

В. В. Селіверстов

кандидат економічних наук, доцент, доцент кафедри управління персоналом і економіки праці
Запорізького національного технічного університету, Запоріжжя, Україна, seliverstov1969@meta.ua
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-2601-8834>

**ОСОБЛИВОСТІ ВПЛИВУ ЧАСОВИХ ЛАГІВ НА МОНЕТАРНУ
ПОЛІТИКУ ЄВРОПЕЙСЬКОГО ЦЕНТРАЛЬНОГО БАНКУ**

Анотація. У статті досліджено специфіку реалізації Європейським центральним банком власної грошово-кредитної політики в розрізі впливу часових лагів. На базі побудови регресійних і авторегресійних моделей розглянуто особливості дії монетарних інструментів на індекс споживчих цін і рівень витрат на особисте споживання, а також встановлено тривалість часових лагів максимального впливу ставки овернайт. Результати регресійного й авторегресійного аналізу спонукають до переоцінки ролі короткострокових процентних ставок як основного інструменту коригування загального рівня цін і витрат унаслідок неістотного впливу ставки овернайт на індекс споживчих цін та витрати на особисте споживання, високої інерційності цих процесів, відсутності беззаперечних доказів очікуваного впливу. Враховуючи отримані результати, в сучасних умовах розвитку фінансової системи України рекомендовано не перебільшувати роль таких ставок у процесі досягнення цільових показників інфляції.

Ключові слова: часовий лаг, ставка овернайт, інфляція, витрати на особисте споживання.

Форм. 9. Рис. 6. Табл. 4. Літ. 21.

Valery Seliverstov

Ph. D. (Economics), Associate Professor, Zaporizhzhya National Technical University, Zaporizhzhya, Ukraine,
seliverstov1969@meta.ua
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-2601-8834>

**FEATURES OF THE INFLUENCE OF TIME LAGS
ON THE EUROPEAN CENTRAL BANK'S MONETARY POLICY**

Abstract. The peculiarities of the implementation of own monetary policy by the European Central Bank (ECB) are attracting considerable attention. The issue of the impact of time lags on the realization of monetary policy and their duration remains relevant enough for the leaders of the ECB. Due to the fact that the leadership of the ECB defines time lags as long-term variables and uncertainties, the issue of the features of the influence of time lags on the implementation of the monetary policy and their duration will require further study. The purpose of this study is to analyse the features of the influence of ECB monetary instruments on the consumer price index (CPI) and personal consumer expenditure (PCE), along with the definition of the length of time lags in this process. For this the regression and auto regression models, which use the following time series: CPI, PCE, overnight rates (ONR), cash in circulation (CC) and index PALLFNFW, are created. The results of regression analysis are encouraging from the point of view of the presence of time lags in the impact of ONR on PCE and CPI. But also, these results lead to the reassessment of the role of short-term interest rates as the main instrument of influence on CPI and PCE, due to the insignificant impact of ONR on the CPI and PCE, the high level of inertia of these processes, and the absence of indisputable evidence of expected impact. It is recommended in the current conditions of the development of the

© Селіверстов В. В., 2019

financial system of Ukraine not to exaggerate the role of short-term interest rates in the process of achieving the target inflation.

Keywords: time lag, overnight rate, inflation, personal consumption expenditure.

JEL classification: E52, E58.

В. В. Селиверстов

кандидат экономических наук, доцент, доцент кафедры управления персоналом и экономики труда
Запорожского национального технического университета, Запорожье, Украина

**ОСОБЕННОСТИ ВЛИЯНИЯ ВРЕМЕННЫХ ЛАГОВ
НА МОНЕТАРНУЮ ПОЛИТИКУ ЕВРОПЕЙСКОГО
ЦЕНТРАЛЬНОГО БАНКА**

Аннотация. В статье исследована специфика реализации Европейским центральным банком собственной денежно-кредитной политики в разрезе влияния временных лагов. На базе построения регрессионных и авторегрессионных моделей рассмотрены особенности воздействия монетарных инструментов на индекс потребительских цен и уровень расходов на личное потребление, а также установлена продолжительность временных лагов максимального влияния ставки овернайт. Результаты регрессионного и авторегрессионного анализа побуждают к переоценке роли краткосрочных процентных ставок как основного инструмента корректировки общего уровня цен и расходов вследствие несущественного воздействия ставки овернайт на индекс потребительских цен и расходы на личное потребление, высокой инерционности этих процессов, отсутствия неопровержимых доказательств ожидаемого влияния. Учитывая полученные результаты, в современных условиях развития финансовой системы Украины рекомендовано не преувеличивать роль таких ставок в процессе достижения целевых показателей инфляции.

