

## Дослідження/



■ **Валерій Селіверстов**  
**Valerii Seliverstov**

Кандидат економічних наук, доцент кафедри управління персоналом та економіки праці  
 Запорізького національного технічного університету

Ph.D. (Economics), Associate Professor of the Chair of Economics and Management  
 of the Zaporizhzhia National Technical University

E-mail: seliverstov1969@rambler.ru

## Аналіз впливу монетарних і немонетарних факторів на цінову стабільність в Японії

### Analysis of the impact of monetary and non-monetary factors on price stability in Japan

*Проаналізовано особливості впливу монетарних і немонетарних факторів на цінову стабільність в Японії на основі побудови векторної моделі корекції регресійних залишків (VEC-модель). Зроблено висновок про відсутність переконливих доказів підтримання цінової стабільності в Японії виключно монетарними інструментами. Наведено аргументовані застереження стосовно недоцільності підтримання цінової стабільності в Україні суто монетарними інструментами.*

*The article considers peculiarities of the impact of monetary and non-monetary factors on price stability in Japan; the analysis is made through making the vector error correction model (VECM). There is made a conclusion about a lack of a sound evidence of maintaining price stability in Japan solely by monetary instruments. The author gives a well-reasoned warning that it is not effectual to maintain price stability in Ukraine with the help of exclusively monetary instruments.*

*Ключові слова:* цінова стабільність, індекс цін на товари вітчизняних корпорацій, базова дисконтна ставка, готівкові кошти в обігу, індекс світових цін на основні паливні та непаливні сировинні товари, векторна модель корекції регресійних залишків (VEC-модель).

*Key words:* price stability, index of prices for goods produced by domestic corporations, basic discount rate, cash in circulation, index of world prices for basic fuel and non-fuel primary goods, vector error correction model (VECM).

#### ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ЦІНОВОЇ СТАБІЛЬНОСТІ ЯК ПРІОРИТЕТНИЙ НАПРЯМ РЕАЛІЗАЦІЇ ГРОШОВО-КРЕДИТНОЇ ПОЛІТИКИ

На сучасному етапі розвитку вітчизняної економіки досить актуальним є дослідження впливу монетарного трансмісійного механізму на цінову стабільність із метою уникнення суттєвих темпів як інфляції, так і дефляції. Важливість досягнення стабільності цін полягає насамперед у тому, що сприяє підтриманню високих рівнів економічної активності і зайнятості. Так, Євросистема головною метою власної грошово-кредитної політики визначає підтримання цінової стабіль-

ності, наголошуючи, що її забезпечення є найважливішим внеском грошово-кредитної політики у формування сприятливого економічного середовища і високого рівня зайнятості [1]. У свою чергу, грошово-кредитна політика Федеральної резервної системи (ФРС) США має дві основні мети: забезпечення “максимально” сталого виробництва та зайнятості і сприяння “стабільним” цінам [2]. Інший локомотив світової економіки – Японія – також не залишається осторонь сучасних світових тенденцій у проведенні монетарної політики. Так, у Законі “Про Банк Японії” зазначається: “Грошово-кредитна політика банку має бути спрямована на досягнення стабільності

цін, тим самим сприяючи здоровому розвитку національної економіки” [3].

Для розвитку економіки України досвід проведення Банком Японії власної монетарної політики в аспекті забезпечення цінової стабільності має особливе значення. Насамперед тому, що, на відміну від більшості країн світу, економіка Японії протягом досить тривалого періоду характеризується не інфляційними, а дефляційними тенденціями [4]. За сучасних умов Політична рада Банку Японії концептуально визначає цінову стабільність як “стан, в якому різні економічні агенти, включно з домашніми господарствами і фірмами, можуть приймати рішення щодо

таких видів економічної діяльності, як споживання та інвестиції, не турбуючись про коливання загального рівня цін” [3]. У січні 2013 року Політична рада Банку Японії вирішила запровадити “цільовий рівень цінової стабільності” і викласти засади проведення грошово-кредитної політики в такій редакції: “Цільовим рівнем цінової стабільності є такий рівень інфляції, який банк розглядає як цінову стабільність на сталій основі. На підставі цього визначення банк встановлює цільовий показник цінової стабільності на рівні 2% зміни індексу споживчих цін у перерахунку рік до року. При цьому попереднє значення “цільового рівня цінової стабільності в середньостроковій і довгостроковій перспективі” було у додатному діапазоні від 2 відсотків та нижче порівняно з темпом зміни індексу споживчих цін у річному обчисленні, і Банк Японії поки ставив перед собою цільове значення на рівні 1 відсотка” [3].

