

Роман ЗВАРИЧ

доктор економічних наук, професор, Західноукраїнський національний університет,
Тернопіль, Україна, romazvarych@yahoo.com
ORCID ID: 0000-0003-3741-2642

Ігор ПАВЛИШИН

аспірант, Західноукраїнський національний університет, Тернопіль, Україна,
agrowestfield@gmail.com
ORCID ID: 0009-0002-5145-8559

ЕМПІРИЧНИЙ АНАЛІЗ ЦІНОУТВОРЕННЯ НА ГЛОБАЛЬНИХ АГРОПРОДОВОЛЬЧИХ РИНКАХ

Вступ. Глобальні агропродовольчі ринки в умовах посилення економічних, кліматичних і геополітичних викликів характеризуються зростанням волатильності продовольчих цін та появою нових закономірностей ціноутворення, що зумовлює необхідність їхнього поглибленого емпіричного аналізу.

Мета – здійснити комплексний емпіричний аналіз процесів ціноутворення на глобальних агропродовольчих ринках на основі FAO Food Price Index шляхом оцінювання динаміки цін, їхньої волатильності, стаціонарності часових рядів, структурних зламів та визначення наслідків виявлених тенденцій для України як одного з ключових учасників світового агропродовольчого ринку.

Результати. Емпіричну базу дослідження становлять 435 щомісячних спостережень FAO Food Price Index та його субіндексів за 1990–2026 рр. Використано методи описової статистики, тести стаціонарності ADF і KPSS, STL-декомпозицію часових рядів та процедуру Binary Segmentation. Встановлено, що після глобальної продовольчої кризи 2007–2008 рр. сформувався новий ціновий режим, для якого характерним є стійке збереження вищого рівня реальних продовольчих цін. Середній рівень агрегованого індексу зріс із 66,5 пунктів у 1990-х рр. до 123,8 у 2020–2026 рр. Найвищі темпи зростання продемонстрували ринки олій і молочних продуктів. Виявлено суттєву неоднорідність волатильності між товарними сегментами: найбільш нестабільними є ринки олій, зернових і цукру, тоді як ціни на м'ясо характеризуються відносною стабільністю. Ідентифіковано чотири структурні злами (2007 р., 2014 р., 2021 р., 2023 р.), пов'язані з глобальними економічними та геополітичними шоками.

Висновки. Результати дослідження підтверджують формування структурно нового режиму функціонування глобальних агропродовольчих ринків після 2007 р., який характеризується підвищенням рівнем цін та збереженням значної чутливості до зовнішніх шоків. Для України результати дослідження мають практичне значення з огляду на високу залежність аграрного експорту від глобальної цінової кон'юнктури та необхідність врахування цих тенденцій у формуванні економічної й продовольчої політики.

Ключові слова: глобальні агропродовольчі ринки, *FAO Food Price Index*, ціноутворення, волатильність продовольчих цін, структурні злами, економетричний аналіз, експорт, ланцюги доданої вартості.

Табл.: 5, рис.: 5, бібл.: 13.

Roman ZVARYCH

Dr. Sc. (Economics), Prof., West Ukrainian National University, Ternopil, Ukraine,
romazvarych@yahoo.com
ORCID ID: 0000-0003-3741-2642

Ihor PAVLYSHYN

Postgraduate student, West Ukrainian National University, Ternopil, Ukraine,
agrowestfield@gmail.com
ORCID ID: 0009-0002-5145-8559

EMPIRICAL ANALYSIS OF PRICING IN GLOBAL AGRI-FOOD MARKETS

Introduction. In the context of increasing economic, climatic, and geopolitical challenges, global agri-food markets are characterized by growing food price volatility and the emergence of new pricing patterns, which necessitates a deeper empirical analysis of their development.

The purpose of the article is to conduct a comprehensive empirical analysis of pricing processes in global agri-food markets based on the *FAO Food Price Index* by assessing price dynamics, volatility, time-series stationarity, structural breaks, and the implications of the identified trends for Ukraine as one of the key participants in the global agri-food market.

Results. The empirical basis of the study consists of 435 monthly observations of the *FAO Food Price Index* and its sub-indices for the period 1990–2026. The research employs descriptive statistics, ADF and KPSS stationarity tests, STL decomposition, and the Binary Segmentation procedure. The findings indicate that a new pricing regime emerged after the 2007–2008 global food crisis, characterized by persistently higher real food price levels. The average value of the aggregate index increased from 66,5 points in the 1990s to 123,8 points in 2020–2026. Vegetable oils and dairy products demonstrated the highest growth rates. Significant heterogeneity in volatility across commodity groups was identified: vegetable oils, cereals, and sugar exhibited the highest instability, whereas meat prices remained relatively stable. Four major structural breaks (2007, 2014, 2021, and 2023) associated with global economic and geopolitical shocks were detected.

Conclusions. The results confirm the emergence of a structurally new regime in global agri-food markets after 2007, characterized by elevated price levels and persistent sensitivity to external shocks. For Ukraine, the findings are of practical importance given the high dependence of its agricultural exports on global price conditions and the need to account for these trends in the formulation of economic and food security policies.

Keywords: global agri-food markets; *FAO Food Price Index*; pricing; food price volatility; structural breaks; econometric analysis, exports, value chains.

JEL Classification: C22, Q11, Q13, F17.

Постановка проблеми. Глобальні агропродовольчі ринки упродовж останніх десятиліть зазнали суттєвих трансформацій, пов'язаних із поглибленням міжнародної торгівлі, інтеграцією ланцюгів доданої вартості та посиленням впливу фінансових, енергетичних і геополітичних чинників на процеси ціноутворення. Особливої актуальності ці процеси набули після світової продовольчої кризи 2007–2008 рр., яка продемонструвала вразливість глобальної продовольчої системи до комплексних шоків і зумовила формування нових цінових режимів.