Ключевые слова: временной лаг, ставка овернайт, инфляция, расходы на личное потребление.

Особливості реалізації Європейським центральним банком (ЄЦБ) власної грошово-кредитної політики привертають до себе неабияку увагу передусім через досвід проведення євросистемою монетарної політики, спрямованої головним чином на підтримання цінової стабільності, що, за словами Ради керівників ЄЦБ, досягається за рахунок забезпечення низьких темпів інфляції з наближенням до 2 % у середньостроковій перспективі [1]. Грошово-кредитна політика здійснюється ЄЦБ за допомогою таких монетарних інструментів, як операції на відкритому ринку (*open market operations*), постійні засоби (*standing facilities*), обов'язкові вимоги до кредитних установ (*minimum reserve requirements for credit institutions*). Окрім того, з 2009 р. ЄЦБ запровадив нестандартні заходи монетарної політики – програми придбання активів (*asset purchase programs*) [1]. Детальніше характеристики перелічених інструментів розглянуто в попередніх дослідженнях [2].

Доволі актуальною для керівників ЄЦБ залишається проблематика впливу часових лагів на реалізацію власної грошово-кредитної політики та їх тривалість. До речі, погляди фахівців провідних центральних банків світу щодо цього досі розходяться. Так, керівництво ЄЦБ узагалі вважає часові

лаги тривалими, мінливими й невизначеними [3], а Банку Японії – істотними та мінливими [4]. На думку ФРС США, основні ефекти впливу на виробництво можуть мати часові лаги від трьох місяців до двох років, а вплив на інфляцію – від одного до трьох років або більше [5]. На переконання представників Банку Канади, часові лаги становлять від шести до восьми кварталів [6]; представники Резервного банку Австралії та Банку Південної Кореї взагалі не визначають їх тривалість [7; 8]. Натомість представники Банку Англії в попередні періоди наголошували, що максимальний вплив зміни процентних ставок на суспільне виробництво становить близько одного року, а на інфляцію споживчих цін – майже два. Однак наразі така інформація на офіційному веб-сайті відсутня [9].

Дослідження проблематики використання традиційних і нетрадиційних монетарних інструментів із метою досягнення цілей грошово-кредитної політики, а також впливу часових лагів є досить актуальним та розглядається в працях і вітчизняних, і зарубіжних науковців, таких як М. Ампудіа, С. Ауер, Т. Блаттнер, К. Бредемеєр, М. Ганарін, Д. Георгаракос, Б. Гутгенхейм, Б. М. Данилишин, Е. Джост, К. Кауфманн, І. М. Льон, В. І. Міщенко, Р. Розенблатт-Віш, Дж. Свобрік, Дж. Сласарек, Дж. Трістані, М. Філлот, Ф. де Фіоре, К. Фрідріх, Л. М. Фурер, А. Шабер, М. Ютнер та ін. [10–19]. Однак питання, пов'язані з особливостями впливу часових лагів на реалізацію ЄЦБ власної грошово-кредитної політики та їх тривалістю, потребують подальшого дослідження.

Метою статті є визначення тривалості часових лагів у впливі ставки овернайт на процеси регулювання ЄЦБ загального рівня цін, а також обсягів виробництва та зайнятості. Для її досягнення побудовано регресійні та авторегресійні моделі трьох типів: у моделях першого типу роль незалежних змінних відіграють ставка овернайт (*далі* – СОН) і готівкові кошти в обігу (*далі* – ГКО), а залежної – витрати на особисте споживання (*далі* – ВОС); у моделях другого типу незалежною змінною виступає індекс споживчих цін (*далі* – ІСЦ), залежними – СОН, ГКО та індекс світових цін на основні паливні й непаливні сировинні товари (індекс PALLFNFW); у моделях третього типу незалежною змінною є ІСЦ, залежними – СОН та ГКО. Такий вибір пояснюється тим, що ВОС є центральним елементом, через котрий інструменти грошово-кредитної політики впливають як на економічну активність, так і на стабільність цін; за допомогою ІСЦ ЄЦБ визначає цінову стабільність; ГКО та СОН є основними елементами трансмісійного механізму реалізації грошово-кредитної політики; індекс PALLFNFW визначає, як світові ціни відбиваються на внутрішніх. Оскільки МВФ припинив оприлюднення індексу PALLFNFW (остання публікація за червень 2017 р.) [20], було вирішено для періоду з липня 2017 р. до грудня 2018 р. скористатися спрощеною регресійною моделлю, котра не включатиме індекс PALLFNFW.

