

## ІНФЛЯЦІЙНІ ПРОЦЕСИ УКРАЇНИ: АВТОРЕГРЕСІЙНА ДИСТРИБУТИВНО-ЛАГОВА МОДЕЛЬ

### INFLATION PROCESSES IN UKRAINE: AUTOREGRESSIVE LAG DISTRIBUTED MODEL

У статті реалізовано ARDL (авторегресійну дистрибутивно-лагову) модель інфляційних процесів України, де у якості результуючої змінної індекс споживчих цін, а факторними змінними є обмінний курс гривні до долара США, інфляційні очікування та відсоткова ставка за депозитами. Передмодельний аналіз включає перевірку вхідних чинників моделі на стаціонарність, мультиколінеарність та наявність причинно-наслідкових зв'язків за Гранжером. Згідно з побудованою моделлю на поточне значення ІСЦ впливає його ж попереднє значення, значення курсу валют з лагом в один період, інфляційних очікувань з лагом в один і два періоди та поточне значення відсотка за депозитами. Найбільш умовний вплив на значення ІСЦ мають його ж значення в попередньому періоді та відсоткова ставка за депозитом. ARDL-модель інфляційних процесів України адекватно описує емпіричні дані та може бути використана як для ухвалення управлінських рішень, так і для прогнозування інфляції.

**Ключові слова:** інфляційні процеси, авторегресійна модель, інфляція, інфляційні очікування, ARDL-модель.

*The purpose of the investigation is to identify and quantify the inflation processes in Ukraine and development of the econometric model of inflationary processes based on causal relationships with key indicators. Methodology of research. To achieve the goal of the investigation, econometric modeling methods were used, namely autoregressive distributed lag model (ARDL). Findings. The economic variables that affect inflation are analyzed. The results of the analysis of variables for causality, multicollinearity and testing of time series for stationarity are presented. The ARDL approach to modeling inflationary processes in Ukraine has been implemented, based on CPI indicators, the exchange rate of the hryvnia to the US dollar, inflation expectations, and the interest rate on deposits. An analysis of the quality of the ARDL model of inflationary processes was carried out using statistical indicators. Therefore, according to the Granger test and the analysis of the statistical significance of the ARDL model factors, the selected indicators have an impact on the development of the phenomenon of inflation in Ukraine, which is manifested in the change in the price index. According to the ARDL-model, the current value of the CPI is influenced by its previous value, the value of the exchange rate with a lag of one period, inflation expectations with a lag of one and two periods, and the current value of interest rate on the deposit. The most conditional influence on the value of the CPI is its value in the previous period and the interest rate on the deposit. The implemented econometric model is adequate, which has been proven by a number of tests, so it can be used to model the behavior of the inflation phenomenon in Ukraine. The model, of course, cannot be considered universal, but with its help, the factors that have the greatest influence on the development of inflation in the country were highlighted, which, in turn, will allow paying special attention to them when developing anti-inflation measures. Further development of this line of research in the direction of the analysis of a larger range of endogenous and exogenous indicators, the use of more complex approaches, in particular, taking into account qualitative changes (change of political power, war, etc.) and a wider range of econometric tools will allow to supplement the toolkit of macroeconomic modeling of the NBU.*

**Key words:** inflation processes, autoregressive model, inflation, inflation expectations, ARDL-model.

УДК 336.748.12

DOI: <https://doi.org/10.32782/dees.1-8>

**Зомчак Л.М.<sup>1</sup>**

к.е.н., доцент,  
Львівський національний університет  
імені Івана Франка

**Лапінкова А.О.**

студентка,  
Львівський національний університет  
імені Івана Франка

**Zomchak Larysa**

Ivan Franko National University of Lviv  
**Lapinkova Anastasia**  
Ivan Franko National University of Lviv

**Постановка проблеми.** Впродовж останніх років дослідження інфляційних процесів у економіці набувають все більшої популярності, не в останню чергу через різку зміну динаміки показників інфляції у більшості країн світу, зумовлену спершу коронакризою, а згодом війною росії проти України. Інфляція як багатофакторне явище впливає на різні аспекти економічного та суспільного життя. Першою ознакою інфляційних процесів можна назвати зростання цін, другою – дефіцитність товарів на ринках та їхню спустошеність, третьою ознакою посилення інфляційних процесів є знецінення грошової одиниці.