### ПРАКТИКА ЗАСТОСУВАННЯ МОНЕТАРНИХ ІНСТРУМЕНТІВ БАНКОМ ЯПОНІЇ З МЕТОЮ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ЦІНОВОЇ СТАБІЛЬНОСТІ

Для досягнення своєї основної мети – цінової стабільності – Банк Японії використовує такий набір інструментів монетарної політики: операції на ринку (*market operations*); фонд кредитування (*lending facility*); прийнятність забезпечення (*eligible collateral*); додатковий депозитний фонд (*complementary deposit facility*) [3].

До переліку операцій на ринку (*market operations*), котрі здійснює Банк Японії, належать:

1. Операції з поставки капіталу проти об'єднаного забезпечення (*funds-supplying operations against pooled collateral*);

2. Фонд кредитування цінними паперами (*securities lending facility*);

3. Купівля / продаж японських державних цінних паперів на умовах РЕПО (*purchase / sale of Japanese Government Securities with repurchase agreements*);

4. Продаж векселів (*sale of bills*);

5. Купівля / продаж казначейських дисконтних векселів на умовах аутрайт (*outright purchase / sale of treasury discount bills*);

6. Купівля японських державних облигацій на умовах аутрайт (*outright purchases of Japanese Government Bonds*);

7. Купівля комерційних паперів на умовах РЕПО (*purchases of CP with repurchase agreements*);

8. Операції з поставки доларів США проти об'єднаного забезпечення (*U.S. dollar funds-supplying operations against pooled collateral*);

9. Операції з поставки канадських доларів проти об'єднаного забезпечення (*canadian dollar funds-supplying operations against pooled collateral*);

10. Операції з поставки фунтів стерлінгів проти об'єднаного забезпечення (*pound sterling funds-supplying operations against pooled collateral*);

11. Операції з поставки євро проти об'єднаного забезпечення (*euro funds-supplying operations against pooled collateral*);

12. Операції з поставки швейцарських франків проти об'єднаного забезпечення (*Swiss franc funds-supplying operations against pooled collateral*);

13. Програма купівлі активів (*asset purchase program*);

14. Операції з поставки капіталу для фінансових інститутів у районах стихійного лиха (*funds-supplying operation to support financial institutions in disaster areas*);

До складу фонду кредитування (*lending facility*) Банку Японії входять:

1. Додатковий фонд кредитування (*complementary lending facility*);

2. Програма підтримки кредитування (*loan support program*).

Прийнятність забезпечення (*eligible collateral*) дає змогу контрагентам отримати кредит від Банку Японії у межах вартості забезпечення, через операції з поставки капіталу проти об'єднаного забезпечення, додатковий фонд кредитування, кредити овернайт та інші засоби.

Додатковий депозитний фонд (*complementary deposit facility*) – це кошти, які Банк Японії сплачує за нараховані відсотки на надлишки резервів (суми, що зберігаються на рахунку в центральному банку понад розмір обов'язкових резервів) [3].

### МОДЕЛЮВАННЯ ВПЛИВУ МОНЕТАРНИХ І НЕМОНЕТАРНИХ ФАКТОРІВ НА ТЕМПИ ІНФЛЯЦІЇ В ЯПОНІЇ

Протягом останніх років особливості впливу монетарних і немонетарних факторів на темпи інфляції привертають велику увагу науковців та фінансистів-практиків і є об'єктом дослідження багатьох вітчизняних та іноземних учених: Б.Адаміка,

