

В. В. Селіверстов

РОЛЬ ЧАСОВИХ ЛАГІВ У ВПЛИВІ МОНЕТАРНОЇ ПОЛІТИКИ ФРС США НА ТЕМПИ ІНФЛЯЦІЇ

Протягом останніх років особливості впливу грошово-кредитної політики на забезпечення цільового рівня темпів інфляції привертають неабияку увагу вчених і фінансистів-практиків. У сучасних умовах розвитку світових фінансів великого значення набуває дослідження ролі часових лагів у впливі монетарної політики ФРС США на темпи інфляції. У статті зроблено спробу зорієнтуватися в проблемах, пов'язаних із визначенням ролі часових лагів у реалізації грошово-кредитної політики за допомогою регресійних і авторегресійних моделей, шляхом побудови на першому етапі аналізу регресійних моделей, а на другому — векторної моделі корекції регресійних залишків (VEC-моделі). Для регресійного аналізу застосовано метод найменших квадратів, вбудований у пакет аналізу програми "Microsoft Excel", а для створення VEC-моделі — можливості пакета "E-Views". У моделях використані такі часові ряди: індекс споживчих цін, ставка за кредитами овернайт, обсяг готівкових коштів у обігу та індекс цін на основні сировинні паливні й непаливні товари. Результати дослідження засвідчили невідповідність впливу ставки овернайт на темпи інфляції сучасним теоретичним уявленням.

Ключові слова: часовий лаг, індекс споживчих цін, ставка овернайт, готівкові кошти в обігу, регресійна модель, векторна модель корекції залишків.

Форм. 3. Рис. 5. Табл. 4. Літ. 19.

В. В. Селиверстов

РОЛЬ ВРЕМЕННЫХ ЛАГОВ ВО ВЛИЯНИИ МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ ФРС США НА ТЕМПЫ ИНФЛЯЦИИ

В течение последних лет особенности влияния денежно-кредитной политики на обеспечение целевого уровня темпов инфляции привлекают внимание ученых и финансистов-практиков. В современных условиях развития мировых финансов большое значение приобретает исследование роли временных лагов во влиянии монетарной политики ФРС США на темпы инфляции. В статье сделана попытка сориентироваться в проблемах, связанных с определением роли временных лагов в реализации денежно-кредитной политики с помощью регрессионных и авторегрессионных моделей, путем построения на первом этапе анализа регрессионных моделей, а на втором — векторной модели коррекции регрессионных остатков (VEC-модели). Для регрессионного анализа применен метод наименьших квадратов, встроенный в пакет анализа программы "Microsoft Excel", а для создания VEC-модели — возможности пакета "E-Views". В моделях использованы следующие временные ряды: индекс потребительских цен, ставка по кредитам овернайт, объем наличных средств в обращении и индекс цен на основные сырьевые топливные и нетопливные товары. Результаты исследования показали несоответствие влияния ставки овернайт на темпы инфляции современным теоретическим представлениям.

Ключевые слова: временной лаг, индекс потребительских цен, ставка овернайт, наличные денежные средства в обращении, регрессионная модель, векторная модель коррекции остатков.

Valerii Seliverstov

THE ROLE OF TIME LAGS IN THE INFLUENCE OF THE US FEDERAL RESERVE SYSTEM MONETARY POLICY ON INFLATION RATE

In recent years peculiarities of monetary policy to ensure target levels of inflation have attracted an attention of scientists and financial practitioners. In modern conditions of global financial development research of time lags in the impact of the US Federal Reserve System monetary policy on

© Селіверстов В. В., 2015

inflation takes a particularly important role. The article attempts to sort out the problems relating to the role of time lags in the implementation of monetary policy by using regression and autoregressive models, by building at the first stage of analysis regression models, and at the second — vector regression residual correction model (VEC-model). For regression analysis the method of least squares is applied, built-in “Microsoft Excel” packet analysis program, as well it is used the possibility of an “E-Views” package to build the VEC-model. In the models, the following time series are used: the consumer price index, the interest rate on overnight loans, the volume of cash in circulation and the index of prices of basic raw fuel and non-fuel products. Results of the study have shown a discrepancy of influence of the overnight rate on inflation to modern theoretical concepts.

Keywords: time lag, the CPI, overnight rate, cash in circulation, regression model, vector model, correction remains.

JEL classification: E30, E31, E37.