**Аналіз основних досліджень і публікацій.** Інфляцію як економічне явище впродовж останніх років активно досліджують вчені-економісти. О. Коїбон та співавтори [1] розглядають можливість застосування інфляційних очікувань

як інструменту для досягнення стабілізаційних цілей центробанками, а також вплив комунікацій щодо монетарної політики на інфляційні очікування домогосподарств [2]. К. Форбс [3] досліджує вплив глобалізаційних змін на інфляційні процеси. Р. Рейс [4] розглядає інфляцію як якор очікувань населення щодо її довгострокового значення, а М. Хофман зі співавторами розмірковують, чи буде зрозумілим для домогосподарств середнє інфляційне таргетування. М. Вдовин та співавтори розглядають інфляцію як один із елементів добробуту населення [6; 7].

Для моделювання інфляційних процесів найчастіше застосовують економетричні методи та методи машинного навчання. Так, ARIMA-модель застосована у статті Б. Абдулпахмана та співавторів [8] для прогнозування рівня інфляції у Судані, у поєднанні із GARCH-моделлю для прогнозування

<sup>1</sup> ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4959-3922>

інфляції у Кенії в дослідженні Т. Нионі [9], разом із штучними нейронними мережами у статті І. Ізігікока та співавторів [10] для Туреччини. Для виявлення взаємного впливу між інфляцією та іншими економічними показниками застосовують VAR-моделі, наприклад, у статті О. Хелми та співавторів [11] реалізовано структурну VAR-модель для Єгипту, а у статті Е. Селіма [12] для Індонезії з урахування макроекономічних індикаторів впливу на волатильність інфляції. М. Сеан та співавтори реалізувати VAR-модель на основі байєсівського підходу [13], Дж. Бекман та співавтори [14] також обрали цей підхід для дослідження інфляції у країнах G-7. Взаємний вплив інфляції та інших економічних показників також можна досліджувати за допомогою симулятивних моделей [15].

**Формулювання цілей статті.** Наслідки інфляції, як правило, носять негативний характер і вкрай важливим є обґрунтоване керування цим процесом. Розуміння впливу інфляції неможливе без виявлення її причин, які можна визначити, наприклад, за допомогою методів математичного моделювання. Авторегресійна дистрибутивно-лагова модель інфляційних процесів України дає змогу не лише виявити причинно-наслідкові зв'язки інфляції із ключовими економічними індикаторами, а також врахувати попередні, лагові значення інфляції та тих економічних чинників, які на неї впливають.

**Виклад основного матеріалу дослідження.** Авторегресійну модель у загальному вигляді можна сформулювати таким чином:

$$y_t = a_0 + a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + \dots + a_k x_{kt} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_m y_{t-m} + v_t,$$

де  $a_i, \beta_j$  – невідомі параметри моделі,

$x_{it}$  – факторні ознаки,

$y_t$  – результуюча змінна,

$y_{t-j}$  – попередні (лагові) значення результуючої змінної,

$v_t$  – випадкова величина,  $i = \overline{1, k}, j = \overline{1, m}$ .

Проблема оцінювання невідомих параметрів авторегресійних моделей полягає у тому, що до них не можна безпосередньо застосувати метод найменших квадратів щонайменше із двох причин: серед екзогенних змінних можуть бути стохастичні та можлива автокореляція.

Моделі ARDL (AutoRegressive Distributed Lag) – це моделі часових рядів, в яких як залежні, так і незалежні змінні пов'язані не тільки між собою, але й із історичними (лаговими) значеннями. Вони схожі по своїй структурі на звичайну AR-модель та є цінним інструментом для тестування на наявність довгострокових зв'язків між економічними часовими рядами. Такі моделі можуть бути використані для тестування на коінтеграцію та оцінки довгострокової та короткотермінової динаміки, навіть якщо змінні можуть включати стаціонарні та нестаціонарні часові ряди [16].