Є.Алімпієва, Н.Горідько, В.Лепушинського, М.Любського, В.Міщенко, Ф.Мишкіна, Р.Ніжегородцева, А.Ставицького, А.Сомик, М.Фрідмана, А.Шварц [5–15] та ін. Але ще бракує публікацій, присвячених аналізу впливу монетарних і немонетарних факторів на цінову стабільність в Японії на основі побудови авторегресійних моделей (векторних моделей авторегресії або моделей корекції регресійних залишків). У попередньому дослідженні автор здійснив спробу зорієнтуватися в цих непростих проблемах [4], але отриманні результати впливу монетарних і немонетарних факторів на темпи інфляції в Японії спонукають до подальшого аналізу на основі побудови авторегресійних моделей.

Для проведення авторегресійного аналізу було використано можливість економічного пакета Eviews, призначеного для знаходження та аналізу авторегресійної залежності, а виходячи з результатів попереднього дослідження, було вибрано такі змінні: індекс цін на товари вітчизняних корпорацій (*domestic corporate goods price index (all commodities) – DCGPI*) з базовим періодом (2010 рік = 100), базова дисконтна ставка (*basic discount rate – BDR*), обсяг готівкових коштів в обігу (*currency in circulation – CC*) та індекс цін на основні паливні та непаливні сировинні товари (*index of fuel and non-fuel commodities – PALLFNFW*) з базовим періодом (2005 рік = 100). Вибірка середньомісячних даних для аналізу охоплює період із квітня 2003 року до листопада 2013 року і становить 128 спостережень [3].

Першим кроком у побудові моделі авторегресії є аналіз досліджуваних часових рядів на наявність або відсутність ознак стаціонарності. Отримані результати розширеного тесту Дікі-Фуллера (*Dickey-Fuller*) на наявність одиничних коренів (*ADF-test*) та діаграми автокореляційної і частково кореляційної функцій (див. таблицю 1) переконливо доводять нестационарний характер усіх досліджуваних часових рядів.

Отже, за умов нестационарного характеру всіх аналізованих часових рядів здійснено їхню перевірку на наявність коінтеграції за допомогою тесту Йохансена (*Johansen cointegration test*). Так, показники статистики сліду та статистики максимального власного значення (див. таблицю 2) вказують на наявність чотирьох коінтегруючих рівнянь, які дають змогу прийняти ну-

Таблиця 1. Основні результати АДФ-тесту і корелограм досліджуваних часових рядів за період із квітня 2003 року до листопада 2013 року

Показники	DCGPI	BDR	CC	PALLFNFW
<i>t</i> -статистика АДФ-тесту	-2.3234 [-2.8845]*	-1.5235 [-2.8843]	0.8964 [-2.8867]	-2.0652 [-2.8845]
<i>P</i> -значення АДФ-тесту	0.1663	0.5186	0.9952	0.2592
Номери лагів автокореляційних і частково кореляційних функцій, в яких діаграми наближаються або виходять за межі пунктирної лінії (± подвійна стандартна помилка)				
Автокореляція	1-24	1-17; 22-36	1-36	1-35
Часткова автокореляція	1-3	1; 3; 21	1; 3; 13; 25	1; 2; 3

\* У квадратних дужках наведено критичне значення на 5-відсотковому рівні значущості.  
Джерело: розраховано за даними офіційного сайту Банку Японії [3].

Таблиця 2. Результати тесту Йохансена на наявність коінтеграції у досліджуваних часових рядів за період із квітня 2003 року до листопада 2013 року

Кількість коінтегрованих співвідношень	Власне значення	Критична статистика	Критичне значення	<i>P</i> -значення
Статистика сліду				
0	0.1141	24.8208	47.8561	0.9234
1	0.0549	9.9200	29.7971	0.9815
2	0.0239	2.9806	15.4947	0.9678
3	5.28E-05	0.0065	3.8415	0.9352
Статистика максимального власного значення				
0	0.1141	14.9008	27.5843	0.7560
1	0.0549	6.9394	21.1316	0.9562
2	0.0239	2.9741	4.2646	0.9485
3	5.28E-05	0.0065	3.8415	0.9352

Джерело: розраховано за даними офіційного сайту Банку Японії [3].

