

В. В. Селіверстов

## АНАЛІЗ ВПЛИВУ ІНСТРУМЕНТІВ ГРОШОВО-КРЕДИТНОЇ ПОЛІТИКИ ЯПОНІЇ НА ЦІНОВУ СТАБІЛЬНІСТЬ

*Проаналізовано особливості впливу інструментів грошово-кредитної політики Японії на цінову стабільність на основі регресійних моделей. Виявлено найімовірніший набір факторів впливу, що визначають рівень індексу цін на товари вітчизняних корпорацій в Японії. Наведено аргументовані застереження щодо підтримання цінової стабільності в Україні суто монетарними інструментами.*

*Features of the impact of instruments of monetary policy on price stability in Japan on the base of regression models are analyzed. Most likely set of impact factors that determine the level of commodity prices index for corporations in Japan is revealed. Reasoned warnings concerning the maintenance of price stability in Ukraine exclusively through monetary instruments are shown.*

**Ключові слова:** інструменти грошово-кредитної політики, цінова стабільність, індекс цін на товари вітчизняних корпорацій, дефляція, операції на відкритому ринку, грошові кошти в обігу, базова дисконтна ставка, індекс світових цін на паливні та напалівні сировинні товари.

За сучасних умов особливого значення набуває дослідження впливу заходів монетарної політики на економіку загалом (у вигляді економічного зростання і повної зайнятості) та цінову стабільність зокрема. Важливість досягнення цінової стабільності підтверджується завданнями, які висувають центральні банки провідних країн світу та їх об'єднання. Так, грошово-кредитна політика Федеральної резервної системи (ФРС) США має дві основні цілі: забезпечення максимально стійкого виробництва та зайнятості й сприяння стабільним цінам [1].

Євросистема (до складу якої входять Європейський центральний банк і національні центральні банки країн ЄС, що перейшли з національної валюти на євро) головною метою власної монетарної політики також визначає підтримання цінової стабільності, у зв'язку з чим встановлено чітку ієрархію цілей. Забезпечення такої стабільності — найважливіший внесок грошово-кредитної політики в розвиток сприятливого економічного середовища і досягнення високого рівня зайнятості [2].

Інший “локомотив” світової економіки — Японія — також не залишається осторонь цих світових тенденцій монетарної політики. Так, у Законі про Банк Японії зазначено: “Грошово-кредитна політика Банку повинна спрямовуватися на досягнення стабільності цін, таким чином сприяючи здоровому розвитку національної економіки” [3].

Для розвитку економіки України досвід проведення Банком Японії власної монетарної політики в аспекті забезпечення цінової стабільності має

© Селіверстов В. В., 2013

особливе значення. Таке ставлення пояснюється насамперед тим, що, на відміну від більшості країн світу, економіка Японії протягом досить тривалого періоду характеризується не інфляційними, а дефляційними тенденціями. З 1981 р. (коли вперше, за статистичними даними Банку Японії, зафіксовано дефляцію) по лютий 2013 р. нараховується 219 місяців, протягом яких індекс цін на товари вітчизняних корпорацій (ІЦТВК) — японський аналог індексу споживчих цін (ІСЦ) — набував від'ємних значень, і 11 місяців, протягом яких він дорівнював нулю [3]. Отже, протягом більш як половини наведеного періоду в Японії не було інфляції, а середній показник ІЦТВК за цей період дорівнював  $-0,3210\%$ , причому дефляція зберігається впродовж 11 останніх місяців.

За сучасних умов Політична рада Банку Японії концептуально визначає “цінову стабільність” як “стан, за якого різні економічні агенти, включаючи домашні господарства і фірми, можуть приймати рішення щодо таких видів економічної діяльності, як споживання та інвестиції, не піклуючись про коливання загального рівня цін” [3]. У січні 2013 р. Політична рада вирішила запровадити “цільову цінову стабільність”: “Цільовою ціною стабільністю є рівень інфляції, котрий Банк розглядає як цінову стабільність на стійкій основі. На підставі цього визнання Банк встановлює цільову цінову стабільність на рівні  $2\%$  зміни індексу споживчих цін (ІСЦ) у перерахунку рік на рік. При цьому попередня “цільова цінова стабільність в середньо- і довгостроковій перспективі” була у позитивному діапазоні від  $2\%$  та нижче темпів зміни індексу споживчих цін, і Банк Японії ставив перед собою цільове значення на рівні  $1\%$ ” [3].

Для досягнення цінової стабільності Банк Японії застосовує такий набір інструментів монетарної політики: операції на ринку (*Market Operations*); фонд кредитування (*Lending Facility*); прийнятність застави (*Eligible Collateral*); додатковий депозитний фонд (*Complementary Deposit Facility*) [3].