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_k x_{t-k} + e_t,$$

де  $a_i, \beta_j$  – невідомі параметри моделі,

$x_t$  – факторні ознаки,  $y_t$  – результуюча змінна,  $y_{t-i}$  – попередні (лагові) значення результуючої змінної,

$x_{t-j}$  – попередні (лагові) значення факторної ознаки,

$e_t$  – випадкова величина,  $i = \overline{1, p}, j = \overline{1, k}$ .

Вхідними змінними ARDL-моделі інфляції України обрано: відсоткові ставки за кредитом та депозитом, обмінний курс гривні до долара США, інфляційні очікування домогосподарств. Вихідною змінною моделі є індекс споживчих цін у % до попереднього місяця.

Відповідно до проаналізованої літератури та наявної статистичної бази, було обрано змінні, які характеризують інструменти впливу монетарної політики на інфляцію. Результати відбору представлено у таблиці 1.

Множина показників зібрана в місячному розрізі з 2010 року, джерелом даних є офіційна статистика НБУ [17]. Загалом модель можна представити так:

$$CPI = f(EXCHRATE; INFLEXP; CREDIT; DEPOSIT)$$

Першим кроком при побудові авторегресійних моделей є дослідження рядів на стаціонарність. Всі вхідні факторні ознаки нестаціонарні та потребують перетворення, а результуюча ознака стаціонарна, згідно з результатами розширеного тесту Діккі-Фуллера.

Таблиця 1

Вхідні змінні авторегресійної моделі інфляції України

№	Назва	Опис	Одиниці вимірювання
1	EXCHANGERATE	Обмінний курс гривні до долару США	грн
2	INFLEXP	Інфляційні очікування домогосподарств	%
3	CREDIT	За кредитами «овернайт»	%
4	DEPOSIT	За депозитними сертифікатами «овернайт»	%

Джерело: побудовано авторами

Для побудови авторегресійної моделі також потрібно дослідити мультиколінеарність входних факторів. Для визначення мультиколінеарності застосовано алгоритм Фаррара-Глобера. Розрахунки свідчать про те, що є значна мультиколінеарність між 3 та 4 змінною, але оскільки *F*-статистика для третьої змінної більша, то виключаємо її.

Наступним кроком для побудови авторегресійної моделі реалізовано тест Гренджера на причинність, щоб виявити, які саме фактори найбільше впливають на інфляцію, результати тесту представлені в таблиці 2. Гіпотеза про відсутність причинно-наслідкових зв'язків спростовується, якщо *P* < 0,05 або значення *F*-статистики є дуже великим. Отже, всі запропоновані показники моделі значущі і дійсно впливають на результуючу змінну. тому їх можна використовувати для побудови моделі.

Найважливішим етапом при побудові ARDL-моделі є визначення лагових значень. Для визначення максимально можливого лагу для рядів використана VAR-модель, важливим є вибір, за яким інформаційним критерієм визначати максимальну кількість лагів. Для цього був проведений аналіз таких показників як критерій Акаїке, який становить 2,63 та критерій Шварца, який становить 2,86. Для коректних висновків доцільно обирати найменший інформаційний критерій, в цьому випадку це критерій Акаїке. За результатами моделювання слід зазначити, що все одно залишались лагові значення факторних ознак, які є статистично незначущими.

Обрано запропоновані значення лагів та сформовано вибірку даних для побудови авторегресійної моделі, яка включає *CPI*(-1), *EXCHRATE*(-1),

*INFLEXP*(-1), *INFLEXP*(-2), *DEPOSIT*. Описова статистика моделі представлена в таблиці 3.