У нинішніх умовах розвитку світових фінансів особливе місце в реалізації центральними банками власної грошово-кредитної політики посідає проблематика часових лагів. На думку фахівців Федеральної резервної системи (ФРС) США, дія заходів грошово-кредитної політики на економіку та інфляцію може бути доволі тривалою, часові лаги теж істотно коливаються. Наприклад, термін досягнення основних ефектів у виробництві може становити від трьох місяців до двох років. А для зниження інфляції, як правило, потрібно ще більше часу — від одного до трьох років [1]. У свою чергу, керівництво Європейського центрального банку (ЄЦБ) вважає, що вплив рішень грошово-кредитної політики на економіку загалом і на рівень цін зокрема характеризується тривалими, мінливими й невизначеними часовими лагами [2]. Згідно з концепцією Банку Японії, заходи монетарної політики, спрямовані на економічну активність та ціни, вимагають чималих і мінливих часових лагів [3].

На думку очільників Банку Англії, часові лаги визначають період із моменту зміни процентних ставок до моменту їх впливу на рішення щодо витрат і заощаджень, при цьому термін дії на споживчі ціни є тривалішим. Було підраховано, що для максимального впливу зміни процентних ставок на суспільне виробництво часовий лаг становить близько одного року, а на інфляцію споживчих цін — близько двох років. Таким чином, процентні ставки повинні встановлюватися на підставі уявлень про майбутню, а не теперішню інфляцію [4].

Не залишаються осторонь з'ясування важливості врахування часових лагів у власній монетарній політиці й центральні банки країн Співдружності націй (Commonwealth of Nations). Так, керівництво Банку Канади наголошує, що для максимального впливу заходів грошово-кредитної політики на економіку та інфляцію зазвичай потрібно від півтора до двох років [5]. У свою чергу, на думку фахівців Резервного банку Австралії, коригування процентних ставок впливають на економічну активність та інфляцію дуже повільно, оскільки власна поведінка фізичних і юридичних осіб змінюється нескоро [6]. Представники Банку Нової Зеландії точніші в оцінці тривалості часових лагів та визначають їх (одне з найбільших ускладнень у реалізації власної грошово-кредитної політики) як проміжок часу між вжиттям заходу монетарної політики й моментом, коли результат стає очевидним. За їхніми оцінками,

тривалість часових лагів може становити до двох років [7]. Нарешті, погляд фахівців Південноафриканського резервного банку збігається з думкою керівництва ЄЦБ стосовно ускладненого прогнозування впливу рішень грошово-кредитної політики на економіку загалом і на рівень цін зокрема [8].

Проблематика часових лагів при реалізації центральними банками власної грошово-кредитної політики є досить актуальною та досліджується визначними вченими, такими як К. Ленсінг, Р. Фішер, У. Інгліш, Д. Лопез-Салідо, Р. Тетлоу, К. Каттнер, П. Моссер, С. Д'Аміко, Е. Нельсон [9—13]. У свою чергу, автором було зроблено спробу дослідити тривалість часових лагів, протягом котрих досягається максимальний ефект заходів грошово-кредитної політики щодо індексу споживчих цін (ІСЦ), за допомогою регресійних і векторних авторегресійних моделей. Для визначення максимального впливу заходів монетарної політики на ІСЦ обрано такі показники: R -квадрат, середній коефіцієнт еластичності (для регресійних моделей), а також імпульсні функції відгуку та декомпозицію дисперсії (для векторної авторегресійної моделі).

На першому етапі дослідження роль залежної змінної відведено ІСЦ, а незалежних — індексу світових цін на основні паливні й напаливні сировинні товари (PALLFNF \bar{W}), показнику готівкових коштів у обігу та ставці за кредитами овернайт. Обґрунтування вибору цих змінних при побудові регресійних моделей наведено в попередніх дослідженнях автора [14]. Для побудови регресійних моделей застосовано метод найменших квадратів, вбудований у пакет аналізу програми “Microsoft Excel”. Із метою визначення часового лагу, за який досягається максимальний вплив заходів грошово-кредитної політики ФРС США на ІСЦ, побудовано 98 регресійних моделей із переліченими вище змінними, але з різними вибірками щомісячних даних. Так, для регресійної моделі з нульовим лагом (рівняння (1)) використано однакову для всіх змінних вибірку щомісячних даних, котра охоплює період із 1 лютого 1992 р. по 1 квітня 2015 р. і 279 спостережень [15; 16]. Для побудови інших регресійних моделей застосовано таку схему визначення вибірки щомісячних даних: для змінних ІСЦ та PALLFNF \bar{W} вибірка залишається постійною в усіх побудованих моделях, а для готівкових коштів у обігу та ставки за кредитами овернайт вона змінюється з кожним додатковим лагом. Так, для побудови регресійної моделі з одним лагом для змінних ІСЦ та індекс PALLFNF \bar{W} використано вибірку з 01.02.1992 по 01.04.2015, а для готівкових коштів у обігу та ставки за кредитами овернайт — з 01.01.1992 по 01.03.2015 [15; 16]. Відповідно, при побудові моделі з 97 лагом для ІСЦ та індексу PALLFNF \bar{W} було використано ту ж саму вибірку (з 01.02.1992 по 01.04.2015), а для готівкових коштів в обігу та ставки за кредитами овернайт — з 01.01.1984 по 01.03.2007 [15; 16]. При цьому у всіх побудованих регресійних моделях кількість спостережень однакова і становить 279, що обґрунтовує використання R -квадрата, а не його нормованого аналога.