До операцій на ринку, здійснюваних Банком Японії, належать:

- 1) операції з поставки капіталу проти об'єднаної застави (*Funds-Supplying Operations against Pooled Collateral*);
- 2) фонд видачі цінних паперів (*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'єднаної застави (*U. S. Dollar Funds-Supplying Operations against Pooled Collateral*);

9) операції з поставки канадських доларів проти об'єднаної застави (*Canadian Dollar Funds-Supplying Operations against Pooled Collateral*);

10) операції з поставки фунтів стерлінгів проти об'єднаної застави (*Pound Sterling Funds-Supplying Operations against Pooled Collateral*);

11) операції з поставки євро проти об'єднаної застави (*Euro Funds-Supplying Operations against Pooled Collateral*);

12) операції з поставки швейцарських франків проти об'єднаної застави (*Swiss Franc Funds-Supplying Operations against Pooled Collateral*);

13) програма придбання 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 Банку Японії входять:

1) додатковий фонд кредитування (*Complementary Lending Facility*);

2) програма підтримки кредитування (*Loan Support Program*).

Прийнятність застави дає можливість контрагентам отримати кредит від Банку Японії у межах вартості застави, через операції з поставки капіталу проти об'єднаної застави, додатковий фонд кредитування, кредити овернайт та ін.

Додатковий депозитний фонд — це кошти, які Банк Японії сплачує за нараховані проценти на надлишки резервів (суми, що зберігаються на рахунку в Банку понад розмір обов'язкових резервів).

Протягом останніх років вплив монетарних інструментів на цінову стабільність був об'єктом дослідження багатьох вітчизняних та іноземних учених: Б. Адамика, А. Бліндера, Дж. Галі, А. Гриценка, О. Дзюблюка, В. Козюка, М. Любського, І. Лютого, В. Міщенко, С. Науменкової, Р. Перотті, А. Сомик, Р. Тиркала, Т. Унковської, М. Фрідмана [4—7; 8, с. 41—66; 9—17] і фінансистів-практиків Н. Гребеник, В. Лепушинського, Р. Лисенка, О. Петрика [18—21] та ін. Але публікацій, присвячених дослідженню досвіду реалізації Банком Японії власної монетарної політики в аспекті забезпечення цінової стабільності, небагато.

Мета статті — аналіз ефективності впливу засобів монетарної політики Банку Японії на темпи інфляції на підставі побудови регресійних моделей.

Для регресійного аналізу використано метод найменших квадратів, вбудований у пакет аналізу програми Microsoft Excel та у файл “*regression\_analysis\_ver2.xls*”, що призначені для пошуку та аналізу регресійної залежності. Роль індикатора інфляційних процесів надано індексу цін на товари вітчизняних корпорацій (*Domestic Corporate Goods Price Index — All commodities*) [3], що відіграє роль залежної змінної у побудованих регресійних моделях. Відповідно,

як незалежні змінні (регресори) можна розглядати інструменти монетарної політики, використовувані Банком Японії для досягнення цінової стабільності. Але таке рішення не раціональне, оскільки: по-перше, цих інструментів багато, що спричиняє перевантаження регресійної моделі; по-друге, Банк Японії у переліку засобів власної монетарної політики не наводить такі важливі інструменти, як дисконтна ставка Банку та нормативи обов'язкового резервування [3].

З огляду на це до початкового складу регресорів доречно віднести дисконтну ставку Банку Японії та готівкові кошти в обігу. На користь вибору дисконтної ставки, яка в Японії називається “Базова дисконтна ставка” та “Базова кредитна ставка” (*Basic Discount Rate and Basic Loan Rate*) [3], свідчить досвід монетарної політики центральних банків провідних країн, які використовують її як основний інструмент. Стосовно готівкових коштів в обігу, то дія наведених інструментів монетарної політики Банку Японії і нормативів обов'язкового резервування позначається насамперед на їх обсягах.

Наступним етапом дослідження є вибір способу вимірювання змінних. Якщо базова дисконтна ставка вимірюється лише у річних процентах, то інші змінні — у двох форматах: у відсотках зміни рік до року (*year-on-year change*); у грошових одиницях (готівкові кошти в обігу) та в умовних пунктах (індекс цін на товари вітчизняних корпорацій). У зв'язку з тим, що Політична рада Банку Японії у власних заявах і звітах визначає темпи інфляції у відсотках рік до року [3], вибір зроблено на користь такого формату.

Таким чином, у побудованій регресійній моделі (1) залежною змінною є індекс цін на товари вітчизняних корпорацій (*Domestic Corporate Goods Price Index — DCGPI*), а незалежними — базова дисконтна ставка (*Basic Discount Rate — BDR*) та зміна (рік до року) суми готівкових коштів в обігу (*Currency in Circulation — CC*). Вибірка середньомісячних даних для аналізу охоплює період із січня 1980 р. по лютий 2013 р. і становить 388 спостережень [3].