Загальне рівняння ARDL регресії інфляції України має вигляд:

$$CPI = 0,56 + 0,3356 * CPI_{t-1} + 0,3098 * EXCHRATE_{t-1} - 0,2325 * INFLEXP_{t-1} + 0,2046 * INFLEXP_{t-2} + 0,5935 * DEPOSIT.$$

Згідно з побудованою моделлю на поточне значення ІСЦ впливає його ж попереднє значення, значення курсу валют з лагом в один період, інфляційних очікувань з лагом в один і два періоди та поточне значення відсотка за депозитом. Коефіцієнти моделі відображають умовно чистий вплив кожного із економічних показників на значення ІСЦ. Отже, ІСЦ прямопропорційно залежить від свого ж значення в попередньому періоді, обмінного курсу гривні до долара США та від значення інфляційних очікувань домогосподарств в попередньому періоді та поточного значення відсоткової ставки за депозитом з коефіцієнтами 0,3356, 0,3098, 0,2046 та 0,5935 відповідно. Також обернено пропорційно залежить від значення інфляційних очікувань домогосподарств з лагом два з коефіцієнтом – 0,2325. Найбільш умовний вплив на значення ІСЦ мають його ж значення в попередньому періоді та відсоткова ставка за депозитом.

Для того, щоб визначити статистичну значущість чинників, потрібно звернути увагу на значення *t*-статистики та *p*-значення. Порівнявши табличне значення критерію Стюдента  $t_{кр} = 1,9971$  та розрахункові, можна сказати, що всі абсолютні величини розрахованих критеріїв більші, ніж критичне значення, що свідчить про статистичну значущість факторів.

Таблиця 2

**Причино-наслідковість факторів за Гренджером**

Нульова гіпотеза	F-статистика	Ймовірність
EXCHRATE не впливає по Гренджеру на CPI	21,0701	8E-08
INFLEXP не впливає по Гренджеру на CPI	18,6595	4E-07
DEPOSIT не впливає по Гренджеру на CPI	5,6562	0,0106

Джерело: обчислено авторами

Таблиця 3

**Статистика моделі ARDL (1, 1, 2, 0)**

Змінна	Коефіцієнти	t-статистика	P-значення
CPI(-1)	0.3356	5.7455	2.63861E-07
EXCHRATE(-1)	0.3098	5.2631	1.70435E-06
INFLEXP(-1)	-0.2325	-2.6003	0.0115
INFLEXP(-2)	0.2046	2.2645	0.0269
DEPOSIT	0.5935	4.1634	9.41668E-05

Джерело: обчислено авторами

Якщо аналізувати  $r$ -значення, то в якісних моделях воно має бути менше 0,05 (або 5%), з табличних даних випливає, що всі змінні статистично значущі і за цим критерієм. Також можна проаналізувати значимість коефіцієнтів за допомогою таблиці значень верхнього та нижнього інтервалу довіри, якщо не виконується нульова гіпотеза ( $a = 0$ ), то коефіцієнт є значущим. В цьому випадку це правило виконується, тобто третій метод теж підтверджує статистичну значущість коефіцієнтів. Результати дослідження представлені в таблиці 4.

Розраховане значення відношення детермінації  $R^2 = 0,87$  свідчить про те, що 87% варіації індексу споживчих цін пояснюється змінами у чинниках, включених в модель, інші 23% пояснюються іншими економічними чинниками, які не були розглянуті, наприклад реальний ВВП, реальна заробітна плата, грошова маса, ставка за середньостроковими кредитами та депозитами і т.д. Кореляційне відношення  $R = 0,93$  означає, що між досліджуваними змінними існує тісний зв'язок та він прямий, також коефіцієнт кореляції статистично значущий  $t = 14,6896 > t_{кр} = 1,9971$ .

Після проведення експрес-діагностики Фішера можна зробити висновок, що побудована функція адекватно описує кореляційну залежність між досліджуваними змінними, оскільки при рівні значущості  $\alpha = 0,05$   $F = 43,1569 > F_{кр} = 2,3560$ , при тому що  $F$ -критерій є значущим ( $p$ -значення  $< 0,05$ ). Також був проведений тест Дарбіна – Уотсона на наявність автокореляції залишків моделі, так як  $d = 2,07$  і входить в інтервал  $[1,77; 2,23]$  при критичних значеннях  $d_u = 1,77$  та  $d_l = 1,46$ , то можна стверджувати, що автокореляція між залишками моделі відсутня.