$$CPI = 111,4256 + 0,1283 \cdot PALLFNF\bar{W} + 0,4030 \cdot ONR + 0,0876 \cdot CC, \quad (1)$$

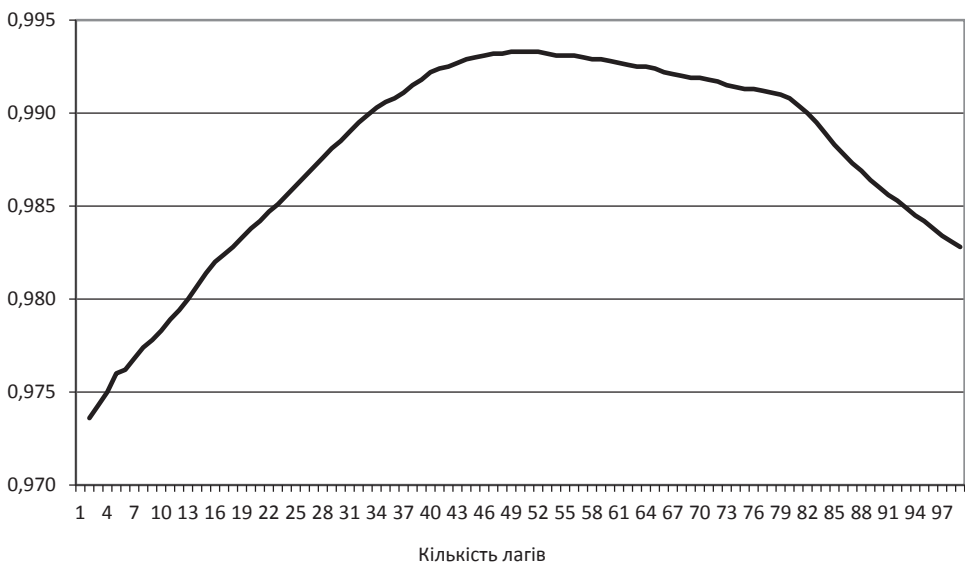
де CPI — індекс споживчих цін, сезонно скоригований (1982—84 = 100);

PALLFNFW — індекс світових цін на паливні й непаливні сировинні товари (2005 = 100);

ONR — ставка за кредитами овернайт, сезонно не скоригована, %;

СС — готівкові кошти в обігу, сезонно скориговані, млрд дол. США.

Усі побудовані регресійні моделі статистично значимі та мають доволі високу якість опису досліджуваних процесів — значення R -квадрата (рис. 1) коливається в межах від 0,9736 (модель із лагом 0) до 0,9933 (модель із лагом 49). Як показали результати, максимальна залежність ІСЦ від досліджуваних незалежних змінних виникає через 49 місяців після початку їх дії, що загалом відповідає оцінкам фахівців ФРС США [1].



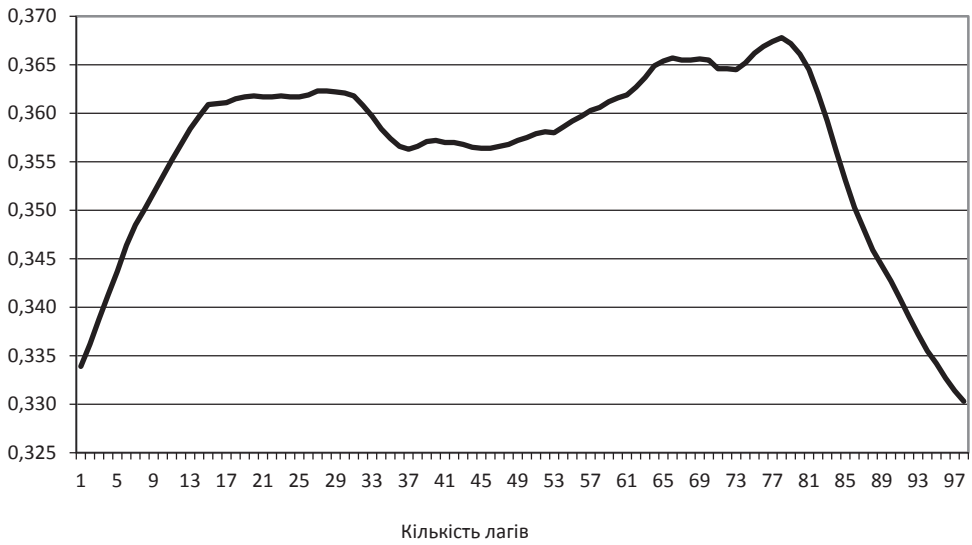
Джерело: побудовано автором.