Отже, у результаті проведеного регресійного аналізу отримано рівняння:

$$DCGPI = -0,7708 + 0,6091 \cdot BDR - 0,0733 \cdot CC, \quad (1)$$

де DCGPI — індекс цін на товари вітчизняних корпорацій, % (рік до року);

BDR — базова дисконтна ставка, % (річних);

CC — зміна готівкових коштів в обігу, % (рік до року).

Значення коефіцієнтів детермінації ( $R^2 = 0,1731$ ) і нормованого  $R$ -квадрата (0,1689) разом із середньою помилкою апроксимації ( $\bar{A} = 196,1359$  %) свідчать про дуже низьку якість опису моделлю (1) досліджуваних процесів. Але вона статистично значуща — фактичне значення  $F$ -критерію (41,3390) більше за відповідне табличне (3,0186), що підтверджує значимість  $F$  (5Е–17). Усі коефіцієнти рівняння мають значення  $t$ -статистики (нульовий коефіцієнт — –3,0257; BDR — 8,9743; CC — –2,6551), які за модулем перевищують

відповідне критичне (2,2500), що підтверджується їхніми  $P$ -значеннями (нульовий коефіцієнт — 0,0026; BDR — 1,17E-17; CC — 0,0082). Середні коефіцієнти еластичності регресорів мають такі значення: BDR — 9,4776 та CC — -2,97005. До того ж у побудованій регресійній моделі (1) визначаються: позитивна автокореляція залишків — статистика Дарбіна — Уотсона ( $DW = 0,0581$ ) менше нижньої критичної точки ( $d_1 = 1,7480$ ); відсутність гетероскедастичності — розрахункове значення  $F$ -статистики (0,4142) менше за критичне (1,1802); відсутність ознак мультиколінеарності регресорів — їхні фактори інфляції дисперсії (VIF) дорівнюють 1,0363.

Таким чином, побудована регресійна модель (1) є незначущою і не відповідає сучасним теоретичним положенням стосовно впливу інструментів монетарної політики на цінову стабільність [22]. За таких умов для підвищення якості подальшого дослідження вирішено змінити формат вимірювання змінних і побудувати нову регресійну модель. Вибірка середньомісячних даних для аналізу охоплює період із квітня 2003 р. по лютий 2013 р. (за статистичними даними Банку Японії (BOJ's Main Time-series Statistics (Monthly) середньомісячні обсяги готівкових коштів в обігу в грошовому вимірі почали оприлюднюватися лише з квітня 2003 р.) і становить 119 спостережень [3]. У результаті регресійного аналізу побудовано рівняння:

$$DCGPI = 69,966 + 9,148 \cdot BDR + 3,72E - 05 \cdot CC, \quad (2)$$

де DCGPI — індекс цін на товари вітчизняних корпорацій з базовим періодом (2010=100);

BDR — базова дисконтна ставка, % (річних);

CC — готівкові кошти в обігу, 100 млн єн.

Пояснювальні характеристики регресійної моделі (2) свідчать, що за рахунок зміни формату виміру змінних значно поліпшено її економетричні характеристики — істотно збільшилися значення коефіцієнта детермінації (0,7261) і, відповідно, нормованого  $R$ -квадрата (0,7214); зменшилося значення середньої помилки апроксимації ( $\bar{A} = 1,1188$  %). Статистичну значущість регресійної моделі (2) підтверджують фактичне значення  $F$ -критерію (153,7853), яке перевищує відповідне критичне (3,0744), і значимість  $F$  (2,38E-33). Усі коефіцієнти рівняння є статистично значимі — їхні значення  $t$ -статистики (нульовий коефіцієнт — 20,3669; BDR — 12,7023; CC — 7,6724) за модулем перевищують критичне (2,2709), що підтверджується і їхніми  $P$ -значеннями (нульовий коефіцієнт — 4,11E-40; BDR — 1,06E-23; CC — 5,75E-12). Середні коефіцієнти еластичності регресорів мають значення: BDR — 0,0293 та CC — 0,2689. У регресійній моделі (2) визначаються: позитивна автокореляція залишків — статистика Дарбіна — Уотсона ( $DW = 0,1445$ ) менше нижньої критичної точки ( $d_1 = 1,6669$ ); відсутність гетероскедастичності — розрахункове значення  $F$ -статистики (0,7231) менше за відповідне критичне значення (1,3589);

відсутність ознак мультиколінеарності регресорів, що підтверджують значення VIF (1,1012). При розрахунку VIF були отримані значення коефіцієнтів кореляції ( $R = 0,3032$ ) і детермінації ( $R^2 = 0,0919$ ), які свідчать про брак серйозних доказів наявності впливу BDR на CC.