У сучасних умовах динаміка світових продовольчих цін характеризується підвищеною волатильністю, наявністю структурних зламів і неоднорідністю поведінки окремих товарних сегментів. Це ускладнює прогнозування кон'юнктури ринку, підвищує ризики для учасників глобальних агропродовольчих ланцюгів і потребує застосування сучасних економетричних підходів до аналізу часових рядів.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Проблематика ціноутворення на глобальних агропродовольчих ринках і динаміка світових продовольчих цін перебуває в центрі уваги сучасних наукових досліджень, що зумовлено зростанням волатильності, впливом глобальних кризових явищ та поглибленням інтеграції ринків.

Вітчизняні науковці приділяють значну увагу емпіричному аналізу продовольчих цін із застосуванням економетричних методів. Зокрема, у дослідженні [1] автори обґрунтовують доцільність використання економетричного моделювання для оцінювання динаміки і прогнозування світових продовольчих цін та доводять, що часові ряди продовольчих індексів характеризуються складною структурою, яка містить трендові та випадкові компоненти, що потребує комплексного підходу до аналізу.

Питання функціонування агропродовольчого ринку в умовах сучасних глобальних викликів досліджено у праці [2], де автори акцентують увагу на впливі соціально-економічних трансформацій і безпечових факторів на розвиток аграрного сектору. Науковці наголошують на зростанні ролі зовнішніх шоків, зокрема геополітичних, у формуванні ринкової кон'юнктури та цінової динаміки.

У контексті інтеграції України у глобальні агропродовольчі ланцюги важливими є дослідження Т. Решитько [3], яка розглядає експорт агропродовольчої продукції як ключовий фактор розвитку міжнародних економічних відносин і зауважує, що експортна орієнтація аграрного сектору України підсилює її залежність від коливань світових цін, що зумовлює необхідність глибшого аналізу глобальних цінових процесів.

У зарубіжних дослідженнях значну увагу приділяють аналізу нелінійності та нестабільності продовольчих цін. Так, К. Özcan [4] досліджує явище цінових бульбашок, використовуючи, зокрема, FAO Food Price Index, і доводить, що динаміка продовольчих цін має ознаки перегріву та спекулятивних коливань. Це підтверджує складний і нелінійний характер процесів ціноутворення на глобальних ринках. У роботі Т. Akin та А. Demirkol [5] на основі байєсівського підходу проаналізовано фактори, що визначають динаміку продовольчих цін. Автори встановлюють значущість макроекономічних змінних, глобального попиту та кризових явищ у формуванні цінових коливань, що підтверджує багатофакторну природу ціноутворення.

Окремий напрям досліджень пов'язаний із впливом геополітичних факторів на агропродовольчі ринки. У роботі R. Goyal та S. Steinbach [6] проаналізовано функціонування аграрних ринків після реалізації Чорноморської зернової ініціативи,

що дає змогу оцінити роль України у стабілізації глобальних продовольчих потоків. J. Glauber та D. Laborde [7] досліджують вплив російсько-українського конфлікту на глобальну продовольчу безпеку, підкреслюючи значення регіональних шоків для світової цінової динаміки.

Незважаючи на значний обсяг наукових досліджень у сфері світових агропродовольчих ринків, питання комплексного емпіричного аналізу динаміки продовольчих цін із урахуванням їх трендових, сезонних та нерегулярних компонент, а також ідентифікації структурних зрушень і волатильності залишаються недостатньо розкритими. Особливої уваги потребує оцінка взаємозв'язків між окремими сегментами продовольчого ринку та їхньої ролі у формуванні агрегованих цінових індикаторів, що зумовлює актуальність подальших емпіричних досліджень, спрямованих на поглиблене розуміння механізмів ціноутворення в умовах трансформації глобальних агропродовольчих ринків.

Для України зазначена проблематика набуває особливої актуальності з огляду на вагоме місце країни у світовій торгівлі агропродовольчою продукцією та її інтеграцію в глобальні ланцюги доданої вартості. Посилення нестабільності глобальних продовольчих ринків, зростання цінових коливань і виникнення нових геополітичних ризиків формують додаткові виклики для розвитку аграрного сектору, зовнішньоторговельної діяльності та забезпечення економічної стійкості держави.

Метою статті є здійснення комплексного емпіричного аналізу процесів ціноутворення на глобальних агропродовольчих ринках на основі FAO Food Price Index шляхом дослідження динаміки цін, оцінки їхньої волатильності, декомпозиції часових рядів, тестування на стаціонарність й ідентифікації структурних зламів та визначення

наслідків виявлених тенденцій для України як активного учасника глобальних агропродовольчих ланцюгів доданої вартості.

Виклад основного матеріалу дослідження. Суттєві структурні зміни світової продовольчої системи протягом останніх десятиліть вимагають проведення комплексного емпіричного аналізу процесів ціноутворення на глобальних агропродовольчих ринках. Глобальна продовольча криза 2007–2008 рр., завершення сировинного суперциклу, пандемія COVID-19 та російсько-українська війна спричинили масштабні зміни у механізмах формування продовольчих цін, посилили їхню волатильність та підвищили роль зовнішніх шоків у функціонуванні агропродовольчих ринків. За цих умов традиційний аналіз середніх значень цінових індикаторів не дає змоги повною мірою виявити довгострокові тенденції, структурні зрушення та відмінності між окремими товарними сегментами. Тому застосування комплексу сучасних економетричних методів, що поєднує аналіз динаміки цін, оцінку стаціонарності часових рядів, декомпозицію трендових і сезонних компонентів та ідентифікацію структурних зламів, дає змогу сформувати цілісне уявлення про характер трансформації глобальних агропродовольчих ринків. Особливого значення таке дослідження набуває для України як одного з провідних світових експортерів зернових та олійних культур, оскільки зміни глобальної цінової кон'юнктури безпосередньо впливають на експортні надходження, макроекономічну стабільність і конкурентоспроможність національного аграрного сектору.