Рис. 1. Значення R -квадрата побудованих регресійних моделей

Утім, якщо значення середніх коефіцієнтів еластичності готівкових коштів у обігу (рис. 2) повністю відповідає твердженню М. Фрідмена про те, що інфляція є цілком грошовим феноменом [17], то з впливом ставки овернайт на ІСЦ ситуація дещо інша.

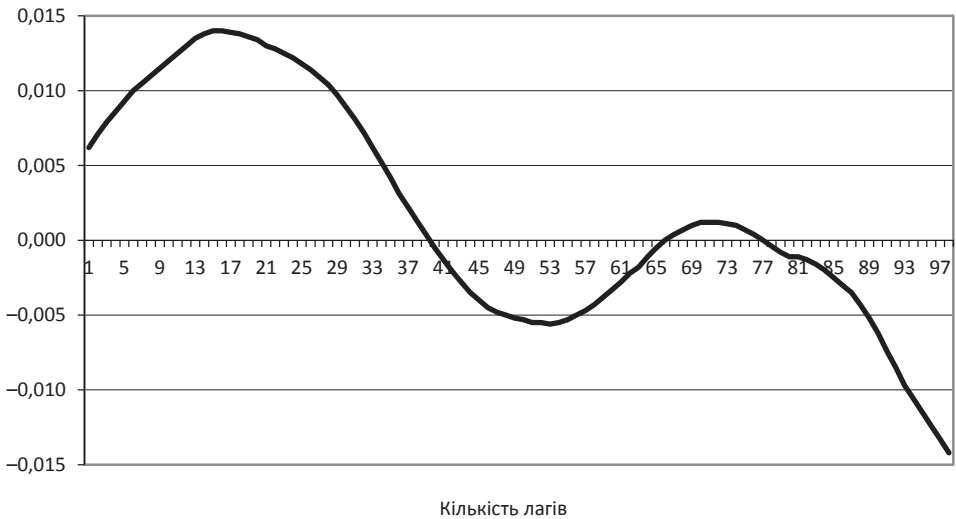
Так, у моделях з 0-го по 38-й лаг, а також із 65-го по 76-й (рис. 3) значення середнього коефіцієнта еластичності ставки овернайт не відповідають сучасним уявленням керівників ФРС США про її вплив на темпи інфляції [1]. Окрім того, привертають до себе увагу P -значення коефіцієнта ставки овернайт моделей з 34-го по 43-й лаг, а також із 58-го по 89-й, котрі засвідчують його статистичну незначимість (рис. 4).

Як видно, значення середнього коефіцієнта еластичності ставки овернайт (із урахуванням його статистичної значимості) відповідає сучасним



Джерело: побудовано автором.

Рис. 2. Значення середнього коефіцієнта еластичності готівкових коштів у обігу в побудованих регресійних моделях

