зміни монетарної політики, проте має вищу волатильність, що обумовлює більш інтенсивне коригування рівноваги. Водночас ринок США має стійку цінову динаміку, демонструючи меншу чутливість до змін фінансових умов і швидке повернення до рівноваги.

Сформовані моделі демонструють високу надійність і стабільність, що дає підстави для їхнього застосування для інтерпретації тенденцій в історичних даних. Для цього з базових моделей було виокремлено довгострокову залежність (long-run), що дозволило оцінити умови формування довгострокового тренду у обох моделях і візуалізувати останній (рис. 5).

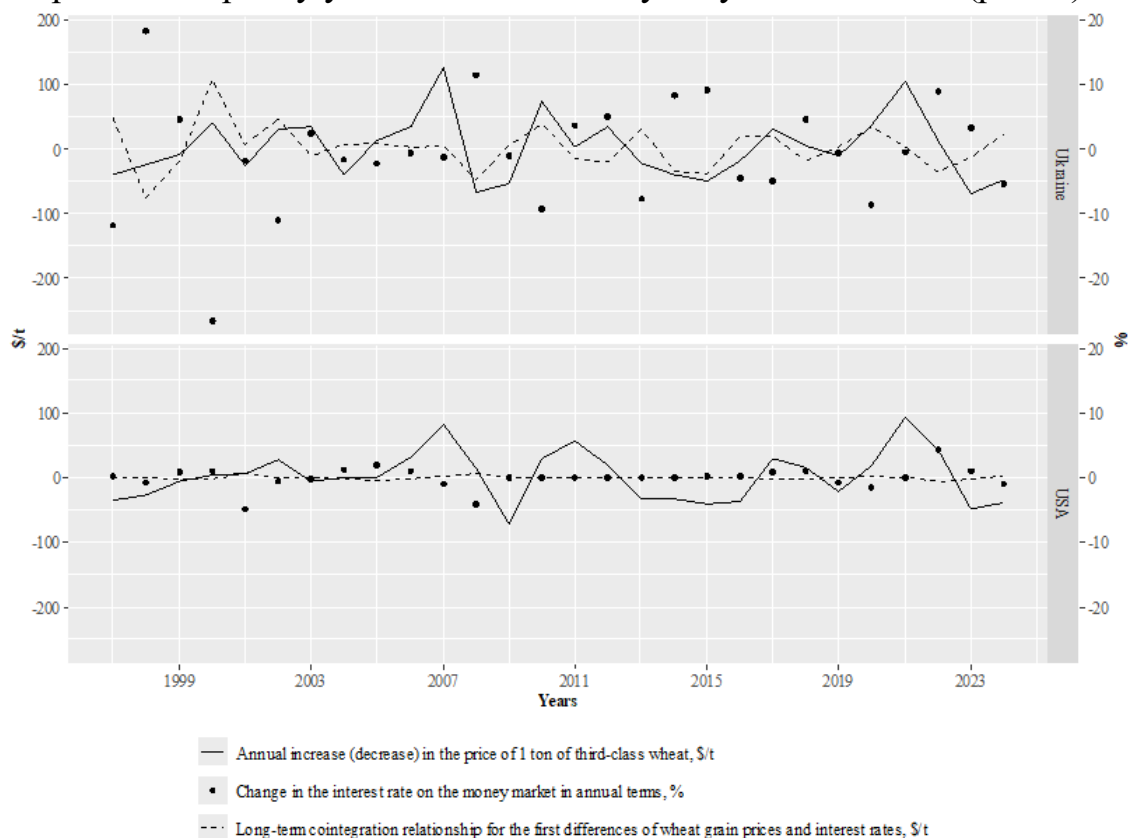


Рис. 5. Оцінка довгострокової коінтеграції волатильності цін на зерно пшениці твердих сортів і відсоткових ставок в Україні й США у 1996–2024 рр.