Обчисливши середню відносну помилку апроксимації за формулою:

$$\bar{e}_{відн} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{y_t - \tilde{y}_t}{y_t} \right| * 100\%,$$

де  $y_t$  – фактичне значення результуючої змінної,  $\tilde{y}_t$  – прогнозне значення результуючої змінної,  $n$  – кількість одиниць сукупності.

За отриманим результатом  $\bar{e}_{відн} = 0,67\%$  можна стверджувати, що модель підібрана правильно

(для моделей з високою якістю повинна бути менше ніж 7%).

Перевірка відповідності розподілу випадкової компоненти нормальному закону розподілу може бути зроблена лише наближено за допомогою дослідження показників асиметрії ( $A$ ) і ексцесу ( $E$ ). При нормальному розподілі показники асиметрії і ексцесу певної генеральної сукупності дорівнюють нулю.

Якщо одночасно виконуються такі нерівності:

$$|\hat{A}| < 1,5\sigma_{\hat{A}} \text{ та } \left| \hat{E} + \frac{6}{n+1} \right| < 1,5\sigma_{\hat{E}} \text{ (де } \hat{A} \text{ – вибіркова характеристика асиметрії, } \hat{E} \text{ – вибіркова характеристика ексцесу, } \sigma_{\hat{A}}, \sigma_{\hat{E}} \text{ – відповідні середньоквадратичні помилки, } e_t \text{ – випадкові відхилення.)}$$

то гіпотеза про нормальний характер розподілу випадкової компоненти приймається. У дослідженні гіпотезу приймаємо, бо  $|\hat{A}| = 0,03 < 1,5\sigma_{\hat{A}} = 0,42$  та  $\left| \hat{E} + \frac{6}{n+1} \right| = 0,1 < 1,5\sigma_{\hat{E}} = 0,79$ .

Отже, було побудовано VAR-модель та визначено максимальну кількість лагів для всіх економічних рядів, на основі дослідження було реалізовано ARDL-модель. Побудовану модель специфіковано правильно, вона має високу якість, про це свідчать значення  $p$ -статистики,  $t$ -критерію Стьюдента, критерію Фішера, критерій Дарбіна-Уотсона, показники асиметрії та ексцесу.

**Висновки.** У дослідженні проаналізовано економічні змінні, які впливають на інфляцію. Представлено результати аналізу змінних на причинно-наслідковість, мультиколінеарність та перевірки рядів на стаціонарність. Реалізовано підхід до моделювання інфляційних процесів України за допомогою ARDL моделі на основі показників ІЦЦ, обмінного курсу гривні до долара США, інфляційних очікувань та відсоткової ставки за депозитами. Проведено аналіз якості ARDL моделі інфляційних процесів за допомогою статистичних показників.

Тож згідно з тестом Гренджера та аналізом статистичної значущості факторів ARDL моделі відібрані показники, які справді чинять вплив на розвиток явища інфляції в Україні, що проявляється у зміні індексу споживчих цін. Згідно з

Таблиця 4

Верхня і нижня межа інтервалів довіри

Змінна	Нижня межа 95%	Верхня межа 95%
CPI(-1)	0.297267484	0.822854
EXCHRATE(-1)	0.218940674	0.452242
INFLEXP(-1)	0.192248039	0.427367
INFLEXP(-2)	-0.411027938	-0.05393
DEPOSIT	0.024161264	0.385117

Джерело: обчислено авторами

побудованою моделлю на поточне значення ІСЦ впливає його ж попереднє значення, значення курсу валют з лагом в один період, інфляційних очікувань з лагом в один і два періоди та поточне значення відсотка за депозитом. Найбільш умовний вплив на значення ІСЦ мають його ж значення в попередньому періоді та відсоткова ставка за депозитом.