льову гіпотезу про наявність лінійного детермінованого тренду. Останнє визначає доцільність побудови векторної моделі корекції регресійних залишків (VEC-модель) замість приведення досліджуваних часових рядів до стаціонарного вигляду з подальшою побудовою векторної моделі авторегресії (VAR-моделі).

Таким чином, використовуючи середньомісячні значення досліджуваних часових рядів за період із квітня 2003 року до листопада 2013 року (вибірка становить 128 спостережень) [3] і можливості пакета Eviews, було побудовано векторну модель корекції регресійних залишків (VEC-модель) з порядком у два лаги (вибір кількості лагів було підтверджено за допомогою опції "Lag exclusion", вмонтованої в пакет Eviews), яку в матричному вигляді подано рівнянням 1:

$$\begin{Bmatrix} D(Y_t^1) \\ D(Y_t^2) \\ D(Y_t^3) \\ D(Y_t^4) \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} Coint Eq^1 \\ Coint Eq^2 \\ Coint Eq^3 \\ Coint Eq^4 \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} a_0^1 \\ a_0^2 \\ a_0^3 \\ a_0^4 \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} a_p^1(L) \\ a_p^2(L) \\ a_p^3(L) \\ a_p^4(L) \end{Bmatrix} \times \begin{Bmatrix} D(Y_{t-p}^1) \\ D(Y_{t-p}^2) \\ D(Y_{t-p}^3) \\ D(Y_{t-p}^4) \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \\ \varepsilon_t^3 \\ \varepsilon_t^4 \end{Bmatrix}, \quad (1)$$

де,  $D(Y_t^1)$  – перші різниці індексу цін на товари вітчизняних корпора-

цій (DCGPI) з базовим періодом (2010 рік = 100);

$D(Y_t^2)$  – перші різниці базової дисконтної ставки (BDR), %;

$D(Y_t^3)$  – перші різниці обсягу готівкових коштів в обігу (CC), 100 млн. єн;

$D(Y_t^4)$  – перші різниці індексу світових цін на основні сировинні паливні та непаливні товари (PALLFNFW) з базовим періодом (2005 р. = 100);

$Coint Eq^j$  – член корекції регресійних залишків;

$a_0^j$  – нульовий коефіцієнт;

$a_p^j(L)$  – поліном лагового оператора, де  $j = 1, 2, 3, 4$ ;

$p$  – порядок моделі;

$\varepsilon_t^j$  – вектор випадкових величин.

Побудована VEC-модель є нестационарною внаслідок наявності трьох зворотних коренів, які дорівнюють одиниці. У свою чергу, *P*-значення парних тестів оцінки причинно-наслідкової залежності за Гренджером (Granger):  $D(BDR) = 0.7677$ ;  $D(CC) = 0.6639$ ;  $D(PALLFNFW) = 0.0000$ ;  $All = 0.0000$  вказують на те, що у спільному впливі на  $D(HICP)$  всі перші різниці наведених змінних можуть розглядатися в ролі екзогенних (зумовлених), тобто як причини для перших різниць індексу цін на товари вітчизняних корпорацій. Результати тестування на основі парних перехресних корелограм оцінених залишків свідчать про те, що перехресні кореляції залишків на першому та другому ла-

гах менші за подвійну стандартну похибку, внаслідок чого побудовану VEC-модель можна вважати достатньою, а залишки – білим шумом. Водночас результати LM-тесту неоднозначні. Так, *P*-значення у першому лагу (0.3842) вказує на прийняття нульової гіпотези про відсутність серійної кореляції, а в другому (0.0471) – навпаки, про відмову від нульової гіпотези. А спільне *P*-значення тесту Уайта (White), яке дорівнює нулю, відхиляє нульову гіпотезу про наявність гетероскедастичності.