Регресійні моделі для визначення тривалості часових лагів у впливі СОН на ІСЦ і ВОС будуються з наведеним вище переліком залежних і неза-

лежних змінних, але з різними вибірками середньомісячних чи середньоквартальних даних. Так, у моделях першого типу для змінних ВОС і ГКО вибірки середньоквартальних даних із кожним додатковим лагом починаються з наступного періоду (постійним залишається останній період), а для змінної СОН (затримка впливу котрої безпосередньо досліджується) навпаки, період, з якого починається вибірка даних, залишається постійним у всіх побудованих регресійних моделях, а змінюються в бік скорочення останні періоди. Відповідно, в моделях другого й третього типів за такою самою схемою змінюватимуться середньомісячні часові ряди: ІСЦ, індексу PALLFNFW та ГКО з початку, а СОН з кінця. Тривалість часового лагу визначатиметься регресійною моделлю, що матиме найвище значення нормованого R^2 , тобто найякісніше описуватиме досліджувані процеси. Для побудови регресійних моделей застосовано метод найменших квадратів, вбудований у пакет аналізу програми "Microsoft Excel".

Для дослідження тривалості часових лагів впливу СОН використано такі характеристики побудованих регресійних моделей – нормований квадрат, середній коефіцієнт еластичності СОН, P -значення коефіцієнта регресора СОН. Вибір часового горизонту дослідження зумовлений його проміжними результатами.

З метою встановлення тривалості часового лага у впливі СОН і ГКО на ВОС було побудовано 27 регресійних моделей, які всі виявилися статистично значимими. Максимальна величина нормованого R^2 визначається в моделі з лагом 19, що відповідає 57 місяцям. При цьому коефіцієнт регресора СОН у моделі з таким лагом є статистично значимим, на відміну від моделі з нульовим лагом (рис. 1).

Відповідно, для виміру тривалості часового лага у впливі СОН, ГКО та індексу PALLFNFW на ІСЦ було побудовано 79 регресійних моделей, усі з яких виявилися статистично значимими. Максимальна величина нормованого R^2 визначається в моделі з лагом 71, що відповідає 71 місяцю. Середній коефіцієнт еластичності СОН у цій моделі також набуває найбільшого додатного значення, що не відповідає сучасним уявленням про характер впливу СОН на ВОС (рис. 2).

Нарешті, для встановлення тривалості часового лага у впливі СОН і ГКО на ІСЦ (без урахування індексу PALLFNFW) було також побудовано 79 регресійних моделей, усі з котрих виявилися статистично значимими. Максимальна величина нормованого R^2 визначається в моделі з лагом 70, що відповідає 70 місяцям, при цьому середній коефіцієнт еластичності СОН набуває найбільшого додатного значення (0,01675) у моделі з лагом 71 (рис. 3).

Для подальшого дослідження впливу СОН і ГКО на ВОС було відібрано основні характеристики регресійних моделей із лагами 0 і 19; СОН, ГКО та індексу PALLFNFW на ІСЦ – із лагами 0 і 71; СОН і ГКО на ІСЦ – із лагами 0 та 70.

