

**Піскунова О. В.,**

д.е.н., професор кафедри математичного моделювання та статистики,  
КНЕУ імені Вадима Гетьмана

**Савіна С. С.,**

к.е.н., доцент кафедри математичного моделювання та статистики,  
КНЕУ імені Вадима Гетьмана

**Водзянова Н. К.,**

старший викладач кафедри математичного моделювання та статистики,  
КНЕУ імені Вадима Гетьмана

**Кравченко В. Л.,**

старший викладач кафедри математичного моделювання та статистики,  
КНЕУ імені Вадима Гетьмана

**Piskunova O.,**

Doctor of Economics, Professor, Department of Mathematical Modeling and  
Statistics, KNEU named after V. Hetman

**Savina S.,**

PhD in Economics, Associate Professor, Associate Professor of the  
Department of Mathematical Modeling and Statistics,  
KNEU named after V. Hetman

**Vodzyanova N.,**

Senior Lecturer of the Department of Mathematical Modeling and Statistics,  
KNEU named after V. Hetman

**Kravchenko V.,**

Senior Lecturer of the Department of Mathematical Modeling and Statistics,  
KNEU named after V. Hetman

## **МОДЕЛЮВАННЯ СТРУКТУРНИХ ЗВ'ЯЗКІВ В СИСТЕМІ ПРОДОВОЛЬЧОЇ БЕЗПЕКИ УКРАЇНИ**

### **MODELLING OF STRUCTURAL LINKS IN THE FOOD SECURITY SYSTEM OF UKRAINE**

**Анотація.** В статті авторами запропоновано концептуальний підхід до вирішення однієї з ключових проблем в рамках гарантування продовольчої безпеки України, а саме визначення динамічних структурних зв'язків у міжгалузевій системі постачання сільськогосподарської сировини та продуктів харчування, застосовано математичний інструментарій на основі побудови векторної авторегресійної моделі для встановлення кількісних характеристик взаємовідносин між основними галузями — виробниками зернових і м'яса, розроблено сценарії, що дозволяють передбачити реакцію системи на вплив зовнішніх сторонніх чинників. Використано методи векторно-регресійного аналізу, що надає змогу визначити тривалість дестабілізації системи, спричинену дією негативних непередбачених факторів, а також вразливість (відгук) у часі для кожної ендогенної змінної, яка входить до складу векторної авторегресійної моделі. Врахування частки дисперсії кожної ендогенної змінної у фі-

нальній помилці прогнозу забезпечує побудову науково обґрунтованих сценаріїв для періоду дестабілізації та визначення ризиків, пов'язаних із дотриманням певного рівня забезпеченості продовольством.

**Ключові слова:** продовольча безпека, векторна авторегресійна модель, інформаційний критерій, імпульсна функція відгуку, декомпозиція дисперсії, сценарійний аналіз.

**Abstract.** In the article authors suggested a conceptual approach to solving one of the key problems in the framework of guaranteeing food security of Ukraine, namely the definition of dynamic structural relationships in the intersectoral system of supply of agricultural raw materials and food products, applied mathematical tools based on the construction of a vector autoregression model to establish quantitative characteristics of interrelationships between the main industries — producers of grain and meat, developed scenarios that allow to predict the system's reaction to the influence of external extraneous factors. The methods of vector regression analysis were used, which makes it possible to determine the duration of system destabilization caused by the action of negative unforeseen factors, as well as vulnerability (feedback) over time for each endogenous variable that is part of the vector autoregression model. Taking into account the share of variance of each endogenous variable in the final forecast error ensures the construction of scientifically based scenarios for the period of destabilization and the determination of risks associated with maintaining a certain level of food security.

**Keywords:** food security, vector autoregression model, information criterion, impulse response function, variance decomposition, scenario analysis.

**Постановка проблеми.** Початок третього тисячоліття в історії людства безумовно можна буде охарактеризувати як епоху нових випробувань і потрясінь всесвітнього масштабу, пов'язаних із життям і смертю, миром і війною, боротьбою між демократією та автократією. Питання ефективного розвитку економіки, забезпечення обороноздатності, продовольчої безпеки стали найбільшими викликами сьогодення перед кожною країною світу. Особливо гостро ці питання активізувалися перед Україною в зв'язку з російською повномасштабною воєнною агресією у лютому 2022 року, яка призвела до значного руйнування інфраструктури, промислових і цивільних об'єктів, порушення функціонування всіх галузей економіки, в тому числі й тих, що безпосередньо забезпечували сільськогосподарською продукцією та продовольчими товарами.