Емпіричною базою дослідження є FAO Food Price Index (FPI) – агрегований показник міжнародних цін на продовольство, що розраховується Продовольчою та сільськогосподарською організацією ООН (FAO) як середньозважене індексів цін п'яти

основних товарних груп: м'яса, молочних продуктів, зернових, олій та цукру; ваги формуються на основі середніх часток експорту цих товарних груп у світовій торгівлі за період 2014–2016 рр., який слугує також базою індексу (2014–2016 = 100) [8]. Часовий ряд охоплює 435 щомісячних спостережень із січня 1990 р. по березень 2026 р., що уможлиблює аналіз цінової динаміки на горизонті, який охоплює всі ключові кризи останніх трьох десятиліть.

Для коректного зіставлення цінових тенденцій у часі ми паралельно розглядаємо номінальний і реальний (дефльований індексом MUV – Manufacturers' Unit Value) FPI. Реальний індекс відображає купівельну спроможність продовольчих цін у термінах промислових товарів і нівелює вплив глобальної інфляції, що особливо важливо під час порівняння рівнів 1990-х і 2020-х рр.

Як свідчать дані з рис. 1, упродовж 1990–2006 рр. реальний FPI коливався в межах 65–90 пунктів і не виявляв вираженого тренду. Натомість, починаючи з 2007 р., спостерігається структурне зростання середнього рівня цін, посилене серією шоків

2008, 2010–2011 і 2022 рр. Локальний пік номінального індексу досягнуто у березні 2022 р. (160,2 п.) – на тлі збройної агресії проти України, яка є одним із провідних світових експортерів зерна та олійних культур. Реальний FPI у тому ж місяці становив 136,5 п., що є найвищим значенням за весь період спостережень. У табл. 1 узагальнено описову статистику номінального FPI та його субіндексів за чотирма десятилітніми періодами.

Аналіз за періодами виявляє кілька важливих закономірностей. По-перше, середній рівень номінального FPI зріс із 66,5 п. у 1990-х до 123,8 п. у 2020–2026 рр., тобто майже удвічі. По-друге, відносна мінливість цін, виміряна коефіцієнтом варіації (CV), у 2000-х рр. була вищою (29,6% для агрегату), ніж у 2020-х (11,8%), однак це було зумовлено високим базовим рівнем у новому десятилітті, а не зниженням абсолютних коливань. По-третє, серед субіндексів найвищий приріст продемонстрували олії та молочні продукти, а найбільш стійким залишається м'ясо – стандартне відхилення в 2020-х рр. для нього у 3,3

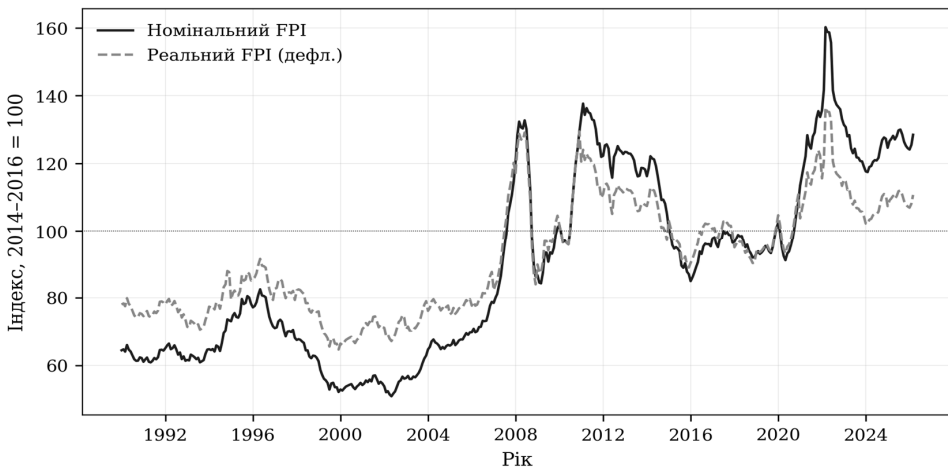


Рис. 1. Динаміка номінального та реального FAO Food Price Index, січень 1990 – березень 2026 рр.*

* Побудовано на основі FAO [8].

Таблиця 1

Описова статистика номінального FAO FPI та його субіндексів
за десятиліттями, 1990–2026 рр.*

Період	Індекс	Сер.	Медіана	СКВ	CV, %	Мін	Макс
1990–1999	FPI	66.5	64.6	7.0	10.5	52.1	82.5
1990–1999	Meat	77.1	79.0	7.7	10.0	59.5	89.7
1990–1999	Dairy	52.7	52.9	7.5	14.3	36.8	64.8
1990–1999	Cereals	63.1	61.3	9.7	15.4	50.4	100.0
1990–1999	Oils	63.6	63.8	13.6	21.3	43.7	90.0
1990–1999	Sugar	64.7	65.9	14.5	22.4	33.3	95.1
2000–2009	FPI	73.1	66.5	21.7	29.6	50.8	132.7
2000–2009	Meat	70.2	69.8	10.9	15.6	52.3	102.1
2000–2009	Dairy	78.2	71.8	30.0	38.3	40.1	154.0
2000–2009	Cereals	75.0	61.8	28.7	38.3	48.6	163.3
2000–2009	Oils	75.1	65.7	32.6	43.4	35.8	178.3
2000–2009	Sugar	64.1	59.5	25.0	38.9	31.8	145.6
2010–2019	FPI	107.0	99.2	14.6	13.7	84.9	137.7
2010–2019	Meat	99.9	99.7	7.5	7.5	84.4	118.5
2010–2019	Dairy	111.2	109.7	19.9	17.9	72.7	156.5
2010–2019	Cereals	110.5	101.3	20.6	18.6	86.0	151.7
2010–2019	Oils	110.9	104.1	24.4	22.0	76.6	175.4
2010–2019	Sugar	109.1	104.5	28.9	26.5	68.6	183.2
2020–2026	FPI	123.8	125.2	14.6	11.8	91.2	160.2
2020–2026	Meat	113.2	114.5	10.3	9.1	91.2	127.9
2020–2026	Dairy	128.2	126.3	17.5	13.7	94.5	158.2
2020–2026	Cereals	122.9	118.7	18.9	15.3	97.3	173.5
2020–2026	Oils	147.5	152.2	34.1	23.1	77.8	251.8
2020–2026	Sugar	112.1	112.8	22.4	19.9	63.2	162.7