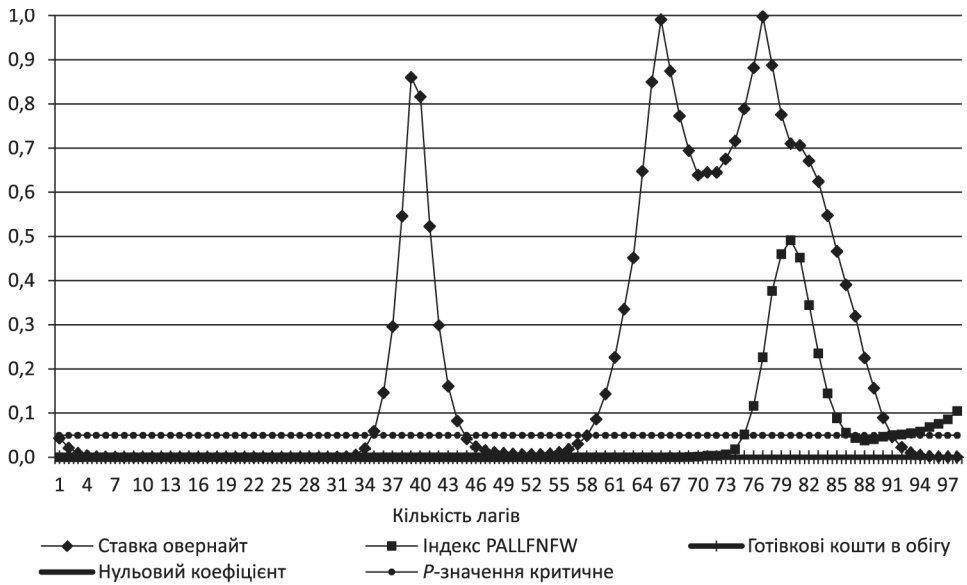


Джерело: побудовано автором.

Рис. 3. Значення середнього коефіцієнта еластичності ставки овернайт у побудованих регресійних моделях

теоретичним уявленням керівництва ФРС США про її вплив на ІСЦ лише в регресійних моделях із лагами 44—57 та 90—97.

Для ілюстрації впливу зміни кількості часових лагів на якість побудованих регресійних моделей разом із моделлю з нульовим лагом було відібрано



Джерело: побудовано автором.

Рис. 4. P-значення коефіцієнтів побудованих регресійних моделей

модель із лагом 49 (рівняння (2)), що має найбільше значення R-квадрата — 0,9933.

$$CPI = 116,3955 + 0,0558 \cdot PALLFNFW - 0,2379 \cdot ONR + 0,1210 \cdot CC. \quad (2)$$

Порівняльна характеристика двох регресійних моделей вказує на перевагу моделі з лагом 49 за більшістю наведених показників (табл. 1). Основною відмінністю між ними є значення коефіцієнта ставки овернайт: у моделі з лагом 0 він має додатне значення, а в моделі з лагом 49 — від’ємне.

Таблиця 1. Окремі характеристики регресійних моделей із лагом 0 і 49

Показник		Лag 0	Лag 49	Показник	Лag 0	Лag 49	
Множинний R		0,9867	0,9967	Статистика Дарбіна — Уотсона	0,0191	0,0745	
R-квадрат		0,9736	0,9933	Нижня критична точка	1,76851	1,76851	
Значимість F		1,4E-216	1E-298	Верхня критична точка	1,81706	1,81706	
P-значення	У-перетин	1,7E-173	2,6E-252	F-статистика Голдфелда — Квандта (фактична)	2,8905	1,5888	
	PALLFNFW	3,94E-24	7,76E-17	F-статистика Голдфелда — Квандта (таблична)	1,2181	1,2181	
	ONR	0,0435	0,0078	Фактор інфляції дисперсії (VIF)	PALLFNFW	4,0473	4,7671
	CC	8E-106	5,9E-186		ONR	2,2220	2,1462
Середня помилка апроксимації, %		2,1837	1,0368	CC	5,3097	5,7952	

Джерело: розраховано за даними офіційних веб-сайтів ФРС США (<http://research.stlouisfed.org>) та МВФ (<http://www.imf.org>).

На другому етапі дослідження для побудови векторної авторегресійної моделі використано можливості пакета “E-Views”, а також числові ряди регресійної моделі з нульовим лагом — вибірка щомісячних значень ІСЦ (CPI), PALLFNFW, ставки овернайт (ONR) і готівкових коштів у обігу (CC) із 1 лютого 1992 р. по 1 квітня 2015 р., що становить 279 спостережень [15; 16]. При цьому результати розширеного тесту Дікі — Фуллера на наявність одиничних коренів (АДФ-тесту) та діаграми автокореляційної й частково кореляційної функцій (табл. 2) переконливо свідчать про те, що всі часові ряди мають нестационарний характер. Тому проведено їх перевірку за допомогою тесту Йохансена на наявність коінтеграції. Отримані *P*-значення цього тесту (табл. 3) вказують на прийняття нульової гіпотези про наявність лінійного детермінованого тренду для досліджуваних часових рядів. Це визначає доцільність побудови векторної моделі корекції регресійних залишків (VEC-моделі), яка в матричному вигляді представлена рівнянням (3).