**Аналіз останніх досліджень і публікацій.** Багатогранність проблем продовольчої безпеки, їх вплив на економіку та соціально-політичне життя України завжди привертало увагу вітчизняних вчених. Вагомі внески в розробку теоретико-аналітичного інструментарію з питань продовольчої безпеки зробили Єгоров Б.В., Крилов Д.В., Опря А.Т., Пепеляев В.А., Піскунова О.В., Саблук П.Т., Страшинська Л.В. та інші. Проте, незважаючи на накоплений досвід і напрацювання в цій області, перед дослідника-

ми постають нові аспекти, які потребують комплексних рішень і негайного реагування для уникнення ризиків, пов'язаних із забезпеченням продуктами харчування власного населення та виконанням міжнародних зобов'язань держави щодо вирішення світової проблеми голоду.

**Виділення невіршених раніше частин загальної проблеми.** Широкомасштабна російська агресія, тривалі воєнні дії на сході та півдні, тимчасова окупація майже п'ятої частини території України, забруднення земель, в тому числі сільськогосподарських, вибухонебезпечними речовинами представляють собою серйозну загрозу ефективному функціонуванню економіки, в першу чергу викликає дисбаланс у сфері виробництва та постачання продукції сільського господарства. Визначення причинно-наслідкових зв'язків між основними галузями виробництва сільськогосподарської продукції для гарантування продовольчої безпеки держави, кількісне оцінювання такого взаємовпливу та можливої реакції на негативні зрушення представляють собою першочерговий інтерес для обґрунтування управлінських рішень.

**Постановка завдання.** Метою статті є дослідження динаміки взаємовпливу між двома галузями економіки України – виробництвом зернових і м'яса, що відіграють основну роль у забезпеченні продовольчої безпеки держави, шляхом побудови та аналізу векторної авторегресійної моделі.

**Виклад основного матеріалу дослідження.** Для дослідження взято показники щорічного валового збору зернових ( $X1$ ) і виробництва м'яса ( $X2$ ) за період 1948—2021 рр., що складають  $T = 74$  спостереження [1].

Графічний аналіз динаміки кожного ряду дозволяє зробити допущення про тренд-стаціонарність у рівнях та необхідність виділення тренду [5, с.145]. Для визначення тренду зроблено допущення про одночасне існування двох точок розриву, пов'язаних зі специфікою економічного розвитку України: 1) 1991 рік — декларування незалежності України та початок становлення власного економічного розвитку; 2) 2001 рік — початок економічного зростання після подолання наслідків, пов'язаних із фінансовою кризою 1998—1999 рр. в рф, яка на той час була найбільшим торговельним партнером України. В загальному часовому проміжку виділено три інтервали часу: 1) 1948—1990 рр., 2) 1991—2000 рр., 3) 2001—2021 рр., що дозволило представити тренд кожного часового ряду за допомогою фіктивних змінних  $D2$  та  $D3$  у вигляді лінійно-кусочної моделі (дужками в рівняннях виділено відповідно три інтервали часу):

$$X1 = (b_{01} + b_{11}t) + D2(b_{02} + b_{12}t) + D3(b_{03} + b_{13}t) + \varepsilon 1;$$

$$X2 = (b_{01} + b_{11}t) + D2(b_{02} + b_{12}t) + D3(b_{03} + b_{13}t) + \varepsilon 2;$$

Результати побудови кусочно-лінійної регресії для кожного часового ряду, тестування достовірності моделей та їх оцінок параметрів наведено в табл. 1.