Коефіцієнт детермінації (0,7261) регресійної моделі (2), що не перевищує умовний кордон (0,8), і наявність позитивної автокореляції залишків спонукають до введення нового регресора — індексу паливних і непаливних сировинних товарів (*Index of Fuel and Non Fuel Commodities* — PALLFNFW) з базовим періодом (2005 р. = 100) — із метою поліпшення характеристик моделі [23]. Цей вибір пояснюється так: в умовах відкритої ринкової економіки, характерної для Японії, динаміка світових цін на основні сировинні товари безпосередньо впливає на рівень цін товарів і послуг, які утворюють індексну корзину DCGPI.

Вибірка місячних даних для аналізу охоплює період із квітня 2003 р. по лютий 2013 р. і становить 119 спостережень [3; 23]. У результаті регресійного аналізу побудовано рівняння:

$$DCGPI = 93,5468 + 6,9125 \cdot BDR - 1,8E - 06 \cdot CC + 0,0391 \cdot PALLFNFW, \quad (3)$$

де PALLFNFW — індекс паливних і непаливних сировинних товарів (2005 р. = 100).

Пояснювальні характеристики регресійної моделі (3) підтверджують доцільність уведення додаткового регресора — підвищено значення нормованого  $R$ -квадрата (0,7843) разом із коефіцієнтом детермінації (0,7898) і зменшено середню помилку апроксимації ( $\bar{A} = 0,9717\%$ ). На статистичну значущість моделі (3) вказують фактичне значення  $F$ -критерію (143,9934), що перевищує критичне (2,6835), і значимість  $F$  (8,74E-39). До недоліків моделі (3) належить значення  $t$ -статистики коефіцієнта CC (-0,2320), яке за модулем менше за відповідне критичне (2,2711), що підтверджується  $P$ -значенням (-0,8170). Ці недоліки разом із наявністю у довірчих інтервалах цього коефіцієнта нуля автоматично роблять його нульовими і потребують вилучення з регресійної моделі. Водночас інші коефіцієнти мають задовільні значення  $t$ -статистики: нульовий коефіцієнт — 18,6652, BDR — 9,3612, PALLFNFW — 5,898915; і  $P$ -значення: нульовий коефіцієнт — 1,35E-36, BDR — 7,99E-16, PALLFNFW — 3,76E-08. У середніх коефіцієнтів еластичності регресорів такі значення: BDR — 0,0221, CC — -0,0132, PALLFNFW — 0,0528. Визначаються: позитивна автокореляція залишків — статистика Дарбіна — Уотсона ( $DW = 0,1432$ ) менше нижньої критичної точки ( $d_1 = 1,6496$ ); відсутність гетероскедастичності — розрахункове значення  $F$ -статистики (0,6158) менше за критичне (1,3608); відсутність ознак мультиколінеарності — значення VIF регресорів (BDR — 1,4950, CC — 3,748126 та PALLFNFW — 4,659832) менше 5.

Наступним логічним кроком дослідження є вилучення регресора СС, внаслідок чого утворюється нова регресійна модель (4). Вибірка місячних даних для регресійного аналізу охоплює період із квітня 2003 р. по лютий 2013 р. і становить 119 спостережень [3; 23]:

$$\text{HICP} = 92,3886 + 6,9622 \cdot \text{BDR} + 0,0378 \cdot \text{PALLFNFW}. \quad (4)$$

Вилучення статистично не значущого регресора призвело до появи регресійної моделі з більшим значенням нормованого  $R$ -квадрата (0,7860), що підтверджує доцільність такого заходу. Крім того, регресійна модель (4) має такі характеристики: коефіцієнт детермінації — 0,7897; середня помилка апроксимації —  $\bar{A} = 0,9717\%$ ; розрахункове значення  $F$ -статистики — 217,7392, яке істотно перевищує табличне (3,0744); значимість  $F$  —  $5,37E-40$ . Усі коефіцієнти рівняння мають значення  $t$ -статистики: нульовий коефіцієнт — 213,4424, PALLFNFW — 10,56745, BDR — 9,893231, які за модулем перевищують відповідне критичне (2,2709), що підтверджується їхніми  $P$ -значеннями: нульовий коефіцієнт —  $2,2E-152$ , BDR —  $4,2E-17$ , PALLFNFW —  $1,08E-18$ . У середніх коефіцієнтів еластичності регресорів такі значення: BDR — 0,0223, PALLFNFW — 0,0510. У моделі (4) також визначаються: позитивна автокореляції залишків — статистика Дарбіна — Уотсона ( $DW = 0,1412$ ) менше нижньої критичної точки ( $d_1 = 1,6669$ ); відсутність гетероскедастичності — розрахункове значення  $F$ -статистики (0,6517) менше критичного (1,3589); відсутність ознак мультиколінеарності регресорів — їхні VIF дорівнюють 1,3689.