* Складено на основі [8].

рази менше, ніж для олій. Сукупний річний темп зростання (CAGR) реального FPI за період 1990–2025 рр. становить 1,03%, тоді як номінального – 2,01% (табл. 2). Найвищі реальні темпи приросту демонструють олії (+2,69%) і молочні продукти (+2,59%), тоді як цукор у реальному вимірі за останні 35 років практично не змінився (–0,13%).

Рис. 2 ілюструє гетерогенність динаміки на рівні товарних груп. Підіндекс олій помітно випередив агрегат у 2020–2022 рр., досягнувши історичного максимуму 251,8 п. у

березні 2022 р. – на тлі обмежень експорту соняшникової олії з України та індонезійської заборони на експорт пальмової олії [7]. Підіндекс м'яса, навпаки, демонструє найбільш плавну траєкторію без різких піків, що відображає інерційність тваринницьких циклів і слабшу інтеграцію м'ясних ринків із спекулятивними потоками.

Передумовою коректного застосування подальших методів структурного й декомпозиційного аналізу є оцінка стаціонарності часових рядів. Для перевірки наявності

Таблиця 2

Сукупний річний темп зростання (CAGR) FAO FPI та субіндексів, 1990–2025 рр.*

Індекс	1990 (ном.)	2025 (ном.)	CAGR ном., %	1990 (реал.)	2025 (реал.)	CAGR реал., %
FPI	63.3	127.2	2.01	76.6	109.6	1.03
Meat	82.5	123.3	1.16	99.8	106.3	0.18
Dairy	42.6	146.7	3.59	51.6	126.4	2.59
Cereals	58.1	107.9	1.79	70.3	93.0	0.8
Oils	45.5	161.7	3.69	55.0	139.3	2.69
Sugar	77.7	104.3	0.85	94.0	89.9	-0.13

* Складено на основі [8].

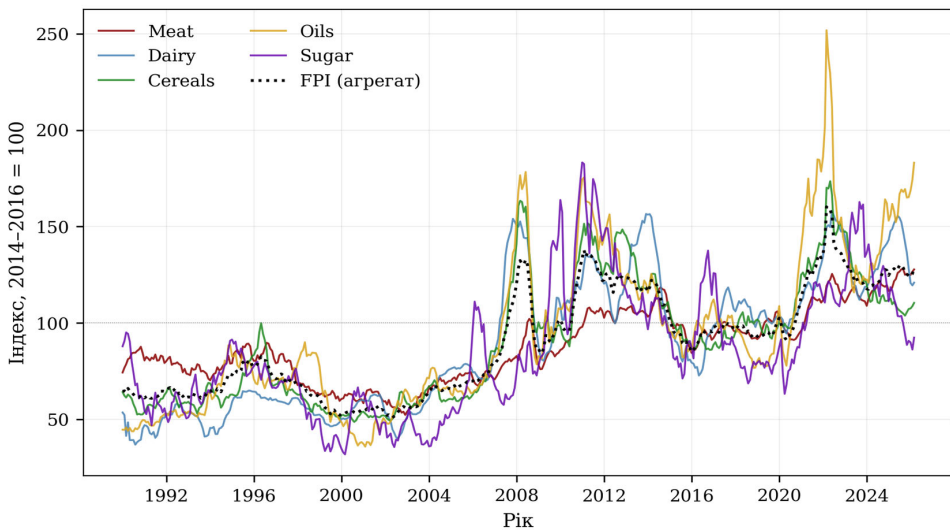


Рис. 2. Динаміка субіндексів FAO FPI: м'яса, молочних продуктів, зернових, олій і цукру (номінальні значення), 1990–2026 рр.*

*Побудовано на основі [8].

одиночного кореня застосовано розширений тест Дікі–Фуллера (ADF) із вибором лагів за критерієм Акаїке, а також тест Квятковського–Філіпса–Шмідта–Шина (KPSS) із нульовою гіпотезою стаціонарності навколо константи [9; 10]. Тести застосовано як до рівнів, так і до перших різниць (Δ) кожного ряду – у номінальному та реальному вимірах. Результати наведено в табл. 3.