Таблиця 1

**РЕЗУЛЬТАТИ ТЕСТУВАННЯ КУСОЧНО-ЛІНІЙНОЇ РЕГРЕСІЇ**

Оцінка параметра	Значення	Стандартне відхилення	t-критерій	p-значення
$X1 = (b_{01} + b_{11}t) + D2(b_{02} + b_{12}t) + D3(b_{03} + b_{13}t) + \varepsilon 1$				
$b_{01}$	18089,507	1831,047	9,879	0,00000
$b_{11}$	683,236	72,492	9,425	0,00000
$b_{02}$	111935,315	31607,399	3,541	0,00072
$b_{12}$	-2688,254	31607,399	-3,541	0,00011
$b_{03}$	-118372,404	13788,501	-8,585	0,00000
$b_{13}$	1698,311	224,608	7,561	0,00000
	$R^2=0,849$	$k1=5; k2=68$	$F=76,245$	0,00000
$X2 = (b_{01} + b_{11}t) + D2(b_{02} + b_{12}t) + D3(b_{03} + b_{13}t) + \varepsilon 2$				
$b_{01}$	894,602	57,919	15,446	0,00000
$b_{11}$	83,152	2,293	36,263	0,00000
$b_{02}$	13690,942	999,789	13,694	0,00000
$b_{12}$	-333,849	999,789	-13,694	0,00000
$b_{03}$	-2112,157	436,151	-4,843	0,00001
$b_{13}$	-31,811	7,105	-4,478	0,00003
	$R^2=0,961$	$k1=5; k2=68$	$F=339,622$	0,00000

Результати перевірки на стаціонарність розширеним тестом Дікі-Фуллера (ADF-тест) рядів  $X1d$  і  $X2d$ , отриманих після виділення тренду, свідчать про стаціонарність кожного на рівні членів ряду (рівень інтегрування  $I(0)$ ). Результати тестування наведено в табл. 2.

## РЕЗУЛЬТАТИ ВИКОНАННЯ РОЗШИРЕНОГО ТЕСТУ ДІКІ-ФУЛЛЕРА

Ряд	Краща модель ADF-тесту Дікі-Фуллера	Статистика тесту $\delta$	Критичне значення ADF ( $\alpha = 0,05$ )	Значення критерію Дарбіна-Уотсона DW	Макс. лаг
$X1dt$	$\Delta X1dt = \alpha_0 + \delta X1dt - 1 + \epsilon t$	-9,756	-2,902	2,012	1
$X2dt$	$\Delta X2dt = \alpha_0 + \delta X2dt - 1 + \epsilon t$	-5,955	-2,902	1,928	1

Також можна стверджувати, що структуру ряду  $i$   $X1d$ ,  $i$   $X2d$  після виділення тренду найкраще описувати авторегресійним процесом  $AR(p)$  із лагом  $p=1$ . Враховуючи однаковий порядок інтегрування, їх взаємозалежність надалі аналізуватиметься на основі побудови моделей векторної авторегресії —  $VAR$ -моделей.

Основними перевагами моделей векторної авторегресії можна назвати гнучкість, універсальність, пристосованість до моделювання часових рядів, які різняться структурою, відсутність поділу змінних на ендогенні та екзогенні, можливість виявлення як короткострокових, так і довгострокових зв'язків у системі, що утворюється вибраним набором чинників. Стандартна  $VAR$ -модель є розширенням концепції  $ARIMA$  ( $ARIMAX$ ) моделювання окремих часових рядів [4, с.494].

Розглянемо побудову  $VAR$ -моделі для досліджуваних часових рядів. Багатомірний процес, що визначається двома ендогенними змінними, можна описати за допомогою моделі, записаної в структурній формі:

$$X1d_t = b_{10} - b_{12}X2d_t + \gamma_{11}X1d_{t-1} + \gamma_{12}X2d_{t-1} + \epsilon 1_t, \quad (1)$$

$$X2d_t = b_{20} - b_{21}X1d_t + \gamma_{21}X1d_{t-1} + \gamma_{22}X2d_{t-1} + \epsilon 2_t, \quad (2)$$

причому випадкові змінні  $\epsilon 1_t$ ,  $\epsilon 2_t$  представляють «білий шум» і відповідно не корелюють між собою.

Структура системи показує, що може існувати зворотній зв'язок між  $X1d_t$  та  $X2d_t$ . Наприклад, накладанням умов відмінності від нуля параметрів  $-b_{12}$  та  $\gamma_{12}$  визначається прямиий вплив на  $X1d_t$  змінної  $X2d_t$  та її лагу  $X2d_{t-1}$ . Аналогічно, якщо  $b_{21} \neq 0$  та  $\gamma_{21} \neq 0$ , то  $X1d_t$  і  $X1d_{t-1}$  матимуть одночасний вплив на  $X2d_t$ . Складові  $\epsilon 1_t$ ,  $\epsilon 2_t$  представляють собою шоки або випадкові відхилення відповідно для значень  $X1d_t$  та  $X2d_t$ . Це означатиме в свою чергу, що  $\epsilon 1_t$  опосередковано діятиме на  $X2d_t$ , а  $\epsilon 2_t$  — на  $X1d_t$ .