Джерело: розраховано авторами у середовищі RStudio 2024.04.2 на підставі даних із [18; 19]

Менша варіація відсоткових ставок у США зумовлює нижчу волатильність довгострокового тренду моделі, порівнюючи з українською.

Навіть помірне зниження ставок в Україні на початку 2000-х не призвело до відповідного зменшення волатильності через ретроспективну поведінку виробників і повільну реакцію на зміну кон'юнктури.

ARDL-моделювання підтвердило значний вплив монетарної політики на ціноутворення: український ринок виявився більш еластичним до змін відсоткових ставок (-2,66116 проти -0,76824 у США). Це зумовлює потребу в диверсифікації джерел фінансування, розвитку хеджування та забезпеченні ліквідності. Ринок США більш стабільний, що сприяє впровадженню довгострокових стратегій.

В Україні сильна залежність цін від монетарних чинників обґрунтовує доцільність фіксованих ставок або використання власного капіталу, тоді як у США розвинені фінансові інструменти дають змогу застосовувати гнучкі кредитні механізми.

RECM-модель вказує на агресивний механізм коригування в Україні (-1,2462), що ускладнює адаптацію фінансових стратегій. Натомість у США ринок реагує оперативніше, що створює умови для реалізації раціональних очікувань у фінансовому плануванні.

Значущість монетарної політики підтверджується результатами bounds-тесту: в Україні ($F = 5,2775$, $p < 0,05$), у США ($F = 9,5148$, $p < 0,001$). Це вказує на потребу у зваженому підході до інвестицій в українському агросекторі та підтверджує ефективність капіталовкладень у США.

Висока чутливість українського ринку до монетарних змін вимагає створення стабілізаційних механізмів, страхування цінових ризиків і доступу до довгострокового фінансування.

Отримані результати логічно узгоджуються з висновками дослідників, що спеціалізуються у дослідженні аграрних ринків у різних економічних умовах, що дозволяє обґрунтовано пояснити особливості цінових механізмів України й США.

Зокрема, вищу еластичність аграрного ринку України доводять дослідження Моганті С., Мейєрс В., Сміт Д. [12] і Назліюглу Г., Ердем Ч., Сойтас Х. [13], у яких доведено, що економіки, які розвиваються, демонструють сильніші цінові коливання через менш стабільні механізми регулювання та залежність від зовнішніх факторів. Це особливо важливо для аграрного сектора економіки, де цінова волатильність обумовлена обмеженими можливостями хеджування та відносною нестабільністю фінансових ринків.

Швидке цінове коригування узгоджується з моделями адаптивних очікувань (Сагаян С., Рід М., Марчант М. [16]; Гаррі А., Хадсон Б. [17]), що підтверджує високу чутливість перехідної економіки до короткострокових змін. В умовах обмеженої доступності стабілізаційних фінансових інструментів (таких як довгострокове хеджування), ціни оперативно реагують на монетарні й ринкові зміни.

Для США Робертс Дж. [14] й Акоста А., Іле Р., фон Крамон-Таубадель С. [15] пояснюють низьку еластичність завдяки високій розвиненості ринкових механізмів, зокрема широке використання хеджування, державну підтримку субсидування та фінансову стабільність. Ці фактори пом'якшують

вплив короткострокових монетарних змін, що робить ринок більш прогнозованим і менш чутливим до цінових коливань.

Так, різниця між Україною та США зумовлена структурними особливостями ринків, рівнем фінансової інтеграції та можливостями стабілізації ціноутворення. Український ринок відчуває сильний монетарний вплив через обмежений доступ до механізмів хеджування, тоді як ринок США є більш захищеним від короткострокових фінансових змін.

Загалом результати не лише підтверджують попередні дослідження, а й поглиблюють розуміння впливу монетарної політики на агросектор. Порівняння України й США виявило істотні відмінності у фінансовій структурі, стабільності ринку, а також адаптивності до макроекономічних змін. Це зумовлює необхідність удосконалення фінансових стратегій з урахуванням національних особливостей, захисту від монетарних ризиків і підвищення гнучкості агрофінансування.