Реалізована економетрична модель адекватна, що доведено рядом проведених тестів, тому її можна використовувати для моделювання поведінки явища інфляції в Україні. Модель, звичайно, не може вважатися універсальною, але за її допомогою було виділено чинники, які мають найбільший вплив на розвиток інфляції у країні, що, у свою чергу, дозволить приділити їм особливу увагу при розробленні антиінфляційних заходів.

Подальший розвиток досліджень у напрямі аналізу більшого спектра ендогенних та екзогенних показників, використання більш комплексних підходів, зокрема врахування якісних змін (війна, зміна політичної влади та інших) та більш широкого спектру економетричного інструментарію дозволять доповнити інструментарій макроекономічного моделювання НБУ.

#### БІБЛІОГРАФІЧНИЙ СПИСОК:

1. Coibion O., Gorodnichenko Y., Kumar S., Pedemonte M. Inflation expectations as a policy tool?. *Journal of International Economics*. 2020. № 124, 103297.
2. Coibion O., Gorodnichenko Y., Weber M. Monetary policy communications and their effects on household inflation expectations. *Journal of Political Economy*. 2022. № 130(6). 000–000.
3. Forbes K. J. Has globalization changed the inflation process? *BIS Working Paper*. 2019. № 79. 63 p.
4. Reis R. Losing the inflation anchor. *Brookings Papers on Economic Activity*. 2022. № (2). P. 307–379.
5. Hoffmann M., Moench E., Pavlova L., Schulte-frankenfeld G. Would households understand average inflation targeting? *Journal of Monetary Economics*. 2022. P. 50/
6. Вдовин М., Міщук Т. Рейтингування регіонів України за показниками добробуту населення. *Вісник Сумського національного аграрного університету*. 2022. Вип. (1 (91)). С. 3–9.
7. Вдовин М., Зомчак Л., Міщук Т. Аналітика сучасного стану добробуту населення України. *Економіка та суспільство*. 2022. № 39.
8. Abdulrahman B. M. A., Ahmed A. Y. A., Abdellah A. E. Y. Forecasting of Sudan Inflation Rates using ARIMA Model. *International Journal of Economics and Financial Issues*. 2018. Vol. 8(3). P. 17.
9. Nyoni T. Modeling and forecasting inflation in Kenya: Recent insights from ARIMA and GARCH analysis. *Dimorian Review*. 2018. Vol. 5(6). P. 16–40.
10. Işığışok E., Öz, R., Tarkun S. Forecasting and technical comparison of inflation in Turkey with box-jenkins (ARIMA) models and the artificial neural network.

*International Journal of Energy Optimization and Engineering (IJEEO)*. 2020. Vol. 9(4). P. 84–103.

11. Helmy O., Fayed M., Hussien K. Exchange rate pass-through to inflation in Egypt: a structural VAR approach. *Review of Economics and political science*. 2018. P. 2–19.
12. Salim A. Macroeconomic determinants of interest rate volatility in Indonesia: a structural var analysis. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*. 2019. Vol. 5(2). P. 101–108.
13. Sean M., Pastpipatkul P., Boonyakunakorn P. Money supply, inflation and exchange rate movement: the case of Cambodia by Bayesian VAR approach. *Journal of Management, Economics, and Industrial Organization*. 2019. Vol. 3(1). P. 63–81.
14. Beckmann J., Belke A., Dubova I. What drives updates of inflation expectations? A Bayesian VAR analysis for the G-7 countries. *The World Economy*. 2022. Vol. 45. No. 1.
15. Зомчак Л. М., Старчевська І. М. Симультаивне моделювання залежності економічного зростання та рівня інфляції України. *Науковий вісник Полтавського університету економіки і торгівлі. Серія «Економічні науки»*. 2022. Вип. 1 (105). С. 78–85.
16. Hong P., Zhang F. Exchange Rate Pass-Through into China's Import Prices: An Empirical Analysis Based on ARDL Model. *Open Journal of Social Sciences*. 2016. № 4. P.13–22.
17. Національний банк України. Статистика. URL: <https://bank.gov.ua/ua/statistic> (дата звернення: 05.08.2022).