З огляду наявності таких зворотних зв'язків застосування методу найменших квадратів для оцінювання параметрів дає зміщені оцінки, й це є наслідком існування кореляційних зв'язків між пояснюючими змінними та залишками. Для уникнення наявності одночасних зворотних зв'язків у системі виконаємо наступні перетворення:

$$X1d_t + b_{12}X2d_t = b_{10} + \gamma_{11}X1d_{t-1} + \gamma_{12}X2d_{t-1} + \varepsilon1_t,$$

$$X2d_t + b_{21}X1d_t = b_{20} + \gamma_{21}X1d_{t-1} + \gamma_{22}X2d_{t-1} + \varepsilon2_t.$$

Запишемо структурну систему рівнянь у матричній формі:

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X1d_t \\ X2d_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X1d_{t-1} \\ X2d_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon1_t \\ \varepsilon2_t \end{pmatrix}$$

та позначимо:

$$B = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix}; X_t = \begin{pmatrix} X1d_t \\ X2d_t \end{pmatrix}; \Gamma_0 = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix} \quad \Gamma_1 = \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix}; \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon1_t \\ \varepsilon2_t \end{pmatrix},$$

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Помножимо ліву та праву частини виразу (3) на  $B^{-1}$ ;

$$X_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 X_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t$$

та запишемо стандартну форму  $VAR$ -моделі в матричному вигляді:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t, \quad (4)$$

де  $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ ,  $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ ,  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ .

Рівняння (1)-(2) представляють структурну форму  $VAR$ -моделі на відміну від рівнянь скороченої або стандартної форми  $VAR$ -моделі:

$$X1d_t = a_{10} + a_{11}X1d_{t-1} + a_{12}X2d_{t-1} + e1_t, \quad (5)$$

$$X2d_t = a_{20} + a_{21}X1d_{t-1} + a_{22}X2d_{t-1} + e2_t. \quad (6)$$

Треба відмітити, що стохастична частина стандартної  $VAR$ -моделі, представлена  $e1_t$  та  $e2_t$ , може бути розрахованою на основі шоків  $\varepsilon1_t$  та  $\varepsilon2_t$  структурної  $VAR$ -моделі. Як відмічалось раніше,  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ , то можемо обчислити:

$$e1_t = (\varepsilon1_t - b_{12}\varepsilon2_t) / (1 - b_{11}b_{22}), \quad (7)$$

$$e2_t = (\varepsilon2_t - b_{21}\varepsilon1_t) / (1 - b_{11}b_{22}). \quad (8)$$

Так як  $\varepsilon1_t$  та  $\varepsilon2_t$  відповідають «білому шуму», то з цього випливає, що й  $e1_t$  та  $e2_t$  також повинні бути процесом «білого шуму» та мати сподіване значення, рівне нулю, та сталу дисперсію:

$$M(e1_t) = M[(\varepsilon1_t - b_{12}\varepsilon2_t) / (1 - b_{11}b_{22})] = (1 - b_{11}b_{22})^{-1} [M(\varepsilon1_t) - b_{12}M(\varepsilon2_t)] = 0, \quad (9)$$

$$M(e2_t) = M[(\varepsilon2_t - b_{21}\varepsilon1_t) / (1 - b_{11}b_{22})] = (1 - b_{11}b_{22})^{-1} [M(\varepsilon2_t) - b_{21}M(\varepsilon1_t)] = 0 \quad (10)$$

На основі дисперсій  $\varepsilon1_t$  та  $\varepsilon2_t$  обчислюємо дисперсії  $e1_t$ ,  $e2_t$ :

$$\text{var}(e1_t) = M[(\varepsilon1_t - b_{12}\varepsilon2_t) / (1 - b_{11}b_{22})]^2 = (1 - b_{11}b_{22})^{-2} (\sigma_{\varepsilon1}^2 + b_{12}\sigma_{\varepsilon2}^2), \quad (11)$$

$$\text{var}(e2_t) = M[(\varepsilon2_t - b_{21}\varepsilon1_t) / (1 - b_{11}b_{22})]^2 = (1 - b_{11}b_{22})^{-2} (\sigma_{\varepsilon1}^2 + b_{21}\sigma_{\varepsilon2}^2), \quad (12)$$

де  $\sigma_{\varepsilon1}^2$  і  $\sigma_{\varepsilon2}^2$  відповідні значення дисперсій  $\varepsilon1_t$  та  $\varepsilon2_t$ .