Висновки. Результати ARDL-моделювання дозволили ідентифікувати як короткострокові, так і довгострокові залежності між індикаторами монетарної політики й цінами на пшеницю в Україні й США у 1996–2024 рр. Дослідження впливу монетарної політики США на ціни на пшеницю показало, що підвищення ставки федеральних фондів зазвичай збігається зі зниженням світових цін на пшеницю, що зумовлює корекцію фінансових стратегій агровиробників через зміни вартості ф'ючерсів. До короткострокових ефектів належить зміна облікової ставки й грошової маси, що впливає на цінову волатильність, а також вимагає адаптації агробізнесу до змін ринкових умов. Також фінансова стратегія агровиробників повинна враховувати зміну монетарних умов для прогнозування цінових коливань на світових ринках.

Водночас в Україні монетарна політика має обмежений вплив на ціни на пшеницю, оскільки довгострокові ефекти не демонструють суттєвої кореляції між монетарними індикаторами й цінами на зерно, а вплив здійснюється переважно через світові ціни, валютний курс й інфляцію. Короткострокові ефекти також мають обмежений характер, оскільки основними факторами змін залишаються коливання обмінного курсу гривні й інфляційні очікування, що змушує агровиробників коригувати фінансові стратегії для мінімізації ризиків. У таких умовах фінансова стратегія в Україні повинна більше орієнтуватися на управління валютними й інфляційними ризиками, ніж на внутрішні монетарні зміни.

Подальші дослідження повинні зосередитися на аналізі механізмів передавання монетарних імпульсів в агросектор України, зокрема через фінансові інструменти, такі як форвардні контракти й хеджування валютних ризиків, а також дослідженні впливу глобальних монетарних шоків на ціни сільськогосподарських товарів й адаптації фінансових стратегій агровиробників до таких змін. Отримані результати підтверджують значні відмінності у впливі монетарної політики США й України на ціни на пшеницю: у США процентні ставки безпосередньо впливають на ф'ючерсні контракти й світові ціни, тоді як в Україні цей вплив є більш опосередкованим і визначається через валютний курс й інфляцію. Так, фінансові стратегії агровиробників повинні бути

адаптовані відповідно до специфіки національної та глобальної монетарної політики.

Список використаних джерел

1. Huylenbroeck G., Vandermeulen V., Mettepenningen E., Verspecht A. Multifunctionality of agriculture: A review. *Journal of Agricultural Economics*. 2014. Vol. 65. № 2. P. 431–451. DOI: <https://doi.org/10.1111/jae.12056>
2. FAO. Ukraine: Food security and agricultural livelihoods assessment (December 2023) – Monitoring report. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2023. URL: https://fscluster.org/sites/default/files/2024-06/cd1128en_1.pdf (дата звернення: 19.07.2025).
3. Barry P.J., Ellinger P.N. Financial management in agriculture. 7th ed. New Jersey, USA: Pearson Education, 2012. 408 p.
4. Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*. 2001. Vol. 16. № 3. P. 289–326. DOI: <https://doi.org/10.1002/jae.616>
5. Pesaran M.H., Shin Y. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge, England: Cambridge University Press, 1999. P. 371–413. DOI: <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>
6. Karri H.K., Al Hizami M.Z., Al Ghafri S.A., Al Kindi A.M. Impact of macroeconomic variables on stock market volatility: A study of GCC stock markets. *American Journal of Multidisciplinary Research & Development*. 2021. Vol. 3 (3). P. 13–21.
7. Yang Y., Guo J., He R. The asymmetric impact of the oil price and disaggregate shocks on economic policy uncertainty: Evidence from China. *SAGE Open*. 2023. Vol. 13 (2). DOI: <https://doi.org/10.1177/21582440231179636> URL: <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/21582440231179636> (дата звернення: 19.07.2025).
8. Chirwa T.G., Odhiambo N.M. What drives long-run economic growth? Empirical evidence from South Africa. *International Economics*. 2016. Vol. 69 (4). P. 425–452. DOI: <https://doi.org/10.14689/iei.2016.69.4.425>
9. Морозова А., Хміль В. Крафтове виробництво в Україні: суть та шляхи просування. *Облік і фінанси*. 2023. Вип. 3 (101). С. 107–113. DOI: [https://doi.org/10.33146/2307-9878-2023-3\(101\)-107-113](https://doi.org/10.33146/2307-9878-2023-3(101)-107-113)
10. Stephens H.M., Deskins J. Economic Distress and Labor Market Participation. *American Journal of Agricultural Economics*. 2018. Vol. 100 (5). P. 1336–1356. DOI: <https://doi.org/10.1093/ajae/aay065>
11. Yadav I.S., Goyari P. The effects of financial development on crop productivity: ARDL evidence from Indian agriculture. *Journal of Financial Economic Policy*. 2024. Vol. 17 (4). P. 512–540. DOI: <https://doi.org/10.1108/JFEP-05-2023-0126>
12. Mohanty S., Meyers W.H., Smith D.B. A reexamination of price dynamics in the international wheat market. *Canadian Journal of Agricultural Economics*.