Зауважимо, що значення індексу паливних і непаливних сировинних товарів (PALLFNFW) МВФ публікує із січня 1992 р. [23]. Отже, після вилучення регресора СС вельми послідовним кроком буде збільшення вибірки зі 119 спостережень (квітень 2003 р. — лютий 2013 р.) до 254 (січень 1992 р. — лютий 2013 р.) [3; 23], внаслідок чого після регресійного аналізу було отримано рівняння:

$$\text{HICP} = 96,5343 + 3,4695 \cdot \text{BDR} + 0,02 \cdot \text{PALLFNFW}. \quad (5)$$

Побудована регресійна модель (5) має гірші економетричні характеристики, порівняно з попередніми двома, про що свідчать насамперед зменшення значення нормованого  $R$ -квадрата (0,6216) і збільшення середньої помилки апроксимації ( $\bar{A} = 1,7113\%$ ), при цьому  $R^2$  дорівнює 0,6246. Водночас модель (5) є статистично значущою, на що вказують розрахункове значення  $F$ -статистики (208,7790), яке перевищує табличне (3,0318), і значимість  $F$  ( $4,02E-54$ ). Усі коефіцієнти рівняння регресії мають значення  $t$ -статистики: нульовий коефіцієнт — 276,6613, BDR — 20,37799, PALLFNFW — 6,846631, які за модулем перевищують відповідне критичне (2,2549), що підтверджується їхніми  $P$ -значеннями: нульовий коефіцієнт — 0, BDR —  $3,93E-55$ , PALLFNFW —  $5,78E-11$ . Середні коефіцієнти еластичності регресорів мають такі значення: PALLFNFW — 0,0185,

BDR — 0,0228. Визначаються: наявність позитивної автокореляції залишків — статистика Дарбіна — Уотсона ( $DW = 0,0589$ ) менше нижньої критичної точки ( $d_1 = 1,7480$ ); відсутність гетероскедастичності — розрахункове значення  $F$ -статистики (0,4150) менше критичного (1,2313); відсутність ознак мультиколінеарності регресорів — VIF дорівнюють 1,0750.

Серед отриманих результатів проведеного дослідження особливу увагу привертають позитивні значення коефіцієнтів BDR в усіх п'яти побудованих регресійних моделях і необхідність вилучення регресора СС з регресійної моделі (3). Це насамперед пояснюється тим, що названі результати суперечать сучасним теоретичним уявленням про вплив інструментів монетарної політики на інфляційні процеси [22]. Доречно згадати про одне з основних положень економетрики — жодне рівняння не може бути визнано якісним, якщо не відповідає відомим теоретичним положенням [24]. До того ж наявність в усіх моделях позитивної автокореляції залишків свідчить про можливість переважання певної нелінійної формули за статистичними характеристиками над пропонованою лінійною. Щоб довести або відхилити останнє припущення слід побудувати кореляційні поля залежності індексу цін на товари вітчизняних корпорацій від готівкових коштів в обігу і базової дисконтної ставки.

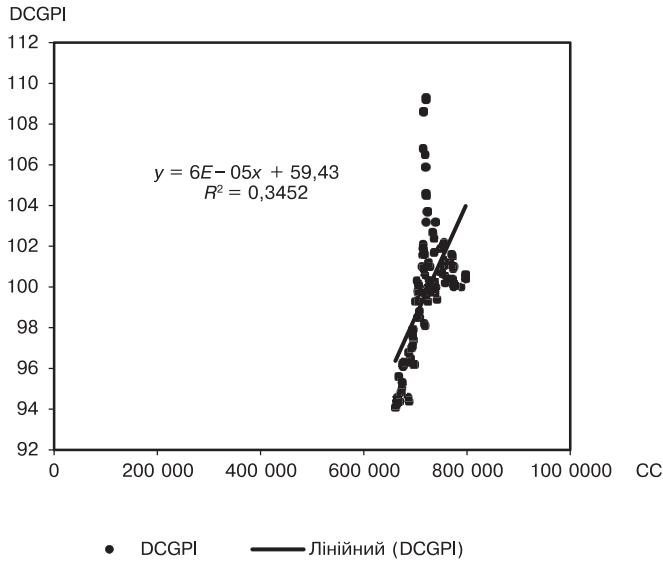
Стосовно залежності DCGPI від СС за квітень 2003 р. — лютий 2013 р., то форма кореляційного поля (рис. 1) графічно доводить, що при виборі будь-якої нелінійної форми зв'язку результати специфікації та параметризації будуть невдалими. Крім того, цей статистичний зв'язок характеризується коефіцієнтами детермінації (0,3452) та кореляції (0,5875), що свідчить про його статистичну незначущість.