Таблиця 2. *P*-значення АДФ-тесту та номери лагів автокореляційних і частково кореляційних функцій, у яких діаграми наближаються або виходять за межі подвійної стандартної помилки

Показник	CPI	PALLFNFW	ONR	CC
<i>P</i> -значення АДФ-тесту	0,8968	0,4580	0,6061	1,0000
Автокореляція	1–36	1–36	1–36	1–36
Часткова автокореляція	1	1–3; 14; 26; 27	1–4; 7	1

Джерело: розраховано за даними офіційних веб-сайтів ФРС США (<http://research.stlouisfed.org>) та МВФ (<http://www.imf.org>).

Таблиця 3. *P*-значення тесту Йохансена на наявність коінтеграції в досліджуваних часових рядах

Кількість коінтегрованих співвідношень	Статистика сліду	Статистика максимального власного значення
0	0,0060	0,0062
1	0,2722	0,4342
2	0,3394	0,3844
3	0,2463	0,2463

Джерело: розраховано за даними офіційних веб-сайтів ФРС США (<http://research.stlouisfed.org>) та МВФ (<http://www.imf.org>).

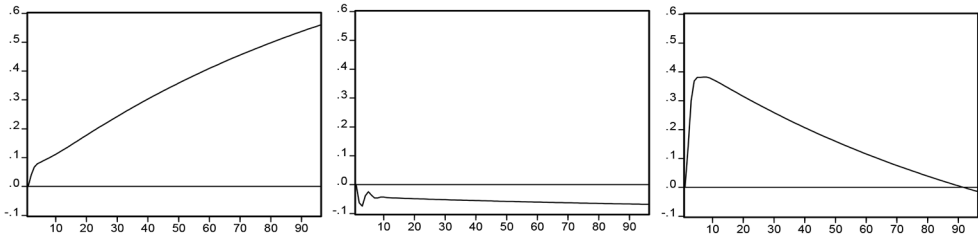
$$\begin{pmatrix} D(Y_t^1) \\ D(Y_t^2) \\ D(Y_t^3) \\ D(Y_t^4) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Co\ int\ Eq^1 \\ Co\ int\ Eq^2 \\ Co\ int\ Eq^3 \\ Co\ int\ Eq^4 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_0^1 \\ a_0^2 \\ a_0^3 \\ a_0^4 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_p^1(L) \\ a_p^2(L) \\ a_p^3(L) \\ a_p^4(L)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

де $D(Y_t^1)$ — перші різниці ІСЦ;

- $D(Y_t^2)$ — перші різниці індексу PALLFNFW;
- $D(Y_t^3)$ — перші різниці ставки за кредитами овернайт;
- $D(Y_t^4)$ — перші різниці готівкових коштів у обігу;
- $Co\ int\ Eq^j$ — 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;
- ε_t^j — вектор випадкових величин.

VEC-модель побудована з порядком у два лаги (вибір кількості лагів підтверджено за допомогою функції “Lag exclusion”, вмонтованої в пакет “E-Views”).

У рамках статті відповідно до результатів дослідження автором наведено лише найважливіші характеристики побудованої VEC-моделі: P -значення оцінки причинно-наслідкової залежності за Гренджером у спільному впливі (0,0000), P -значення LM-тесту на першому (0,3420) та другому (0,0230) лагах, а також P -значення спільного тесту Уайта (0,0000). Імпульсні функції відгуку ІСЦ на шоки з боку ставки овернайт (ONR) і готівкових коштів у обігу (CC) в побудованій VEC-моделі (рис. 5) не відповідають сучасним теоретичним уявленням про їх вплив на темпи інфляції [1].



Джерело: побудовано автором.

Рис. 5. Імпульсні функції відгуку ІСЦ на шоки з боку (зліва направо): ставки овернайт, готівкових коштів у обігу та PALLFNFW

У свою чергу, складові декомпозиції дисперсії ставки овернайт (ONR) і готівкових коштів у обігу (CC) вказують на низький рівень впливу на ІСЦ (CPI) із боку готівкових коштів у обігу та наростаючий характер впливу з боку ставки овернайт (табл. 4).

Аналіз основних характеристик побудованих регресійних моделей, а саме значень R -квадрата (див. рис. 1), середнього коефіцієнта еластичності регресорів — ставки овернайт і готівкових коштів у обігу (див. рис. 2 і 3), а також P -значень регресорів (див. рис. 4), дає підстави для висновку, що лише 14 (із 44-го по 57-й лаг) побудованих регресійних моделей, або 14,4330 % їх загальної кількості, мають усі статистично значимі коефіцієнти та відповідають сучасним теоретичним уявленням керівників ФРС США про вплив ставки овернайт і готівкових коштів у обігу на темпи інфляції [1]. Водночас 34 (з 0-го