1999. Vol. 47 (1). P. 21–29. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1744-7976.1999.tb00213.x>

13. Nazlioglu G., Erdem C., Soytas H. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics*. 2013. Vol. 36. P. 658–665. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.11.009>

14. Roberts J.M. Monetary policy and agricultural markets: Resilience in the age of QE: Federal Reserve Discussion Paper. 2019. № 05. URL: <https://www.federalreserve.gov/publications/2019-ar-monetary-policy.htm> (дата звернення: 19.07.2025).

15. Acosta A., Ihle R., von Cramon-Taubadel S. Combining market structure and econometric methods for price transmission analysis. *Food Security*. 2019. Vol. 11. P. 941–951. DOI: <https://doi.org/10.1007/s12571-019-00951-w>

16. Saghaian S.H., Reed M.R., Marchant M.A. Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in an open economy. *Agricultural Economics*. 2002. Vol. 84 (1). P. 90–103.

17. Harri A., Hudson B. Mean and variance dynamics in agricultural commodity prices: The role of macroeconomic factors. *Applied Economics*. 2009. Vol. 41, № 3. P. 327–336.

18. International Monetary Fund. URL: <https://www.imf.org/> (дата звернення: 18.07.2025).

19. The OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development). URL: <https://www.oecd.org/> (дата звернення: 18.07.2025).

References

1. Huylenbroeck, G., Vandermeulen, V., Mettepenningen, E., & Verspecht, A. (2014). Multifunctionality of agriculture: A review. *Journal of Agricultural Economics*, 65 (2), 431–451. DOI: <https://doi.org/10.1111/jae.12056> [in English].

2. FAO. Ukraine: Food security and agricultural livelihoods assessment (December 2023) – Monitoring report. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2023. fscluster.org. Retrieved from: https://fscluster.org/sites/default/files/2024-06/cd1128en_1.pdf [in English].

3. Barry, P.J., & Ellinger, P.N. (2012). *Financial management in agriculture*. 7th ed. New Jersey, USA: Pearson Education [in English].

4. Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289–326. DOI: <https://doi.org/10.1002/jae.616> [in English].

5. Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge, England: Cambridge University Press, 371–413. DOI: <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011> [in English].

6. Karri, H.K., Al Hizami, M.Z., Al Ghafri, S.A., & Al Kindi, A.M. (2021). Impact of macroeconomic variables on stock market volatility: A study of GCC stock markets. *American Journal of Multidisciplinary Research & Development*, 3 (3), 13–21 [in English].