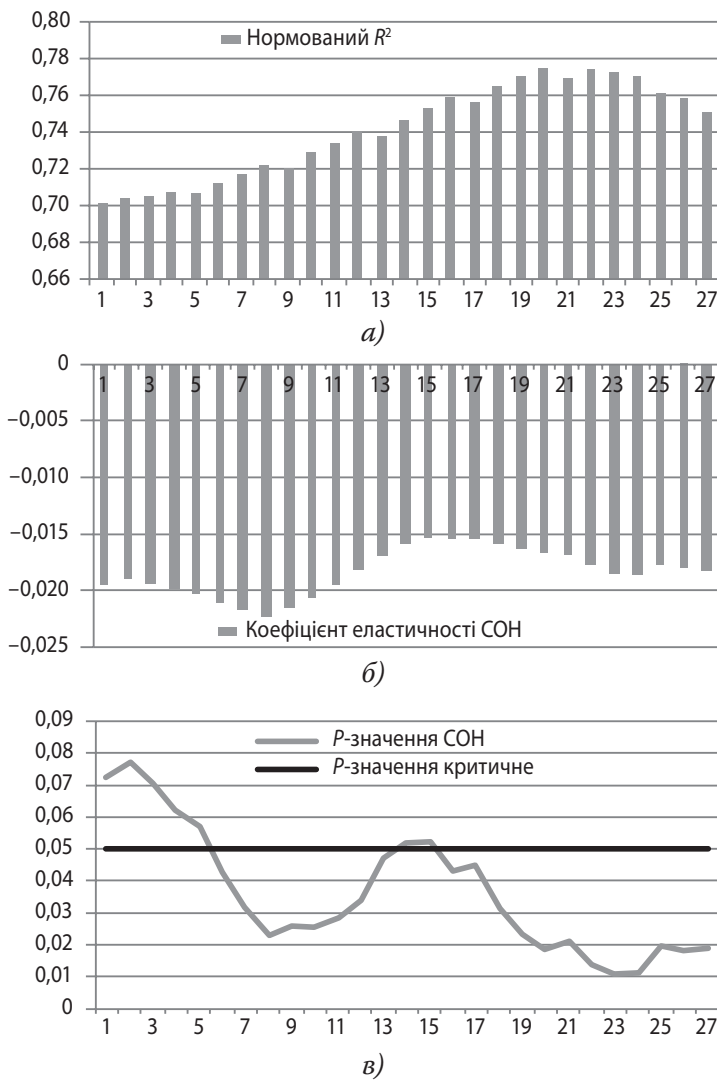


Рис. 1. Значення нормованого R^2 (а), середнього коефіцієнта еластичності (б) та P -значення коефіцієнта регресора ставки обертайт у регресійних моделях, побудованих для аналізу впливу такої ставки й готівкових коштів у обігу на показник витрат на особисте споживання (в)

Побудовано автором.

При побудові регресійної моделі 1.1 (із нульовим лагом) для дослідження впливу СОН і ГКО на ВОС використано вибірку середньоквартальних даних, що включає період з I кв. 1995 р. по III кв. 2018 р. та становить 95 спостережень [21], і отримано рівняння (1); моделі 1.2 (з лагом 19) – вибірку середньоквартальних даних, яка охоплює період для ВОС і ГКО з IV кв. 1999 р.