Таблиця 4. Окремі складові декомпозиції дисперсії VEC-моделі

Період	ONR	СС	Період	ONR	СС	Період	ONR	СС	Період	ONR	СС	Період	ONR	СС
1	0,0000	0,0000	25	3,7357	0,4242	49	10,4353	0,52502	73	19,1176	0,6158			
2	0,2298	0,5761	26	3,9513	0,4281	50	10,77018	0,5292	74	19,4962	0,6191			
3	0,4997	0,7774	27	4,1733	0,4320	51	11,1084	0,5333	75	19,8751	0,6223			
4	0,6967	0,6233	28	4,4017	0,4360	52	11,4498	0,5374	76	20,2544	0,6256			
5	0,8304	0,4993	29	4,6363	0,4401	53	11,7942	0,5415	77	20,6338	0,6287			
6	0,9415	0,4456	30	4,8770	0,4442	54	12,1415	0,5455	78	21,0133	0,6319			
7	1,0440	0,4324	31	5,1237	0,4484	55	12,4915	0,5496	79	21,3927	0,6350			
8	1,1433	0,4227	32	5,3763	0,4526	56	12,8441	0,5536	80	21,7721	0,6380			
9	1,2434	0,4108	33	5,6345	0,4568	57	13,1993	0,5575	81	22,1512	0,6410			
10	1,3476	0,4019	34	5,8984	0,4610	58	13,5568	0,5614	82	22,5301	0,6440			
11	1,4573	0,3974	35	6,1677	0,46532	59	13,9165	0,5653	83	22,9085	0,6469			
12	1,5733	0,3954	36	6,4423	0,4696	60	14,2783	0,5692	84	23,2865	0,6497			
13	1,6959	0,3945	37	6,7221	0,4739	61	14,6421	0,5730	85	23,6640	0,6526			
14	1,8257	0,3945	38	7,0070	0,4782	62	15,0078	0,5768	86	24,0408	0,6554			
15	1,9628	0,3953	39	7,2967	0,4825	63	15,3752	0,5805	87	24,4170	0,6581			
16	2,1074	0,3968	40	7,5913	0,4868	64	15,7441	0,5842	88	24,7924	0,6608			
17	2,2594	0,3987	41	7,8905	0,4911	65	16,1146	0,5879	89	25,1669	0,6635			
18	2,4188	0,4011	42	8,1942	0,4954	66	16,4864	0,5915	90	25,5405	0,6661			
19	2,5856	0,4038	43	8,5023	0,4997	67	16,8595	0,5951	91	25,9131	0,6687			
20	2,7596	0,4067	44	8,8147	0,5039	68	17,2337	0,5987	92	26,2847	0,6712			
21	2,9409	0,4099	45	9,1311	0,5082	69	17,6089	0,6022	93	26,6552	0,6737			
22	3,1293	0,4133	46	9,4515	0,5124	70	17,9850	0,6056	94	27,0245	0,6761			
23	3,3246	0,4168	47	9,7758	0,5166	71	18,3618	0,6091	95	27,3926	0,6786			
24	3,5268	0,4204	48	10,1037	0,5208	72	18,7394	0,6124	96	27,7594	0,6809			

Джерело: розраховано за даними офіційних веб-сайтів ФРС США (<http://research.stlouisfed.org>) та МВФ (<http://www.imf.org>).

по 33-й лаг) моделі, або 35,0515 %, де наявні всі статистично значимі коефіцієнти, не відповідають таким уявленням [1]. І нарешті, у 50 (із 34-го по 43-й та з 58-го по 97-й лаг) моделей, або 51,5464 %, є один чи два статистично не значимих коефіцієнти. Отже, з одного боку, близько 14 % побудованих регресійних моделей підтверджують думку керівництва ФРС США про те, що максимальний вплив заходів монетарної політики на темпи інфляції може мати часові лаги від одного до трьох років або більше [1], з другого — 35 % моделей засвідчують, що вплив ставки овернайт на темпи інфляції не відповідає сучасним теоретичним уявленням. У свою чергу, імпульсні функції відгуку ІСЦ на шоки з боку ставки овернайт і готівкових коштів у обігу (див. рис. 5) вказують на невідповідність сучасним теоретичним уявленням про вплив заходів грошово-кредитної політики на темпи інфляції, а декомпозиція дисперсії (див. табл. 4) — на обмежений вплив готівкових коштів у обігу на інфляцію.