Згідно виразів (11)-(12) дисперсії  $e1_t$ ,  $e2_t$  є константами та не залежать від часу.

Визначимо значення коваріації між відхиленнями  $e1_t$  та  $e2_t$ :

$$\begin{aligned} \text{cov}(e1_t, e2_t) &= M[(\varepsilon1_t - b_{12}\varepsilon2_t)(\varepsilon2_t - b_{21}\varepsilon1_t) / (1 - b_{11}b_{22})^2] = \\ &= -(b_{21}\sigma_{\varepsilon1}^2 + b_{12}\sigma_{\varepsilon2}^2)(1 - b_{11}b_{22})^{-2} \end{aligned} \quad (13)$$

В загальному випадку вираз (13) не повинен дорівнювати нулю, що визначає існування кореляційного зв'язку між двома випадковими змінними. Тільки при відсутності одночасного впливу між  $X1d_t$  та  $X2d_t$ , коли  $b_{21} = b_{12} = 0$ , між відхиленнями  $e1_t$  та  $e2_t$  коваріація приймає нульове значення, тобто залишки будуть не корельовані між собою, що унеможливило існування динамічного взаємовпливу.

Інші питання, що постають при побудові  $VAR(p)$ -моделі, полягають у визначенні кількості ендогенних змінних та довжини лагу.

По суті, принципівих застережень на кількість змінних  $VAR(p)$ -моделі немає. Звичайно, що необхідною вимогою буде

наявність економічного ефекту, пов'язаного з вивченням їх взаємовпливу. Але треба розуміти, що з практичної точки зору обмеження на кількість ендогенних змінних виникає при врахуванні фіксованого обсягу вибірки. Підключення однієї додаткової ендогенної змінної до  $k$  існуючих збільшує кількість параметрів одного рівняння системи на  $p$  одиниць, а всієї нової розширеної системи з  $(k+1)$  ендогенними змінними — на  $(1+(2k+1)p)$ , що обумовлює аналогічне зменшення числа ступеней свободи. Погіршення статистичних властивостей моделі може перевищити ефект від збільшення числа змінних.

Визначення оптимальної величини лагу є також важливим аспектом побудови  $VAR(p)$ -моделі. По-перше, ендогенні змінні, які включаються у  $VAR(p)$ -модель, якщо розглядати їх окремо, можуть мати авторегресійні процеси, лаги яких не співпадають. По-друге, навіть якщо лаги всіх змінних, що складають систему, співпадають, але кумулятивний ефект кореляції між залишками, про який мова йшла раніше, може спричинити зміну структури  $VAR$ -моделі в цілому.

Для визначення оптимальної довжини лагу  $p$  застосовано ітеративну процедуру [3, с.135], за якої починаємо побудову  $VAR$ -моделі з лагу, що набагато перевищує лаги окремих рівнянь. На кожному наступному кроці значення лагу зменшується на одиницю, і розраховується  $VAR(p-1)$ -модель. Результати побудови представлені в таблиці 3.

Таблиця 3

**ВИБІР ОПТИМАЛЬНОЇ ВЕЛИЧИНИ ЛАГУ  $VAR$ -МОДЕЛІ**

Лаг	LR	FPE	AIC	B(S)IC	HQIC
1	21,339	8,570E+11	33,152	33,353	33,232
2	10,373	8,160E+11	33,103	33,437	33,235
3	3,081	8,760E+11	33,173	33,641	33,357
4	2,529	9,490E+11	33,250	33,853	33,488
5	3,852	1,000E+12	33,302	34,038	33,593
6	4,276	1,050E+12	33,343	34,213	33,686
7	1,829	1,150E+12	33,430	34,433	33,825
8	2,292	1,250E+12	33,505	34,642	33,954
9	3,585	1,320E+12	33,550	34,821	34,052



Оптимальна величина лагу визначається на основі критеріїв, за якими на кожному кроці можна порівнювати побудовану  $VAR(p-1)$ -модель із  $VAR(p)$ -моделлю попереднього кроку.