Особливу увагу у складі побудованої VEC-моделі привертає авторегресійне рівняння (2), що описує вплив лагових значень перших різниць досліджуваних часових рядів на перші різниці індексу цін на товари вітчизняних корпорацій –  $D(DCGPI)$ :

$$\begin{aligned} D(Y_t^1) = & 0.0105 - 0.0013 Coint Eq^1 + \\ & + 0.0647 D(Y_{t-1}^1) + 0.1657 D(Y_{t-2}^1) + \\ & + 0.1889 D(Y_{t-1}^2) + 0.4777 D(Y_{t-2}^2) - 5.17 E - \\ & - 07 D(Y_{t-1}^3) - 4.03 E - 06 D(Y_{t-2}^3) + \\ & + 0.0369 D(Y_{t-1}^4) + 0.0107 D(Y_{t-2}^4). \quad (2) \end{aligned}$$

Значення коефіцієнта детермінації (0.5889) і нормованого *R*-квадрата (0.5568) вказують на прийнятність побудованої авторегресії (2), а фактичне значення *F*-критерію (18.3068), яке перевищує відповідне критичне значення (2.0191) – про її статистичну значущість. Значення *t*-статистики решти коефіцієнтів  $D(Y_{t-1}^1) = 0.6218$ ;  $D(Y_{t-2}^1) = 1.8963$ ;  $D(Y_{t-1}^2) = 0.2697$ ;  $D(Y_{t-2}^2) = 0.7017$ ;  $D(Y_{t-1}^3) = -0.1126$ ;  $D(Y_{t-2}^3) = -0.9041$ ;  $D(Y_{t-2}^4) = 1.7180$ ;  $Coint Eq^j = -0.2096$ ; нульовий коефіцієнт =  $-0.3279$  за модулем менші за відповідне критичне значення (2.2709), що свідчить про їхню статистичну незначущість. Лише коефіцієнт  $D(Y_{t-1}^4)$  є статистично значущим – його *t*-статистика дорівнює 6.9311. Окрему увагу до себе привертають також значення коефіцієнтів лагових значень перших різниць базової дисконтної ставки та обсягу готівкових коштів в обігу, які не відповідають сучасним теоретичним уявленням [11].

Крім детально розглянутого авторегресійного рівняння (2), до складу побудованої VEC-моделі також входять авторегресійні рівняння (3), (4), (5):

$$\begin{aligned} D(Y_t^2) = & -0.0015 - 0.0015 Coint Eq^1 - \\ & - 0.0024 D(Y_{t-1}^1) + 0.0056 D(Y_{t-2}^1) - \\ & - 0.0496 D(Y_{t-1}^2) + 0.0507 D(Y_{t-2}^2) - 1.57 E - \\ & - 07 D(Y_{t-1}^3) + 8.26 E - 07 D(Y_{t-2}^3) - \\ & - 0.0002 D(Y_{t-1}^4) + 0.0024 D(Y_{t-2}^4), \quad (3) \end{aligned}$$

$$D(Y_t^3) = 2042.161 - 222.4287Co\text{int } Eq1 - 525.9918D(Y_{t-1}^1) - 5139.453x5jD(Y_{t-2}^1) + 12506.16D(Y_{t-1}^2) + 4396.524D(Y_{t-2}^2) - 0.1732D(Y_{t-1}^3) - 0.3703D(Y_{t-2}^3) - 77.6211D(Y_{t-1}^4) + 87.2537D(Y_{t-2}^4), \quad (4)$$

$$D(Y_t^4) = 0.537 - 0.4209Co\text{int } Eq1 - 0.9141D(Y_{t-1}^1) - 0.2106D(Y_{t-2}^1) - 6.0874D(Y_{t-1}^2) - 6.9593D(Y_{t-2}^2) - 1.43E - 05D(Y_{t-1}^3) - 0.0001D(Y_{t-2}^3) + 0.4599D(Y_{t-1}^4) + 0.2591D(Y_{t-2}^4). \quad (5)$$

На останньому етапі даного дослідження було побудовано імпульсні функції відгуку і декомпозиції дисперсії індексу цін на товари вітчизняних корпорацій. Так, імпульсні функції відгуку за методом Холецького (Cholesky) індексу цін на товари вітчизняних корпорацій на шоки у вигляді зміни обумовлених змінних бу-