Результати засвідчують, що практично всі досліджувані ряди в рівнях характеризуються наявністю одиночного кореня:

статистики ADF не дозволяють відхилити нульову гіпотезу нестационарності ($p > 0,1$) для більшості рядів, тоді як тест KPSS у всіх випадках відхиляє гіпотезу стаціонарності на 1%-му рівні значущості ($p \leq 0,01$). Виняток становить реальний підіндекс цукру, для якого ADF відхиляє нестационарність ($p = 0,006$), однак KPSS дає протилежний висновок, що класифікує цей ряд як “суперечливо стаціонарний” і вимагає обережної інтерпретації. Перші різниці всіх рядів є стаціонарними: ADF відхиляє одиночний

Таблиця 3

Результати тестів на стаціонарність FAO FPI та субіндексів (н – номінальні, р – реальні)*

Ряд	ADF	ρ (ADF)	KPSS	ρ (KPSS)	ADF Δ	ρ Δ	KPSS Δ	ρ Δ KPSS
FPI (н)	-1.66	0.452	2.411	0.01	-7.037	0.0	0.046	0.1
Meat (н)	-0.277	0.929	2.328	0.01	-5.766	0.0	0.114	0.1
Dairy (н)	-1.443	0.561	2.564	0.01	-7.538	0.0	0.025	0.1
Cereals (н)	-2.088	0.249	2.131	0.01	-13.539	0.0	0.038	0.1
Oils (н)	-1.91	0.327	2.097	0.01	-6.204	0.0	0.039	0.1
Sugar (н)	-2.459	0.126	1.559	0.01	-14.042	0.0	0.045	0.1
FPI (р)	-2.024	0.276	2.243	0.01	-15.663	0.0	0.031	0.1
Meat (р)	-1.262	0.647	1.411	0.01	-6.438	0.0	0.055	0.1
Dairy (р)	-1.896	0.334	2.43	0.01	-7.937	0.0	0.025	0.1
Cereals (р)	-2.229	0.196	1.827	0.01	-7.23	0.0	0.034	0.1
Oils (р)	-2.566	0.1	1.81	0.01	-6.328	0.0	0.028	0.1
Sugar (р)	-3.613	0.006	0.975	0.01	-13.576	0.0	0.036	0.1

* Складено на основі [8].

корінь на рівні 1%, а KPSS не відхиляє стаціонарність ($p \geq 0,1$). Отже, всі досліджувані часові ряди мають порядок інтегрованості $I(1)$, що відповідає типовій властивості міжнародних цінових індексів і підтверджує доцільність роботи з логарифмічними приростами під час оцінки волатильності та крос-залежностей.

Для виокремлення структурних компонентів часового ряду застосовано робастну процедуру STL (Seasonal-Trend decomposition using LOESS, [11]) із 12-місячним періодом сезонності. STL декомпоунує спостережений ряд на тренд, сезонну та нерегулярну (залишкову) компоненти; робастна модифікація знижує чутливість до викидів, що особливо доречно для рядів із вираженими шоківими епізодами.

Декомпозиція номінального FPI (рис. 3) показує, що понад 88,9% дисперсії ряду пояснюється трендовою компонентою, тоді як на сезонну припадає лише 0,2%, а на нерегулярну – 4,4%. Для реального FPI відповідні частки становлять 86,5%, 0,9% та 6,5%. Табл. 4 розкриває результати за субіндексами: трендова компонента домінує

в усіх товарних групах (80–94%), однак внесок нерегулярної складової помітно вищий для зернових (10,0%), цукру (10,3%) та олій (8,1%), що узгоджується з підвищеною чутливістю цих ринків до шоків (метеорологічних, геополітичних, енергетичних).

Як показали наші розрахунки на основі даних [8], сезонна амплітуда (різниця між найвищим і найнижчим середніми сезонними значеннями) є помірною: для зернових вона становить 6,25 п. з піком у грудні та мінімумом у серпні, що відображає післяжатвове здешевлення в Північній півкулі з подальшим поступовим зростанням цін у міру виснаження запасів попереднього врожаю та накладанням зимової логістичної надбавки в основних експортних коридорах; для молочних продуктів – 5,27 п. з літнім піком, що пояснюється сезонним зниженням надоїв у країнах Північної півкулі внаслідок теплового стресу за одночасного зростання споживчого попиту на свіжі молочні продукти; для м'яса – 4,41 п. з піком у липні, що відповідає сезонному піку споживання в країнах Північної півкулі; для олій – 4,95 п. з піком у травні, що, ймо-

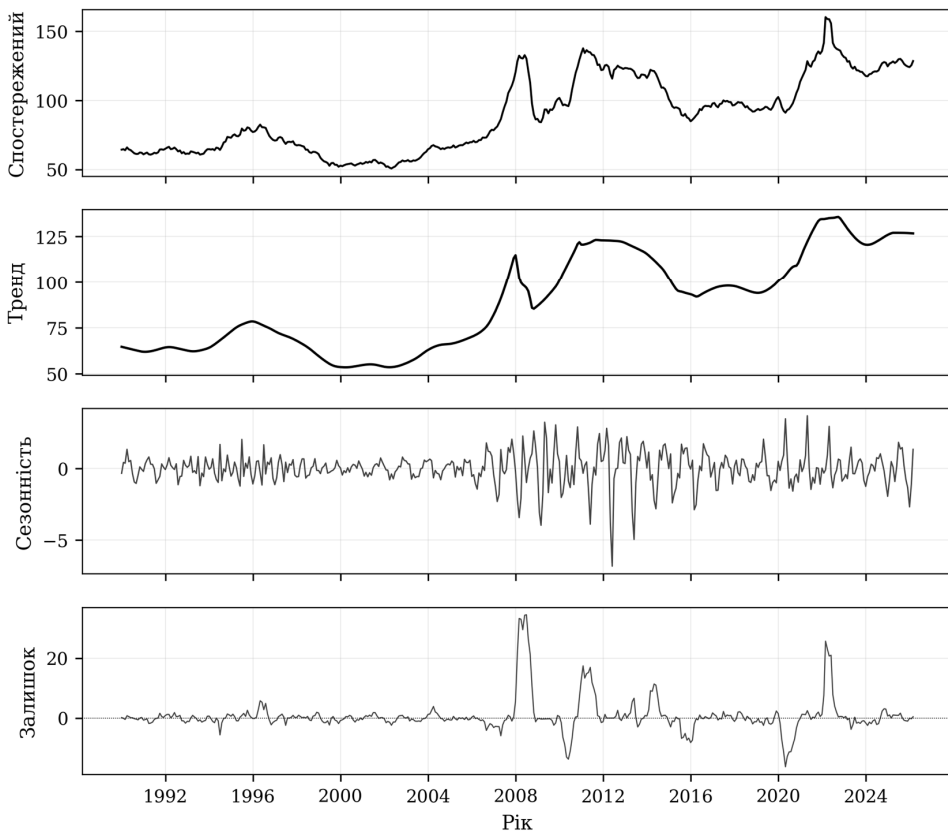


Рис. 3. STL-декомпозиція номінального FAO FPI: спостережений ряд, тренд, сезонні та нерегулярна компоненти*

* Побудовано на основі [8].