Критерій фінальної помилки прогнозу ( $FPE$ ) орієнтований на визначення лагу моделі, що мінімізує середньоквадратичну похибку прогнозу; інформаційні критерії Акаїке ( $AIC$ ), Шварца ( $B(S)IC$ ), Ханнона-Квіна ( $HQIC$ ) визначають модель з оптимальним лагом на основі свого найменшого значення;  $LR$ -статистика асимптотично має розподіл  $\chi^2$  при рівні значущості  $\alpha$  зі ступенем свободи, що дорівнює кількості обмежень, накладених на оцінки параметрів  $VAR(p)$ -моделі. Фактично зі зменшенням лагу на одиницю обмеження рівності нулю накладається на кожну з  $k^2$  оцінок параметрів, які в порівнянні з  $VAR(p)$ -моделлю відсутні в структурі  $VAR(p-1)$ -моделі.

$VAR(2)$ -модель (табл. 3) показала найкращий результат по критеріях  $LR$ ,  $FPE$ ,  $AIC$ ;  $VAR(1)$  — по  $BIC$ ,  $HQIC$ . Це ще раз демонструє, що при виборі оптимального лагу для  $VAR$ -моделі необхідно, щоб у діапазон тестування включалися обов'язково лаги всіх автономних авторегресійних рівнянь, але діапазон тестування треба розширити принаймні вдвічі за максимальне значення лагу рівнянь системи, враховуючи непрямий кумулятивний ефект взаємозв'язку в системі, що може спричинити зміну структури. Треба також відмітити, що вибір лагу співпадає і з точки зору оцінювання прогнозних якостей моделі (критерії  $FPE$ ,  $AIC$ ), і зі сторони якості її «підгонки» (критерії  $B(S)IC$ ,  $HQIC$ ), причому значення  $HQIC$  для  $VAR(2)$  відрізняється від значення цього критерію для  $VAR(1)$  приблизно на 0,003.

Враховуючи результати тестування, наведені в табл. 3, запишемо в загальному вигляді систему рівнянь  $VAR(2)$  для досліджуваних часових рядів:

$$X1d_t = c_{10} + a_{11}X1d_{t-1} + a_{12}X1d_{t-2} + b_{11}X2d_{t-1} + b_{12}X2d_{t-2} + e_{1t}, \quad (14)$$

$$X2d_t = c_{20} + a_{21}X1d_{t-1} + a_{22}X1d_{t-2} + b_{21}X2d_{t-1} + b_{22}X2d_{t-2} + e_{2t}. \quad (15)$$

Результати побудови  $VAR(2)$ -моделі та тестування достовірності рівнянь і їх оцінок параметрів наведено в табл. 4.

Одним із недоліків  $VAR$ -моделі можна назвати необхідність оцінювання великої кількості параметрів, серед яких досить часто зустрічаються параметри, несуттєво відмінні від нуля. Крім цього, деякі оцінки параметрів однієї й тієї ж самої змінної при зміні лагу можуть змінювати знак на протилежний, що є проявом мультиколінеарності.

Звичайно, ці обставини ускладнюють економічну інтерпретацію моделі та розуміння динамічних взаємозв'язків у системі. Але, незважаючи на це, безсумнівною перевагою стандартної VAR-моделі є її використання для прогнозування, беручи до уваги той факт, що для визначення майбутніх значень кожної з ендогенних змінних, що складають систему, використовуються не лише значення минулих періодів цієї змінної, а й всіх інших, що робить прогноз більш точним, причому можна прослідкувати через існуючі динамічні взаємозв'язки реакцію системи в часі на зовнішні збурення.