Таблиця 3. Декомпозиція дисперсії індексу цін на товари вітчизняних корпорацій

Період	S.E.*	DCGIP	BDR	CC	PALLNFW
1	0.3440	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.6180	88.3786	0.8003	0.1130	10.7080
3	0.9172	79.0476	1.8683	0.1917	18.8924
4	1.1932	72.3528	2.4537	0.1662	25.0273
5	1.4310	68.5071	2.9689	0.1175	28.4065
6	1.6180	66.5345	3.4681	0.1762	29.8213
7	1.7581	65.7178	4.0009	0.4182	29.8632
8	1.8612	65.5381	4.5544	0.9177	28.9899
9	1.9392	65.5679	5.1111	1.6850	27.6360
10	2.0022	65.5276	5.6463	2.6647	26.1615
11	2.0574	65.3028	6.1366	3.7708	24.7898
12	2.1089	64.9086	6.5706	4.9072	23.6137

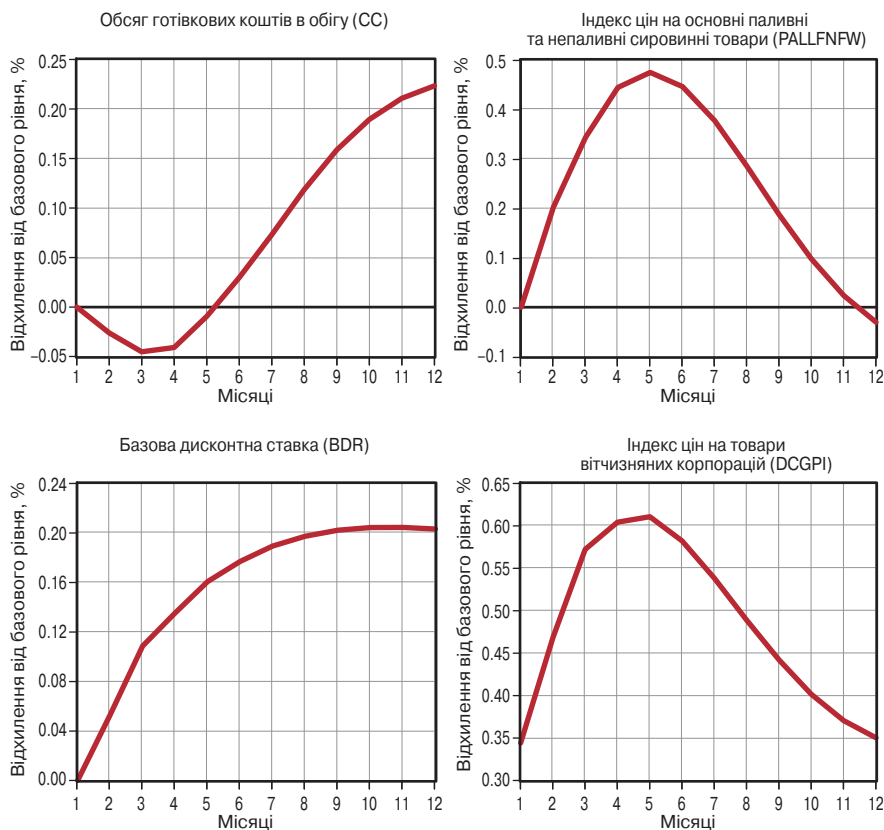
\*S.E. (standard error) – стандартна помилка прогнозу змінної.  
Джерело: розраховано за даними офіційного сайту Банку Японії [3].

ло побудовано для часових інтервалів у 12 місяців з одиничними імпульсами (шоками) в одне квадратичне відхилення (див. графік). Відповідно декомпозиція дисперсії індексу цін на товари вітчизняних корпорацій також була побудована для часових інтервалів у 12 місяців (див. таблицю 3).

### ВИСНОВКИ

Найважливішим результатом проведеного дослідження є висновок про неможливість підтримання цінової стабільності в Японії виключно за допомогою монетарних інструментів. Він ґрунтується на характері впливу

Графік. Імпульсні функції відгуку індексу цін на товари вітчизняних корпорацій



лагових значень перших різниць базової дисконтної ставки та обсягу готівкових коштів в обігу на перші різниці індексу цін на товари вітчизняних корпорацій та імпульсних функцій відгуку останнього (див. графік). До речі, аналогічний характер впливу базової дисконтної ставки та обсягу готівкових коштів в обігу на індекс цін на товари вітчизняних корпорацій було виявлено в результаті проведення регресійного аналізу у попередньому дослідженні автора [4].