Таким чином, використання ставки овернайт як основного монетарного засобу ФРС США при підтриманні цінової стабільності може мати неочікувані наслідки. Цей висновок підтверджують попередні дослідження, котрі піддають сумніву забезпечення чотирма основними центробанками світу — ФРС США, ЄЦБ, Банком Японії та Банком Англії — цільового рівня інфляції через вплив на витрати на особисте споживання виключно монетарними інструментами [18], а також від'ємні значення ставок за депозитами овернайт ЄЦБ за останній період [19]. У зв'язку з цим привертають увагу значення статистики Дарбіна — Уотсона регресійних моделей із лагами 0 і 49 (див. табл. 1), а також *P*-значення LM-тесту на другому лагу VEC-моделі (0,0230), котрі вказують на наявність впливу інших, набагато впливовіших немонетарних заходів, таких як дотримання антимонопольного законодавства.

З огляду на роль часових лагів у реалізації ФРС США власної грошово-кредитної політики, визначену на основі побудови регресійних моделей і VEC-моделі, Національному банку України треба дуже обачно вживати заходи власної монетарної політики (особливо це стосується короткострокових процентних ставок) із метою досягнення цільових показників цінової стабільності, на яку до того ж істотно впливають коливання валютного курсу. Отже, для підтримання цінової стабільності в умовах України крім дотримання антимонопольного законодавства необхідна виважена політика у сфері регулювання курсу гривні.

Список використаних джерел

1. U. S. Monetary Policy / Federal Reserve Bank of San Francisco [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.frbsf.org/us-monetary-policy-introduction/real-interest-rates-economy/>.
2. Transmission mechanism of monetary policy / The European Central Bank [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.ecb.europa.eu/mopo/intro/transmission/html/index.en.html>.
3. The “Price Stability Target” under the Framework for the Conduct of Monetary Policy / The Bank of Japan [Електронний ресурс]. — Режим доступу: https://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2013/k130122b.pdf.

4. How Monetary Policy Works / The Bank of England [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.bankofengland.co.uk/monetarypolicy/Pages/how.aspx>.
5. Monetary Policy / Bank of Canada [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.bankofcanada.ca/core-functions/monetary-policy/>.
6. About Monetary Policy / Reserve Bank of Australia [Електронний ресурс]. — Режим доступу: http://www.rba.gov.au/monetary-policy/about.html#the_transmission_of_monetary_policy.
7. Explaining New Zealand's Monetary Policy / Reserve Bank of New Zealand [Електронний ресурс]. — Режим доступу: http://www.rbnz.govt.nz/research_and_publications/fact_sheets_and_guides/3064172.pdf.
8. Monetary Policy Transmission Mechanism / South African Reserve Bank [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <https://www.resbank.co.za/MonetaryPolicy/MonetaryPolicyOperations/Pages/Monetary-Policy-Transmission-Mechanism.aspx>.
9. *Lansing K. J.* Real-Time Estimation of Trend Output and the Illusion of Interest Rate Smoothing / K. J. Lansing [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.frbsf.org/economic-research/publications/economic-review/2002/article2-2.pdf>.
10. *Fisher R. W.* Challenges for Monetary Policy in a Globalized Economy / R. W. Fisher [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.dallasfed.org/news/speeches/fisher/2008/fs080117.cfm>.
11. *English W. B.* The Federal Reserve's Framework for Monetary Policy Recent Changes and New Questions / W. B. English, J. D. López-Salido, R. J. Tetlow [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2013/201376/index.html>.
12. *Kuttner K. N.* The Monetary Transmission Mechanism: Some Answers and Further Questions / K. N. Kuttner, P. C. Mosser [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.newyorkfed.org/research/epr/02v08n1/0205kutt.pdf>.
13. The Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchase Programs: Rationale and Effects / S. D'Amico, W. English, D. López-Salido, E. Nelson [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2012/201285/index.html>.
14. *Селіверстов В. В.* Особливості реалізації грошово-кредитної політики в сучасних умовах / В. В. Селіверстов ; Запор. нац. техн. ун-т. — Запоріжжя, 2015. — 364 с.
15. Home > FRED® Economic Data / Federal Reserve Bank of San Francisco [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://research.stlouisfed.org/fred2/categories>.
16. IMF Primary Commodity Prices / International Monetary Fund [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.
17. *Фридмен М.* Количественная теория денег / М. Фридмен [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://book.co.ua/sites/default/files/Фридмен%20Милтон%20-%20Количественная%20теория%20денег.pdf>.
18. *Селіверстов В. В.* Особливості впливу монетарної політики основних центральних банків на витрати на особисте споживання / В. В. Селіверстов // Вісник НБУ. — 2015. — № 6. — С. 16—21.
19. Statistical Data Warehouse / The European Central Bank [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.ecb.europa.eu/stats/monetary/rates/html/index.en.html>.