Таблиця 4

РЕЗУЛЬТАТИ ПОБУДОВИ VAR(2)-МОДЕЛІ

Оцінка параметра	Значення	Стандартне відхилення	t-критерій	p-value
$X1d_t = c_{10} + a_{11}X1d_{t-1} + a_{12}X1d_{t-2} + b_{11}X2d_{t-1} + b_{12}X2d_{t-2} + e1_t$ ( $R^2=0,149$ ; $F=2,931$ ; $F_{(\alpha=0,05; k1=4; k2=67)}=2,509$ )				
$c_{10}$	-95,2222	646,828	-0,147	0,883
$a_{11}$	-0,240	0,119	-2,020	0,047
$a_{12}$	-0,195	0,125	-1,559	0,124
$b_{11}$	4,749	4,352	1,091	0,279
$b_{12}$	7,701	4,027	1,912	0,060
$X2d_t = c_{20} + a_{21}X1d_{t-1} + a_{22}X1d_{t-2} + b_{21}X2d_{t-1} + b_{22}X2d_{t-2} + e2_t$ ( $R^2=0,298$ ; $F=7,094$ ; $F_{(\alpha=0,05; k1=4; k2=67)}=2,509$ )				
$c_{20}$	9,849	17,307	0,569	0,571
$a_{21}$	0,012	0,003	3,706	0,000
$a_{22}$	0,004	0,003	1,338	0,186
$b_{21}$	0,391	0,116	3,355	0,001
$b_{22}$	-0,198	0,108	-1,840	0,070

В даному дослідженні для інтерпретації VAR-моделі використано два методи — функцію імпульсного відгуку та декомпозицію дисперсії.

Функція імпульсного відгуку показує реакцію ендогенних змінних в системі на шок, дія якого в момент часу  $t$  направлена на одну з них [2, с.221]. Так як система має  $k$  залежних змінних, то можемо скласти  $k$  сценаріїв, в кожному з яких буде зафіксова-

но  $k$  функції імпульсних відгуків змінних. Імпульсний відгук, якщо брати одиничний шок, представляє собою часткову похідну ендогенної змінної по відношенню до даного шоку. Треба зауважити, що на практиці для кожного сценарію більш часто застосовуються шоки, що дорівнюють стандартному відхиленню відповідної ендогенної змінної. В табл. 5 показано результати аналізу дії шоків на досліджувану систему, на рис. 1 відображено динаміку стану системи.

Таблиця 5

**РЕЗУЛЬТАТИ РОЗРАХУНКУ ІМПУЛЬСНОЇ ФУНКЦІЇ ВІДГУКУ**

$i$	Сценарій 1		Сценарій 2	
	$X1d_{t+i}$	$X2d_{t+i}$	$X1d_{t+i}$	$X2d_{t+i}$
1	5478,346	0,000	5,247	146,489
2	-1287,735	695,725	66,409	57,230
3	-403,919	1233,163	34,326	1,486
4	1022,306	16,625	-10,273	6,837
5	49,356	-200,535	-0,620	8,098
6	-293,229	135,922	6,956	-0,473
7	88,897	66,650	-0,383	-1,093
8	87,624	-51,308	-1,799	1,059

Побудовано два сценарії:

1) дію шоку, що дорівнює стандартному відхиленню, на змінну  $X1d_t$ , що обумовлює в момент часу  $t+1$  найбільшу зміну значення  $X1d_{t+1}$ ; через відсутність одномоментного впливу  $X1d_t$  на  $X2d_t$ , реакція  $X2d_t$  проявляється в момент часу  $t+2$ ; система повертається до рівноваги в момент часу  $t+7$ , що можна відстежити по даних (табл. 5);

2) дію шоку, що дорівнює стандартному відхиленню, на змінну  $X2d_t$ , що обумовлює в момент часу  $t+1$  найбільшу зміну значення  $X2d_{t+1}$ ; через наявність слабкого одномоментного впливу  $X2d_t$  на  $X1d_t$  спостерігається незначна реакція  $X1d_{t+1}$ ; в момент часу  $t+2$  система виходить із стану рівноваги та повертається до рівноваги в момент  $t+7$  (табл. 5).

Для інтерпретації  $VAR$ -моделі також використано метод декомпозиції дисперсії фінальної помилки прогнозу ( $FPE$ ) на вісім упереджень часу (табл. 6).