За таких умов доречно згадати загальновідоме положення економетрики: якщо побудована регресійна модель не відповідає сучасним теоретичним уявленням, то слід відмовитися від її використання [16]. Але аналогічні невідповідності результатів аналізу сучасним теоретичним уявленням були також отримані автором під час дослідження впливу інструментів грошово-кредитної політики на цінову стабільність не лише в Японії [4], а й у єврозоні [17] та в Україні [18]. Пояснити цей феномен, на думку автора, можна наявністю суттєвого впливу з боку уряду Японії на процеси ціноутворення виробників (продавців) товарів і послуг у вигляді антимонопольних заходів, то-

варних інтервенцій, стимулювання інноваційної діяльності тощо. Підтвердженням такого пояснення можуть бути декомпозиція дисперсії індексу цін на товари вітчизняних корпорацій (див. таблицю 3) та його імпульсні функції відгуку (див. графік), які вказують на існування інших впливових факторів. Крім того, наявність серійної кореляції залишків у другому лагу вказує на можливість існування факторів впливу, не врахованих у побудованій векторній моделі корекції регресійних залишків.

У контексті таких результатів проведеного дослідження напрошується застереження: слід дуже обачливо застосовувати інструменти грошово-кредитної політики з метою досягнення цінової стабільності, оскільки в сучасних умовах розвитку економіки України ще недостатньо розвинуті важелі впливу з боку уряду на процеси ціноутворення виробників (продавців) товарів і послуг у вигляді антимонопольних заходів, товарних інтервенцій, стимулювання інноваційної діяльності тощо.

### Список використаних джерел

1. Офіційний сайт Європейського центрального банку. – [Електронний

ресурс]. — Режим доступу: [www.ecb.europa.eu](http://www.ecb.europa.eu).

2. Офіційний сайт Федерального резервного банку Сан-Франциско. — [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.frbsf.org>.

3. Офіційний сайт Банку Японії. — [Електронний ресурс]. — Режим доступу: [www.boj.or.jp](http://www.boj.or.jp).

4. Селіверстов В. Аналіз впливу інструментів грошово-кредитної політики Японії на цінову стабільність / В.Селіверстов // Фінанси України. — 2013. — № 8. — С. 73–85. — (Ukrainian source).

5. Адамик Б. Монетарна політика Національного банку та її вплив на рівень інфляції в Україні / Б.Адамик // Світ фінансів. — 2008. — № 2. — С. 27–33. — (Ukrainian source).

6. Алімпієв Є. В. Фінансова й монетарна трансмісія в економіці України / Є.В.Алімпієв // Фінанси України. — 2010. — № 5. — С. 23–30. — (Ukrainian source).

7. Горідько Н., Ніжегородцев Р. Співвідношення емісійних і трансмісійних механізмів інфляції в сучасній економіці України: досвід регресійного моделювання / Н.Горідько, Р.Ніжегородцев // Вісник Національного банку України. — 2012. — № 6. — С. 22–26. — (Ukrainian source).

8. Лепушинський В. Дія каналів монетарної трансмісії в економіці України / В.Лепушинський // Вісник Національного банку України. — 2006. — № 2. — С. 28–32. — (Ukrainian source).

9. Любський М. Трансмісійний механізм грошово-кредитної політики: сутність і роль у сучасній економіці / М.Любський // Економіка України. — 2009. — № 2 — С. 79–82. — (Ukrainian source).

10. Міщенко В., Сомик А. Монетарний трансмісійний механізм в Україні. Стаття 1. Теоретичні засади трансмісійного механізму грошово-кредитної політики / В.Міщенко, А.Сомик // Вісник Національного банку України. — 2007. — № 6. — С. 24–27. — (Ukrainian source).