#### REFERENCES:

1. Coibion O., Gorodnichenko Y., Kumar S., Pedemonte M. (2020) Inflation expectations as a policy tool?. *Journal of International Economics*, no. 124, 103297.
2. Coibion O., Gorodnichenko Y., Weber M. (2022) Monetary policy communications and their effects on household inflation expectations. *Journal of Political Economy*, no. 130(6).
3. Forbes K. J. (2019) Has globalization changed the inflation process? *BIS Working Paper*, no. 79, 63 p.
4. Reis R. (2022) Losing the inflation anchor. *Brookings Papers on Economic Activity*, no. (2), pp. 307–379.
5. Hoffmann M., Moench E., Pavlova L., Schulte-frankenfeld G. (2022) Would households understand average inflation targeting?. *Journal of Monetary Economics*, 50 p.
6. Vdovyn M., Mishchuk T. (2022) Reitynhuvania rehioniv Ukrainy za pokaznykamy dobrobutu naselennia [Ranking of the regions of Ukraine according to indicators of population well-being]. *Visnyk Sums'koho natsionalnoho ahrarnoho universytet*, vol. 1 (91), pp. 3–9.
7. Vdovyn M., Zomchak L., Mishchuk T. Analitika suchasnoho stanu dobrobutu naselennia Ukrainy [Analysis of the current state of well-being of the population of Ukraine]. *Ekonomika ta suspilstvo*, no. 39.
8. Abdulrahman B. M. A., Ahmed A. Y. A., Abdellah A. E. Y. (2018) Forecasting of Sudan Inflation

Rates using ARIMA Model. *International Journal of Economics and Financial Issues*, vol. 8(3), pp. 17.

9. Nyoni T. (2018) Modeling and forecasting inflation in Kenya: Recent insights from ARIMA and GARCH analysis. *Dimorian Review*, vol. 5(6), pp. 16–40.

10. Işığışok E., Öz, R., Tarkun S. (2020) Forecasting and technical comparison of inflation in Turkey with box-jenkins (ARIMA) models and the artificial neural network. *International Journal of Energy Optimization and Engineering (IJEEOE)*, vol. 9(4), pp. 84–103.

11. Helmy O., Fayed M., Hussien K. (2018) Exchange rate pass-through to inflation in Egypt: a structural VAR approach. *Review of Economics and political science*, pp. 2–19.

12. Salim A. (2019) Macroeconomic determinants of interest rate volatility in Indonesia: a structural var analysis. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, vol. 5(2), pp. 101–108.

13. Sean M., Pastpipatkul P., Boonyakunakorn P. (2019) Money supply, inflation and exchange rate movement: the case of Cambodia by Bayesian VAR approach.

*Journal of Management, Economics, and Industrial Organization*, vol. 3(1), pp. 63–81.

14. Beckmann J., Belke A., Dubova I. (2022) What drives updates of inflation expectations? A Bayesian VAR analysis for the G-7 countries. *The World Economy*, vol. 45, no. 1

15. Zomchak L. M., Starchevska I. M. (2022) Symul'tativne modeliuвання zalezhnosti ekonomichnoho zrostannia ta rivnia inflatsii Ukrainy [Simultative modeling of the dependence of economic growth and the level of inflation in Ukraine]. *Naukovyi visnyk Poltavskoho universytetu ekonomiky i torhivli. Seriya «Ekonomichni nauky»*, vol. 1 (105), pp. 78–85.

16. Hong P., Zhang F. (2016) Exchange Rate Pass-Through into China's Import Prices: An Empirical Analysis Based on ARDL Model. *Open Journal of Social Sciences*, no. 4, pp. 13–22.

17. Natsionalnyi bank Ukrainy [National Bank of Ukraine]. Statystyk. Available at: <https://bank.gov.ua/ua/statistic> (accessed 05.08.2022).