7. Yang, Y., Guo, J., & He, R. (2023). The asymmetric impact of the oil price and disaggregate shocks on economic policy uncertainty: Evidence from China. *SAGE Open*, 13 (2). DOI: <https://doi.org/10.1177/21582440231179636> Retrieved from: <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/21582440231179636> [in English].
8. Chirwa, T.G., & Odhiambo, N.M. (2016). What drives long-run economic growth? Empirical evidence from South Africa. *International Economics*, 69 (4), 425–452. DOI: <https://doi.org/10.14689/iei.2016.69.4.425> [in English].
9. Morozova, A., & Khmil, V. (2023). Kraftove vyrobnytstvo v Ukraini: sut ta shliakhy prosuvannia. *Oblik i finansy*, 3 (101), 107–113. DOI: [https://doi.org/10.33146/2307-9878-2023-3\(101\)-107-113](https://doi.org/10.33146/2307-9878-2023-3(101)-107-113) [in Ukrainian].
10. Stephens, H.M., & Deskins, J. (2018). Economic Distress and Labor Market Participation. *American Journal of Agricultural Economics*, 100 (5), 1336–1356. DOI: <https://doi.org/10.1093/ajae/aay065> [in English].
11. Yadav, I.S., & Goyari, P. (2024). The effects of financial development on crop productivity: ARDL evidence from Indian agriculture. *Journal of Financial Economic Policy*, 17 (4), 512–540. DOI: <https://doi.org/10.1108/JFEP-05-2023-0126> [in English].
12. Mohanty, S., Meyers, W.H., & Smith, D.B. (1999). A reexamination of price dynamics in the international wheat market. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 47 (1), 21–29. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1744-7976.1999.tb00213.x> [in English].
13. Nazlioglu, G., Erdem, C., & Soytas, H. (2013). Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics*, 36, 658–665. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.11.009> [in English].
14. Roberts, J.M. (2019). *Monetary policy and agricultural markets: Resilience in the age of QE: Federal Reserve Discussion Paper*. [federalreserve.gov](https://www.federalreserve.gov/publications/2019-ar-monetary-policy.htm). Retrieved from: <https://www.federalreserve.gov/publications/2019-ar-monetary-policy.htm> [in English].
15. Acosta, A., Ihle, R., & von Cramon-Taubadel, S. (2019). Combining market structure and econometric methods for price transmission analysis. *Food Security*, 11, 941–951. DOI: <https://doi.org/10.1007/s12571-019-00951-w> [in English].
16. Saghaian, S.H., Reed, M.R., & Marchant, M.A. (2002). Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in an open economy. *Agricultural Economics*, 84 (1), 90–103 [in English].
17. Harri, A., & Hudson, B. (2009). Mean and variance dynamics in agricultural commodity prices: The role of macroeconomic factors. *Applied Economics*, 41 (3), 327–336 [in English].
18. International Monetary Fund. [imf.org](https://www.imf.org/). Retrieved from: <https://www.imf.org/> [in English].
19. The OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development). [oecd.org](https://www.oecd.org/). Retrieved from: <https://www.oecd.org/> [in English].

Відомості про авторів

МАКОГОН Віталій Вікторович – кандидат економічних наук, доцент,

доцент кафедри фінансів, банківської справи та страхування, Державний біотехнологічний університет (61002, м. Харків, вул. Алчевських, 44, e-mail: witmak.ua@gmail.com).

ЗАБОЛОТНИЙ Денис Сергійович – аспірант другого року навчання кафедри фінансів, банківської справи та страхування, Державний біотехнологічний університет (61002, м. Харків, вул. Алчевських, 44, e-mail: den.zabolotnyi@gmail.com).

МАКОНОН Vitaliy – Candidate of Economic Sciences, Associate Professor, Associate Professor of the Department of Finance, Banking, and Insurance, State Biotechnology University (61002, Khvarkiv, 44 Alchevskikh Str., e-mail: witmak.ua@gmail.com).

ZABOLOTNYI Denys – Postgraduate Student of the Second Year of Study of the Department of Finance, Banking and Insurance State Biotechnology University (61002, Khvarkiv, 44 Alchevskikh Str., e-mail: den.zabolotnyi@gmail.com).