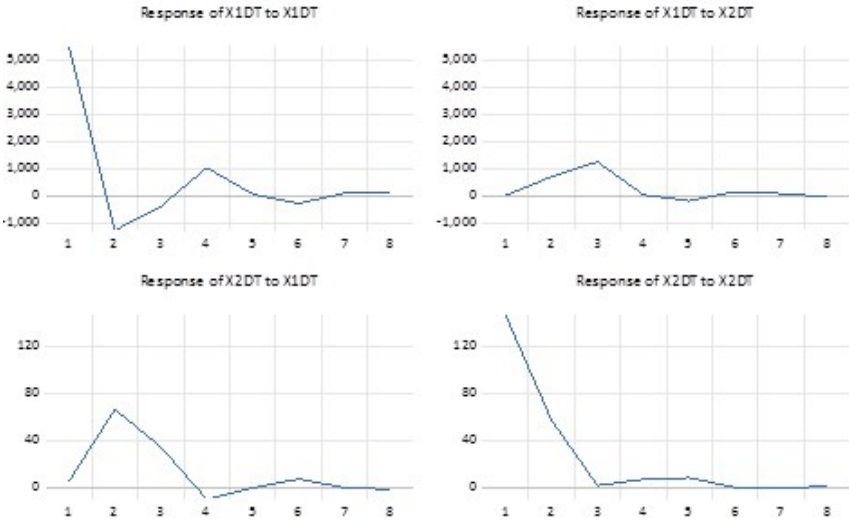


Рис. 1. Динаміка імпульсних відгуків системи

Таблиця 6

**РЕЗУЛЬТАТИ РОЗРАХУНКУ ДЕКОМПОЗИЦІЇ  $FPE$**

$i$	Сценарій 1			Сценарій 2		
	$FPE$	$X1dt_t$	$X2dt_t$	$FPE$	$X1dt_t$	$X2dt_t$
1	5478,35	100,00	0,00	146,58	0,13	99,87
2	5670,50	98,49	1,51	170,80	15,21	84,79
3	5817,08	94,08	5,92	174,22	18,50	81,50
4	5906,25	94,25	5,75	174,66	18,76	81,24
5	5909,86	94,14	5,86	174,84	18,72	81,28
6	5918,69	94,11	5,89	174,98	18,85	81,15
7	5919,73	94,10	5,90	174,99	18,84	81,16
8	5920,61	94,09	5,91	175,00	18,85	81,15

Декомпозиція дисперсії полягає у визначенні частки дисперсії  $FPE$ , що належить кожній ендогенній змінній, та відображає її зміну в часі, яка обумовлюється прямою дією в момент часу  $T + 1$

на одну з ендегенних змінних шока (збурення), значення якого визначається величиною стандартного відхилення цієї ендегенної змінної, та передається опосередковано іншим ендегенним змінним через механізм динамічного взаємовпливу протягом декількох наступних періодів часу.

За першим сценарієм пряма дія випадкового збурення на змінну  $X1d_t$  через вісім періодів часу стабілізується (частка дисперсії відповідно приблизно становить 94% для  $X1d_t$  та 6% для  $X2d_t$ ); за другим сценарієм пряма дія шоку на  $X2d_t$  стабілізується за ті ж самі проміжки часу та визначається на рівні 81% для  $X2d_t$  та 19% для  $X1d_t$  за рахунок внутрішньої взаємодії показників у системі.

**Висновки.** В статті для дослідження динаміки причинно-наслідкових зв'язків між двома галузями економіки України, а саме для виробництва зернових і виробництва м'яса, які являються ключовими в системі забезпечення продовольчої безпеки держави, використано методи векторно-регресійного аналізу, що надає змогу визначити тривалість дестабілізації системи, спричинену дією негативних непередбачених факторів, а також вразливість (відгук) у часі для кожної ендегенної змінної, яка входить до складу векторної авторегресійної моделі. Врахування частки дисперсії кожної ендегенної змінної у фінальній помилці прогнозу забезпечує побудову науково обґрунтованих сценаріїв для періоду дестабілізації та визначення ризиків, пов'язаних із дотриманням певного рівня забезпеченості продовольством.

### Бібліографічні посилання

1. Статистичний збірник «Сільське господарство України» за 2021 р. Державна служба статистики України. Електронний ресурс URL: <https://www.ukrstat.gov.ua/>
2. Chatfield C., Xing H. The analysis of time series: an introduction with R: Seventh edition. — Boca Raton, CRC Press, 2019. — 398 p.
3. Lütkepohl H. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. — Springer-Verlag, Berlin, 2005. — 765 p.
4. Montgomery D., Jennings C., Kulahci M. Introduction to time series analysis and forecasting: Second edition. — New Jersey, Wiley, 2015. — 643 p.
5. Tsay R. An introduction to analysis of financial data with R. — New Jersey, Wiley, 2013. — 390 p.

*Статтю подано до редакції: 14.11.2023*