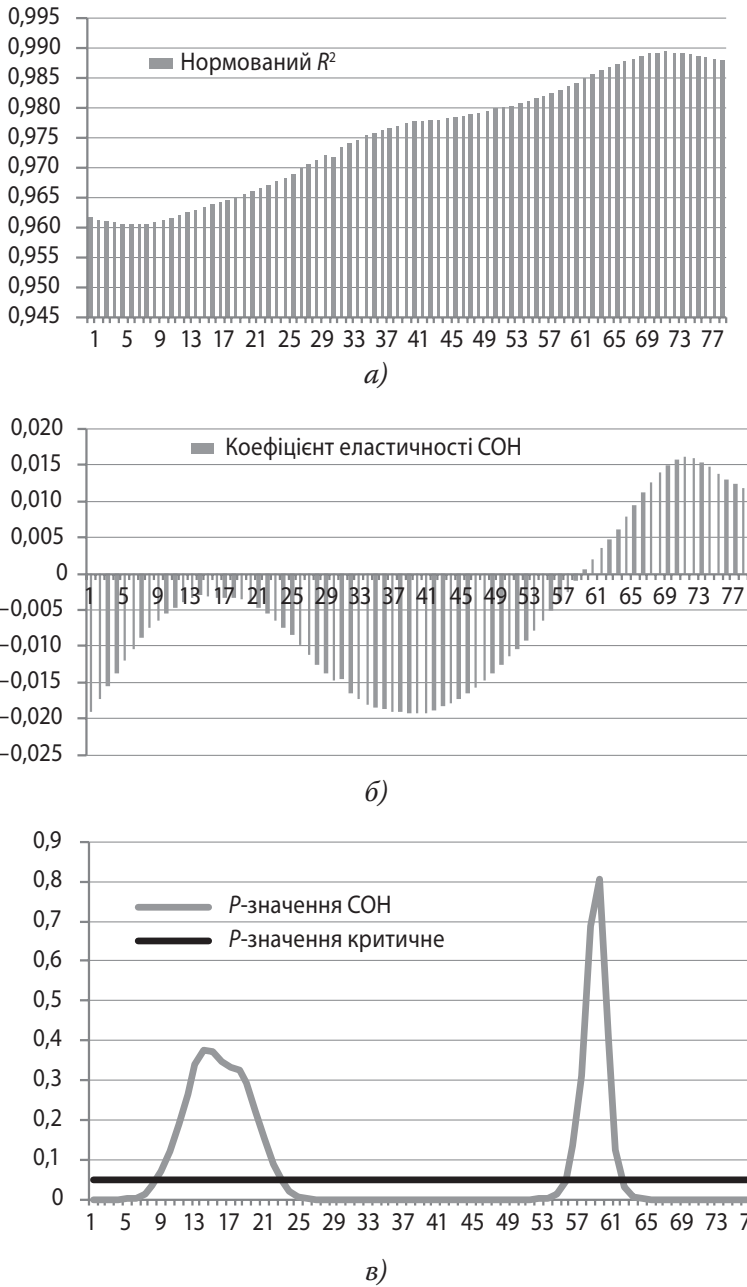


Рис. 2. Значення нормованого R^2 (а), середнього коефіцієнта еластичності (б) та P-значення коефіцієнта регресора ставки овернайт у регресійних моделях, побудованих для аналізу впливу такої ставки, готівкових коштів у обігу й індексу PALLFNW на індекс споживчих цін (в)

Побудовано автором.

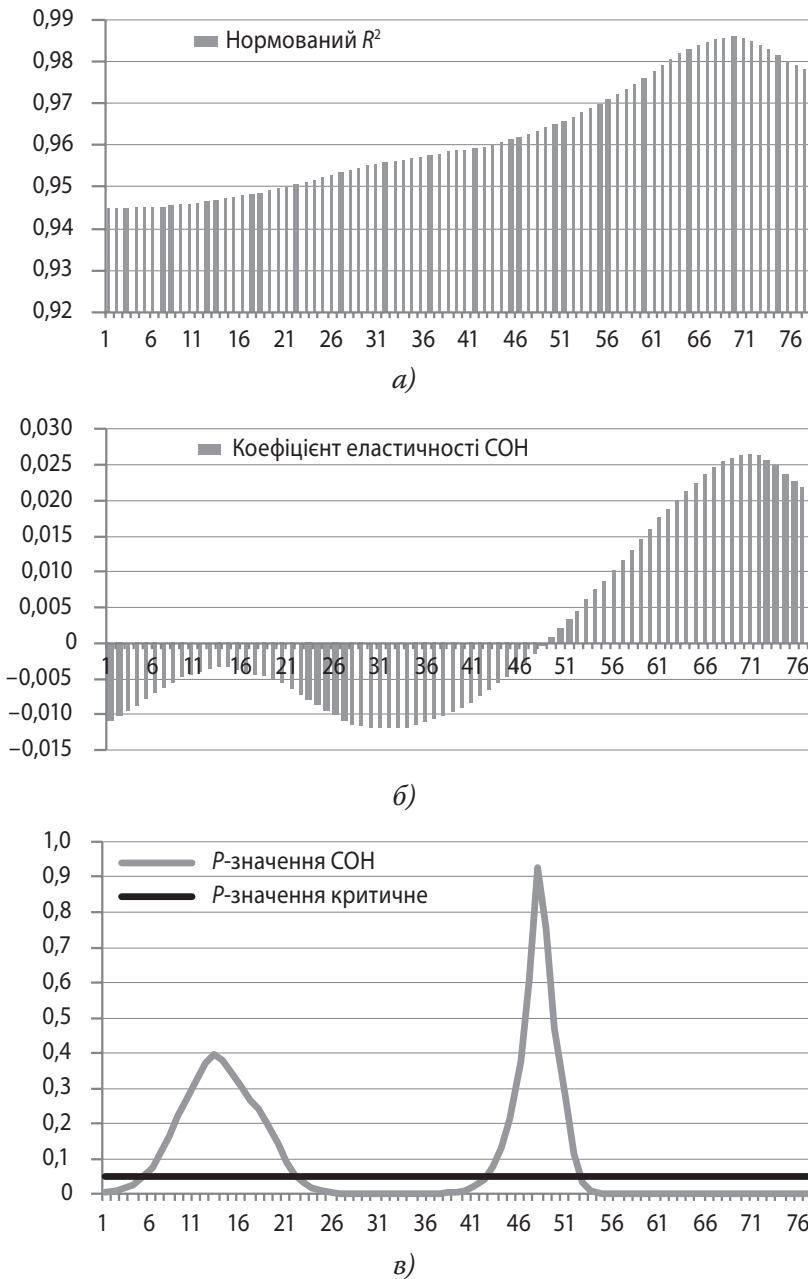


Рис. 3. Значення нормованого R^2 (а), середнього коефіцієнта еластичності (б) та P -значення коефіцієнта регресора ставки овернайт у регресійних моделях, побудованих для аналізу впливу такої ставки, готівкових коштів у обігу на індекс споживчих цін (в)

Побудовано автором.