Якщо під час попереднього дослідження питань із вибором часового періоду не виникало, то з дослідженням впливу BDR на DCGPI ситуація зовсім інша. Є три альтернативи у виборі періоду, протягом якого досліджується цей вплив: січень 1980 р. — лютий 2013 р., січень 1992 р. — лютий 2013 р., квітень 2003 р. — лютий 2013 р. У результаті розрахунків значень нормованого  $R$ -квадрата обрано перший період, упродовж якого спостерігається його найбільше значення — 0,7997, тоді як в інші періоди він мав істотно менші значення: із січня 1992 р. по лютий 2013 р. — 0,5527; з квітня 2003 р. по лютий 2013 р. — 0,5836.

Отже, форма кореляційного поля залежності індексу внутрішніх корпоративних цін на товари від зміни базової дисконтної ставки за період із січня 1980 р. по лютий 2013 р. разом із лінійним трендом (рис. 2) доводять, що жодна нелінійна формула не переважає за статистичними характеристиками запропоновану лінійну.

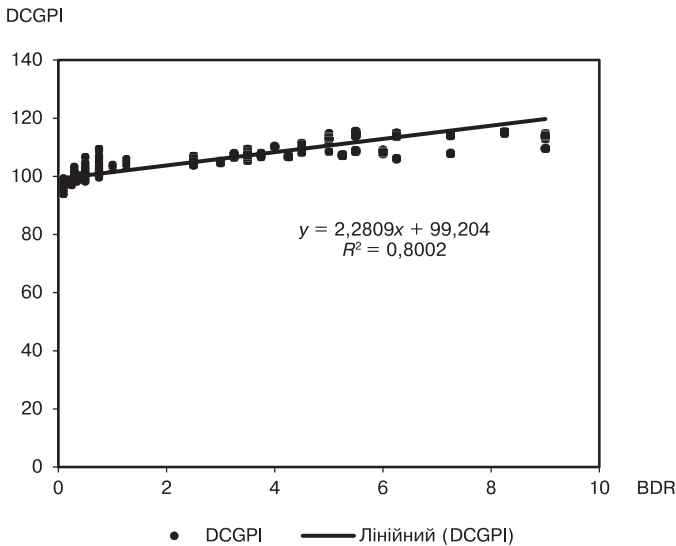
У результаті аналізу парної регресії на підставі вибірки місячних даних за період із січня 1980 р. по лютий 2013 р. (398 спостережень) побудовано модель (6) (див. рис. 2). Її економетричні характеристики засвідчують перевагу над іншими моделями, побудованими під час дослідження. Так, значення





Джерело: Офіційний сайт Банку Японії [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.boj.or.jp>.

Рис. 1. Діаграма розсіювання залежності індексу цін на товари вітчизняних корпорацій (DCGPI) від готівкових коштів в обігу (CC)



Джерело: Офіційний сайт Банку Японії [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.boj.or.jp>.

Рис. 2. Діаграма розсіювання та лінія тренду залежності індексу цін на товари вітчизняних корпорацій (DCGPI) від базової дисконтної ставки (BDR)

нормованого  $R$ -квадрата (0,7997) є найбільшим серед аналогічних показників інших регресійних моделей; коефіцієнт кореляції ( $R$ ) має позитивне значення і дорівнює 0,8945; значення коефіцієнта детермінації ( $R^2$ ) — 0,8002, а середньої помилки апроксимації ( $\bar{A}$ ) — 2,0083 %. Розрахункове значення  $F$ -статистики (541,8659) найбільше серед аналогічних показників інших моделей і значно перевищує табличне (критичне) значення (3,8650), а значимість  $F$  (1,5 $E$ -140) практично наближається до нуля. Всі коефіцієнти рівняння мають значення  $t$ -статистики (нульовий коефіцієнт — 541,8659, BDR — 39,82296, які за модулем перевищують відповідне критичне (2,2500), що підтверджується їхніми  $P$ -значеннями: нульовий коефіцієнт — 0, BDR — 1,5 $E$ -140). Середній коефіцієнт еластичності базової дисконтної ставки (BDR) дорівнює 0,0477. Визначаються: позитивна автокореляція залишків — статистика Дарбіна — Уотсона ( $DW = 0,0458$ ) менше нижньої критичної точки ( $d_1 = 1,7580$ ); відсутність гетероскедастичності — розрахункове значення  $F$ -статистики (1,0160) істотно менше критичного (1,1800).

В усіх побудованих регресійних моделях наявна позитивна автокореляція залишків, що істотно знижує якість опису останніми досліджуваних процесів. Але необхідно враховувати й інші фактори. По-перше, інші впливові економетричні характеристики регресійних моделей великою мірою можуть нівелювати цей недолік. По-друге, є загальноприйняте положення про те, що позитивна автокореляція залишків зазвичай трапляється в регресійному аналізі при використанні таких часових рядів [24].