Таблиця 4

Дисперсійний внесок компонент STL для субіндексів FAO FPI (номінальні значення), %*

Субіндекс	Тренд, %	Сезонність, %	Нерегулярна, %
Meat	94.5	0.9	3.0
Dairy	85.7	1.7	7.9
Cereals	82.0	1.7	10.0
Oils	80.5	0.7	8.1
Sugar	88.4	1.5	10.3

* Складено на основі [8].

вірно, відображає посівну невизначеність щодо соняшнику та сої в Північній півкулі та циклічність пропозиції пальмової олії з низькими внутрішньорічними запасами в

основних експортерах Південно-Східної Азії. Низький загальний рівень сезонності в агрегованому FPI (1,49 п.) пояснюється протифазою сезонних компонентів окре-

мих субіндексів, які взаємно компенсуються у зведеному показнику.

Для виявлення моментів структурної зміни середнього рівня цін застосовано процедуру бінарної сегментації (Binary Segmentation, [12]) із критерієм мінімізації квадратичних втрат (l2-cost) і мінімальною довжиною сегмента 24 місяці. Кількість зламів обмежена чотирма для збереження інтерпретаційної однозначності. Аналіз проводили на реальному FPI, щоб уникнути впливу глобальної інфляції на оцінку зламів.

Алгоритм виявив чотири структурні злами: червень 2007 р., липень 2014 р., березень 2021 р. та квітень 2023 р. (рис. 4). Кожен із них має чітку економічну інтерпретацію. Перший збігається з початком глобальної продовольчої кризи 2007–2008 рр., спричиненої комбінацією зростання попиту на біопаливо, низьких запасів зерна, експортних обмежень та спекулятивного припливу капіталу на сировинні ринки [13]. Другий злам маркує завершення сировинного “суперциклу” і перехід до фази нижчих цін у 2014–2020 рр. на тлі високих врожаїв і слабшого попиту в Китаї. Третій злам при-

падає на ранню фазу пандемічного шоку та реакції на нього з боку фіскально-монетарної політики (накопичення продовольчих резервів, зміна логістичних потоків). Четвертий злам – квітень 2023 р. – фіксує часткову нормалізацію після піку 2022 р., чому сприяли зернова угода 2022 р. та розблокування експортних коридорів.

Як свідчать дані табл. 5, найвищий середній рівень реального FPI спостерігається в режимі 2021-04 – 2023-04 (119,7 п.), а також 2007-07 – 2014-07 (109,6 п.). Відносно низькі значення характерні для довоєнного періоду 1990-01 – 2007-06 (76,9 п.) і періоду 2014-08 – 2021-03 (97,8 п.). Зауважимо, що з 2007 р. реальний FPI жодного разу не повертався до рівнів, які домінували в 1990–2006 рр., це свідчить про те, що продовольча криза 2007–2008 рр. сформувала новий, постійно вищий ціновий режим, у якому світова продовольча система функціонує понад півтора десятиліття.

Висновки. Емпіричний аналіз FAO Food Price Index за період січень 1990 р. – березень 2026 р. (435 щомісячних спостережень) дає змогу ідентифікувати ключову

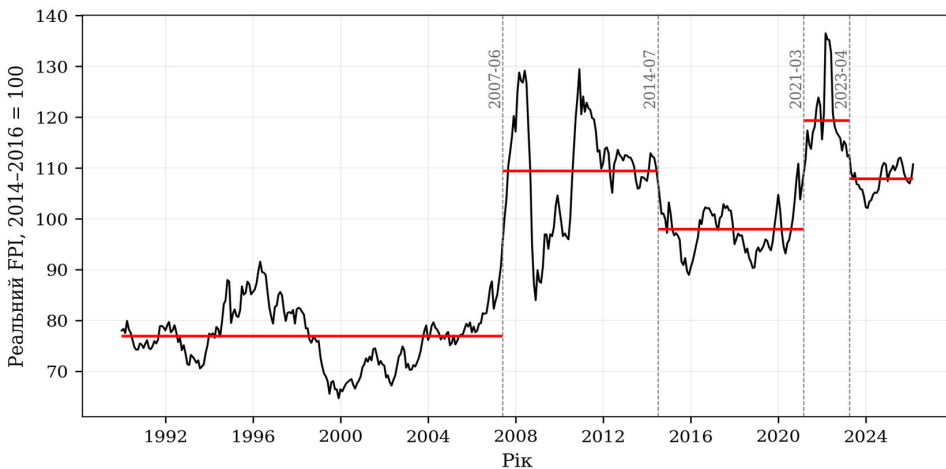


Рис. 4. Структурні злами реального FAO FPI (метод Binary Segmentation, l2-cost, 4 злами) та середні значення індексу в межах ідентифікованих режимів*

*Побудовано на основі [8].

Таблиця 5

Параметри ідентифікованих режимів реального FAO FPI*

Початок	Кінець	N міс.	Середнє	Середнє квадратичне відхилення (СКВ)
1990-01	2007-06	210	76.9	6.0
2007-07	2014-07	85	109.6	10.7
2014-08	2021-03	80	97.8	4.7
2021-04	2023-04	25	119.7	7.5
2023-05	2026-03	35	107.7	2.7

* Складено на основі [8].