11. Мишкин Ф. Экономическая теория денег, банковского дела и финансовых рынков: учеб. пособ. / Ф.Мишкин; пер. с англ.: О.Островская, А.Рыбянец. — М.: Вильямс, 2006. — 880 с. — (Russian source).

12. Ставицький А. В., Хом'як В. Р. Ефективність монетарного трансмісійного механізму в Україні / А.В.Ставицький, В.Р.Хом'як // Фінанси України. — 2010. — № 7. — С. 50–57. — (Ukrainian source).

13. Сомик А. Особливості дії трансмісійного механізму грошово-кредит-

ної політики в період кризи: кредитний та процентний канали / А.Сомик // Вісник Національного банку України. — 2010. — № 10. — С. 24–32. — (Ukrainian source).

14. Сомик А. Особливості дії трансмісійного механізму грошово-кредитної політики в період кризи: канали цін активів, обмінного курсу та очікування суб'єктів ринку / А.Сомик // Вісник Національного банку України. — 2010. — № 11. — С. 21–27. — (Ukrainian source).

15. Фридман М., Шварц А. Монетарная история Соединенных Штатов 1867–1960 гг. / М.Фридман, А.Шварц. — К.: Ваклер, 2007. — 880 с. — (Russian source).

16. Бородич С. А. Эконометрика: учеб. пособие / С.А.Бородич. — Минск: Новое знание, 2001. — 408 с. — (Russian source).

17. Селіверстов В. Оцінювання впливу інструментів монетарної політики Євросистеми на цінову стабільність / В.Селіверстов // Вісник Національного банку України. — 2014. — № 5. — С. 46–51. — (Ukrainian source).

18. Селіверстов В. Аналіз впливу окремих інструментів монетарної політики на темпи інфляції в Україні / В.Селіверстов // Фінанси України. — 2012. — № 4. — С. 41–49. — (Ukrainian source).

## Монети України/

### Про введення в обіг пам'ятної монети “75 років Львівській області” Putting into circulation the commemorative coin “75 Years of the Lviv Oblast”

Національний банк України, продовжуючи серію “Області України”, 25 листопада 2014 року ввів в обіг пам'ятну монету номіналом 5 гривень, присвячену одному з найбільших культурних, освітніх та промислово-аграрних регіонів на заході України.

Львівщина — потужний європейський транспортний вузол. Це край, через який проходить головний Європейський вододіл між басейнами Балтійського і Чорного морів, а особливим багатством Галицької землі є її невичерпні запаси лікувальних мінеральних вод. В області розташовані такі відомі курорти, як Трускавець, Моршин, Шкло, Немирів, Східниця.

Монету відкарбовано з використанням сучасних технологій виготовлення біметалевих монет: зовнішнє коло — мідно-нікелевий сплав, внутрішнє — нордік (CuAl5Zn5Sn1). Категорія якості карбування — спеціальний анциркулейтед, діаметр — 28,0 мм, маса — 9,4 г, тираж — 20 000 штук. Гурт монети — секторальне рифлення.

На аверсі розміщено: вгорі малий Держав-

ний герб України, по колу написи — **НАЦІОНАЛЬНИЙ БАНК УКРАЇНИ** (вгорі), **П'ЯТЬ ГРИВЕНЬ** (унизу), праворуч — логотип Монетного двору Національного банку України та стилізовану композицію: перша надрукована в Україні книга — львівський “Апостол” 1574 року, ліворуч рік карбування монети — **2014**; на тлі гір — бювет мінеральних вод і Олеський замок, нафтовидобувний верстат-качалка, внизу — турка та чашка.

На реверсі зображено герб області, по колу розміщено написи: **ЛЬВІВСЬКА ОБЛАСТЬ** (угорі), **ЗАСНОВАНА У 1939 РОЦІ** (внизу).

Художник і скульптор — Святослав Іваненко.

Пам'ятна монета номіналом 5 гривень “75 років Львівській області” є дійсним платіжним засобом України та обов'язкова до приймання без будь-яких обмежень за її номінальною вартістю до всіх видів платежів, а також для зарахування на рахунки, вклади, акредитиви та для переказів.