Один із ключових результатів нашого дослідження, як згадувалося, — наявність в усіх побудованих регресійних моделях позитивного значення коефіцієнтів базової дисконтної ставки (BDR), які є статистично значимими. Такий перебіг подій не узгоджується із сучасними теоретичними положеннями, відповідно до яких зростання облікової ставки центрального банку зменшує пропозицію грошей і, відповідно, темпи інфляції [22]. При дослідженні автором статистичного зв'язку між процентними ставками (облікова ставка НБУ, ставка за операціями РЕПО, ставка за кредитами овернайт, середньозважена ставка за всіма інструментами) та індексами споживчих цін (до попереднього місяця і до грудня попереднього року) в умовах України були одержані коефіцієнти кореляції, які також мали лише позитивні значення [25].

Наступним важливим результатом дослідження є те, що коефіцієнти детермінації (0,3452) і кореляції (0,5875) статистичного зв'язку між змінними  $CC$  та  $DCGPI$  за період із квітня 2000 р. по лютий 2013 р. разом із діаграмою розсіювання їх залежності (див. рис. 1) та статистичною незначущістю регресора  $CC$  у моделі (3) ставлять під сумнів імовірність впливу обсягу готівкових коштів в обігу на темпи інфляції. Це також досить неочікуваний результат, який не узгоджується із сучасними поглядами центральних банків

провідних країн світу та їх об'єднань на природу інфляції: “У кінцевому підсумку, інфляція є монетарним феноменом” [2].

Несподіваним результатом дослідження також є коефіцієнти кореляції (0,3032) і детермінації (0,0919) статистичного зв'язку між базовою дисконтною ставкою (BDR) та готівковими коштами в обігу (CC), що засвідчує невідповідність реалій теоретичним положенням.

Отже, головним висновком за результатами дослідження є відсутність доказів суттєвого впливу монетарних факторів на природу інфляційних (та дефляційних) процесів в умовах економіки Японії. Цей факт опосередковано свідчить про вагомий внесок немонетарних факторів у її цінову стабільність. У свою чергу, перелік можливих немонетарних причин інфляції вичерпується лише двома — ціноутворення великих корпорацій на власну продукцію та монополія профспілок, яка обмежує можливості ринкового механізму регулювання прийнятого рівня заробітної плати відповідно до змін стану економіки. Але в умовах економіки Японії вплив такої монополії не може бути вирішальним, оскільки за умов, коли протягом періоду із січня 1981 р. по лютий 2013 р. середній показник ІЦГВК дорівнював  $-0,3210\%$ , складно припустити, що причиною загального зниження цін на вітчизняні товари є зменшення заробітної плати робітників унаслідок вимог профспілок. Ймовірно, домінування дефляційних процесів значно обмежує дію ефекту храповика в умовах японської економіки.

Відповідно головним фактором впливу на цінову стабільності в Японії можна вважати ціноутворення місцевих корпорацій. На користь цього твердження свідчать тенденції до зниження японськими виробниками цін на власну продукцію (як однієї з вагомих конкурентних переваг) за рахунок зменшення її собівартості внаслідок використання інновацій.

З огляду на результати дослідження, не варто перебільшувати роль монетарних чинників як основних факторів впливу на цінову стабільність. Важливість усвідомлення цього застереження особливо актуальна для вітчизняної економіки, в умовах якої боротьба з інфляцією лише монетарними методами призведе до спаду виробництва. Головними засобами досягнення цінової стабільності в Україні є вплив з боку держави на процеси ціноутворення виробників (продавців) товарів і послуг. При цьому для відповідних вітчизняних державних установ основними важелями впливу є антимонопольні заходи і стимулювання використання результатів інноваційної діяльності. Тобто необхідно створити умови, за яких головним джерелом зростання прибутку виробників (продавців) буде зменшення собівартості продукції (а не підвищення ціни) за рахунок використання інновацій, що доводить досвід Японії. Для створення таких умов необхідно передусім докласти зусиль у двох напрямках: знищити офшорні схеми, які приховують монопольне ціноутворення, і стимулювати інноваційну діяльність за рахунок податкових та інших пільг із боку держави.

Потрібно також розраховувати щомісячний ІСЦ в Україні не тільки у форматах “до попереднього місяця” і “до грудня попереднього року”, а й в умовних пунктах із певним річним базовим періодом у 100 пунктів. Такий спосіб вимірювання ІСЦ дасть можливість точніше оцінювати й аналізувати вплив монетарних та немонетарних чинників на інфляційні процеси, що підтверджує практика економічно розвинутих країн та їх об’єднань (США, Японія, ЄС тощо).