закономірність трансформації глобальних агропродовольчих ринків – формування з 2007 р. структурно нового цінового режиму, в межах якого реальний індекс жодного разу не повертався до рівнів попереднього періоду. Ця знахідка є центральною: різниця середніх реального FPI до і після зламу червня 2007 р. (76,9 проти 109,6 пунктів) не лише статистично значуща, а й системно стійка, оскільки утримується протягом понад вісімнадцяти років і чотирьох наступних режимів.

Кількісне зіставлення підтверджує асиметричність змін на рівні товарних груп. За 1990–2025 рр. реальний CAGR агрегованого FPI становить 1,03%, тоді як для олій – 2,69%, молочних продуктів – 2,59%, а для цукру – від’ємний (–0,13%). Стандартне відхилення в режимі 2020–2026 рр. для олій (34,1 п.) у 3,3 рази перевищує аналогічний показник для м’яса (10,3 п.), що свідчить про різну інтегрованість окремих сегментів у спекулятивні фінансові потоки та різну чутливість до зовнішніх шоків. Спостережене зниження коефіцієнта варіації агрегату з 29,6% (2000–2009 рр.) до 11,8% (2020–2026 рр.) пояснюється не зменшенням абсолютних коливань, а підвищенням базового рівня цін, що додатково підтверджує тезу про режимний зсув.

Тести стаціонарності (ADF, KPSS) кваліфікують усі досліджувані ряди як інтегровані порядку I(1), за винятком реального

субіндексу цукру, для якого висновки двох тестів є суперечливими. Цей результат має пряму методологічну імплікацію: коректне моделювання динаміки FAO FPI потребує роботи з логарифмічними приростами або застосування коінтеграційних специфікацій, тоді як прогнозування в рівнях без урахування одиничного кореня формуватиме зміщені оцінки.

STL-декомпозиція засвідчує домінування трендової компоненти (понад 85% дисперсії як для номінального, так і для реального ряду) при незначному внеску сезонності. Водночас для зернових (10,0%), цукру (10,3%) та олій (8,1%) суттєво вищою є частка нерегулярної компоненти, що відображає підвищену вразливість цих ринків до метеорологічних, геополітичних та енергетичних шоків.

Чотири ідентифіковані структурні злами – червень 2007 р., липень 2014 р., березень 2021 р., квітень 2023 р. – формують послідовність економічно інтерпретованих режимів: глобальна продовольча криза 2007–2008 рр., завершення сировинного “суперциклу” та фаза нижчих цін 2014–2020 рр., пандемічний шок із фіскально-монетарною реакцією 2021 р., часткова нормалізація після піку 2022 р. внаслідок Чорноморської зернової ініціативи. Таке структурування узгоджується із сучасними оцінками впливу російсько-української війни на глобальну продовольчу безпеку [6] і до-

повнює їх кількісно специфікованими межами режимів та параметрами кожного з них.

Для України отримані результати мають подвійне значення. По-перше, найвища системна волатильність притаманна саме тим товарним сегментам (зерновим і олійам), які формують ядро українського агропродовольчого експорту; відтак макроекономічна стабільність, експортні надходження та стан продовольчої безпеки країни є структурно більш чутливими до глобальних цінових шоків, ніж припускав би агрегований FPI. По-друге, локальний пік субіндексу олій у березні 2022 р. (251,8 п.) і подальша нормалізація, асоційована зі зламом квітня 2023 р., прямо пов'язані з функціонуванням Чорноморської зернової ініціативи. Це підтверджує, що відновлення стабільної експортної інфраструктури України (морських портів та сухопутних коридорів) виходить за межі національного економічного завдання та становить чинник глобальної цінової стабілізації.

Науковий внесок дослідження полягає у формуванні цілісної емпіричної основи для аналізу нового цінового режиму глобальних агропродовольчих ринків через інтеграцію тестів стаціонарності, STL-декомпозиції та процедури виявлення структурних зламів на єдиному довгому горизонті спостереження (1990–2026 рр.) з паралельним зіставленням номінальних і реальних значень.

Серед обмежень дослідження слід зазначити агрегований характер FAO FPI, який нівелює внутрішню регіональну відмінність та особливості національних ринків; залежність ідентифікованих зламів від обраної процедури сегментації та критерію втрат; нелінійні взаємозалежності між субіндексами, що виходять за межі застосованих методів. Перспективними напрямками подальших розвідок є побудова векторних авторегресійних моделей з оцінкою трансмісійних механізмів “енергоносії →

продовольчі ціни → продовольча безпека”, застосування коінтеграційних і частотно-часових підходів для виокремлення коротко- та довгоперіодичних взаємозв'язків, а також моделювання поведінки українського аграрного сектору в контексті ідентифікованих режимів за допомогою динамічних просторових моделей.