### Список використаних джерел

1. Офіційний сайт Федерального резервного банку Сан-Франциско [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.frbsf.org>.
2. Офіційний сайт Європейського центрального банку [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.ecb.europa.eu>.
3. Офіційний сайт Банку Японії [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.boj.or.jp>.
4. Адамик Б. Монетарна політика Національного банку та її вплив на рівень інфляції в Україні / Б. Адамик // Світ фінансів. — 2008. — № 2. — С. 27—33.
5. *Blinder A. C. Central Banking in Theory and Practice* / Alan C. Blinder. — Cambridge : MIT Press, 1998. — 92 p.
6. *Gali J. Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe* / J. Gali, R. Perotti // NBER Working Paper. — 2003. — No. 9773, June. — 43 p.
7. Гриценко А. Монетарна стратегія: шлях до ефективної грошово-кредитної політики. Стаття перша. Необхідність і передумови формування монетарної стратегії як форми комунікації центральних банків / А. Гриценко, Т. Кричевська // Вісник Національного Банку України. — 2005. — № 11. — С. 8—17.
8. Дзюблюк О. В. Передавальний механізм грошово-кредитної політики та його особливості в Україні / О. В. Дзюблюк // Фінансово-монетарні важелі економічного розвитку : монографія : в 3 т. Т. 2: Механізми грошового та фондового ринків і їх вплив на розвиток економіки України / М. І. Савлук, О. В. Дзюблюк, О. І. Береславська, Н. І. Гребеник ; за ред. А. І. Даниленка. — К. : Фенікс, 2008. — 442 с.
9. Козюк В. В. Монетарні засади глобальної фінансової стабільності : монографія / В. В. Козюк. — Т. : Екон. думка, 2009. — 728 с.
10. Любський М. Трансмісійний механізм грошово-кредитної політики: сутність і роль у сучасній економіці / М. Любський // Економіка України. — 2009. — № 2. — С. 79—85.
11. Гроші та кредит : підручник / І. О. Лютий, О. В. Любіна, О. Д. Рожко. — К. : ВПЦ “Київський університет”, 2010. — 559 с.
12. Міщенко В. 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.
13. Міщенко В. І. Монетарні трансмісійні механізми та їх вплив на забезпечення відтворювальних процесів в економіці України / В. І. Міщенко, С. В. Науменкова // Матеріали наук.-практ. конф. “Стратегія монетарної політики: проблеми вибору та застосування”, Київ, 25—26 трав. 2002 р. — К. : НБУ, 2002. — С. 64—70.
14. Сомик А. В. Умови середовища реалізації грошово-кредитної політики в Україні / А. В. Сомик // Фінанси України. — 2009. — № 6. — С. 39—52.
15. Тиркало Р. І. Банківські операції з цінними паперами : монографія / Р. І. Тиркало, І. С. Кравчук. — Т. : Карт-бланш, 2004. — 211 с.

16. Унковська Т. Системне розуміння фінансової стабільності: розв'язання парадоксів / Т. Унковська // Економічна теорія. — 2009. — № 1. — С. 14—33.
17. Фридман М. Монетарная история Соединенных Штатов 1867—1960 гг. / М. Фридман, А. Шварц. — К. : Ваклер, 2007. — 880 с.
18. Гребеник Н. Основні віхи у формуванні та проведенні грошово-кредитної (монетарної) політики в Україні. Стаття 2. Розвиток і оптимізація механізмів та інструментів монетарної політики / Н. Гребеник // Вісник Національного банку України. — 2009. — № 2. — С. 10—15.
19. Лепушинський В. О. Дія каналів монетарної трансмісії в економіці України / В. О. Лепушинський // Вісник Національного банку України. — 2006. — № 2. — С. 28—34.
20. Міщенко В. І. Взаємодія органів державного управління як фактор подолання фінансової кризи / В. І. Міщенко, Р. С. Лисенко // Фінанси України. — 2009. — № 1. — С. 50—57.
21. Монетарний трансмісійний механізм в Україні : наук.-аналіт. матеріали. Вип. 9 / В. І. Міщенко, О. І. Петрик, А. В. Сомик, Р. С. Лисенко та ін. — К. : Нац. банк України ; Центр наук. досліджень, 2008. — 144 с.
22. Мышкин Ф. Экономическая теория денег, банковского дела и финансовых рынков : учеб. пособ. / Ф. Мышкин ; пер. с англ.: О. Островская, А. Рыбьянец. — М. : Вильямс, 2006. — 880 с.
23. Офіційний сайт Міжнародного валютного фонду [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.imf.org>.
24. Бородич С. А. Эконометрика : учеб. пособ. / С. А. Бородич. — Минск : Новое знание, 2001. — 408 с.
25. Селіверстов В. В. Аналіз впливу окремих інструментів монетарної політики на темпи інфляції в Україні / В. В. Селіверстов // Фінанси України. — 2012. — № 4. — С. 41—49.