Список використаних джерел

1. Ляшенко О., Дем'янюк О., Ковальчук А. Оцінювання динаміки світових цін на продовольство методами економетричного моделювання та прогнозування. *Східна Європа: економіка, бізнес та управління*. 2021. Вип. 6. С. 268–277. <https://doi.org/10.32782/easterneurope.33-38>.
2. Медвідь В., Лесюк В., Нестеренко А. Стратегія розвитку агропродовольчого ринку України в умовах глобальних соціально-економічних змін та сучасних загроз національній безпеці. *Актуальні проблеми економіки*. 2025. № 6. С. 330–337. DOI: [10.32752/1993-6788-2025-1-288-330-337](https://doi.org/10.32752/1993-6788-2025-1-288-330-337).
3. Решитько Т. Експорт агропродовольчої продукції України як фактор розвитку міжнародних економічних відносин. *Центральноросійський науковий вісник. Економічні науки*. 2024. № 11. С. 327–334. [https://doi.org/10.32515/2663-1636.2024.11\(44\).327-334](https://doi.org/10.32515/2663-1636.2024.11(44).327-334).
4. Özcan K. A. Food Price Bubbles: Food Price Indices of Turkey, the FAO, the OECD, and the IMF. *Sustainability*, 2023. Vol. 15. <https://doi.org/10.3390/su15139947>.
5. Akin T., Demirkol A. Analyzing factors influencing food price dynamics: a Bayesian approach. *CES Working Papers*. 2024. Vol. XV1. Is. 1. URL : https://ceswp.uaic.ro/articles/CESWP2023_XV1_AKI.pdf.
6. Goyal R., Steinbach S. Agricultural commodity markets in the wake of the Black Sea Grain Initiative. *Economics Letters*. 2023. Vol. 231. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2023.111297>.
7. Glauber J. W., Laborde D. (Eds.). *The Russia-Ukraine conflict and global food security*.

Washington, DC: International Food Policy Research Institute (IFPRI), 2023. 196 p. <https://doi.org/10.2499/9780896294394>.

8. Food and Agriculture Organization of the United Nations. FAO Food Price Index. 2026. URL : <https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodprices-index/en/>.

9. Dickey D. A., Fuller W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*. 1979. Vol. 74, P. 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>.

10. Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., Shin Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*. 1992. Vol. 54. Is. 1–3. P. 159–178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y).

11. Cleveland R. B., Cleveland W. S., McRae J. E., Terpenning I. STL: A seasonal-trend decomposition procedure based on loess. *Journal of Official Statistics*. 1990. Vol. 6. № 1. P. 3–73. URL : <https://www.math.unm.edu/~lii/Stat581/STL.pdf>.

12. Killick R., Fearnhead P., Eckley I. A. Optimal detection of changepoints with a linear computational cost. *Journal of the American Statistical Association*. 2012. Vol. 107. Is. 500. P. 1590–1598. <https://doi.org/10.1080/01621459.2012.737745>.

13. Headey D., Fan S. Anatomy of a crisis: The causes and consequences of surging food prices. *Agricultural Economics*. 2008. Vol. 39. Is. s1. P. 375–391. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2008.00345.x>.

References

1. Liashenko, O., Demianiuk, O., Kovalchuk, A. (2021) Otsiniuvannia dynamiky svitovykh tsin na prodovolstvo metodamy ekonometrychnoho modeliuvannia ta prohnozuvannia [Evaluation of the world food prices' dynamics by econometric modelling and forecasting methods]. *Skhidna Yevropa: ekonomika, biznes ta upravlinnia – Eastern Europe: Economy, Business and Management*,

6, 268–277. <https://doi.org/10.32782/easterneurope.33-38> [in Ukrainian].

2. Medvid, V., Lesiuk, V., Nesterenko, A. (2025) *Stratehiia rozvytku ahroprodovolchoho rynku Ukrainy v umovakh hlobalnykh sotsialno-ekonomichnykh zmin ta suchasnykh zahroz natsionalnii bezpetsi* [Development strategy for Ukraine's agri-food market amid global socio-economic changes and current national security threats]. *Aktualni problemy ekonomiky – Actual Problems of Economics*, 6, 330–337. DOI: [10.32752/1993-6788-2025-1-288-330-337](https://doi.org/10.32752/1993-6788-2025-1-288-330-337).

3. Reshytko, T. (2024). *Eksport ahroprodovolchoi produktsii Ukrainy yak faktor rozvytku mizhnarodnykh ekonomichnykh vidnosyn* [Export of Ukraine's agri-food products as a factor in the development of international economic relations] *Tsentrlnoukrainskyi naukovyi visnyk. Ekonomichni nauky – Central Ukrainian Scientific Bulletin. Economic Sciences*, 11, 327–334. [https://doi.org/10.32515/2663-1636.2024.11\(44\).327-334](https://doi.org/10.32515/2663-1636.2024.11(44).327-334).

4. Özcan, K.A. (2023). Food Price Bubbles: Food Price Indices of Turkey, the FAO, the OECD, and the IMF. *Sustainability*, 15. <https://doi.org/10.3390/su15139947>.

5. Akin, T., Demirkol, A. (2024). Analyzing factors influencing food price dynamics: a Bayesian approach. *CES Working Papers*, XV1 (1). Available at: https://ceswp.uaic.ro/articles/CESWP2023_XV1_AKI.pdf.

6. Goyal, R., Steinbach, S. (2023). Agricultural commodity markets in the wake of the Black Sea Grain Initiative. *Economics Letters*, 231. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2023.111297>.

7. Glauber, J. W., Laborde, D. (Eds.). (2023). *The Russia-Ukraine conflict and global food security*. Washington, DC: International Food Policy Research Institute (IFPRI). <https://doi.org/10.2499/9780896294394>.

8. Food and Agriculture Organization of the United Nations. (2026). FAO Food Price Index. Available at: <https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>.

9. Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>.

10. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?* *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y).

11. Cleveland, R. B., Cleveland, W. S., McRae, J. E., Terpenning, I. (1990). *STL: A seasonal-trend decomposition procedure based on loess*. *Journal of Official Statistics*, 6(1), 3–73. Available at: <https://www.math.unm.edu/~lil/Stat581/STL.pdf>.

12. Killick, R., Fearnhead, P., Eckley, I. A. (2012). *Optimal detection of changepoints with a linear computational cost*. *Journal of the American Statistical Association*. 107(500). 1590–1598. <https://doi.org/10.1080/01621459.2012.737745>.

13. Headey, D., Fan, S. (2008). *Anatomy of a crisis: The causes and consequences of surging food prices*. *Agricultural Economics*, 39(s1), 375–391. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2008.00345.x>.