по III кв. 2018 р., а для СОН – з I кв. 1995 р. по IV кв. 2013 р., що становить 76 спостережень [21], та одержано рівняння (2):

$$\text{ВОС} = 1148606,0794 + 0,2364 \cdot \text{ГКО} - 11410,6936 \cdot \text{СОН}; \quad (1)$$

$$\text{ВОС} = 1226265,5356 + 0,1567 \cdot \text{ГКО} - 7964,1556 \cdot \text{СОН}, \quad (2)$$

де ВОС – витрати на особисте споживання у зв’язаних цінах, сезонно не скориговані, млн євро; СОН – ставка овернайт, сезонно не скоригована, %; ГКО – готівкові кошти в обігу, сезонно скориговані, млн євро.

Побудована регресійна модель 1.1 (із нульовим лагом) за своїми характеристиками є статистично значимою та досить якісно описує досліджувані процеси. Крім наявності додатної автокореляції залишків, головним її недоліком виступає статистична незначимість коефіцієнта регресора СОН (табл. 1). На відміну від моделі 1.1, характеристики регресійної моделі 1.2 істотно поліпшились, особливо це стосується значень нормованого R^2 та P -значення коефіцієнта регресора СОН, котрий став статистично значимим. Також заслуговує на увагу досить низький середній коефіцієнт еластичності СОН (див. табл. 1).

Таблиця 1. Основні характеристики моделей 1.1–1.6

Показники		1.1	1.2	1.3	1.4	1.5	1.6
R^2		0,7074	0,7807	0,9621	0,9895	0,9451	0,9861
Нормований R^2		0,7011	0,7747	0,9616	0,9893	0,9447	0,9860
Значимість F		2,8E-25	8,89E-25	3,9E-180	1,2E-180	9,4E-173	2,9E-189
P -значення	У-перетин	4,53E-49	4,05E-61	3,2E-187	1,3E-205	1,7E-174	1,3E-209
	ГКО	1,7E-07	5,91E-11	1,08E-63	1,4E-130	2,73E-89	3,3E-162
	СОН	0,0726	0,0186	1,05E-07	9,41E-14	0,0051	5,54E-30
	PALLNFW			2,68E-27	1,21E-18		
Середня помилка апроксимації, %		3,8069	1,8089	1,9517	0,6514	2,5431	0,7612
Статистика Дарбіна-Уотсона		0,2613	0,8586	0,0461	0,3309	0,0313	0,3091
F -статистика Голдфелда-Квандта	фактична	0,2009	0,9786	0,1225	0,9714	0,4159	0,7586
	таблична	1,4116	1,4734	1,2302	1,2761	1,2212	1,2611
Фактор інфляції Дисперсії (VIF)	СОН	4,1749	2,7620	4,0701	2,7241	4,3673	2,4531
	ГКО	4,1749	2,7620	6,0457	3,8693	4,3673	2,4531
	PALLNFW			2,2653	1,9790		
Середні коефіцієнти еластичності	ГКО	0,1144	0,0824	0,1756	0,2374	0,2316	0,2626
	СОН	-0,0195	-0,0167	-0,0191	0,0163	-0,0109	0,0264
	PALLNFW			0,0559	0,0234		

Розраховано за: Statistical Data Warehouse / The European Central Bank. URL: <http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=1000002994>; IMF Primary Commodity Prices / International Monetary Fund. URL: <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.

Для побудови регресійної моделі 1.3 (з нульовим лагом) із метою дослідження впливу СОН, ГКО та індексу PALLNFW на ІСЦ було використано вибірку середньомісячних даних, що включає період із січня 1996 р. по червень 2017 р. і становить 258 спостережень [20; 21], та отримано рівняння (3).

Відповідно, при побудові регресійної моделі 1.4 (з лагом 71) узято вибірку середньомісячних даних, котра охоплює період для ІСЦ, індексу PALLFNFW і ГКО з грудня 2001 р. по червень 2017 р., а для СОН – із січня 1996 р. по липень 2011 р., та налічує 187 спостережень [1; 10], у результаті чого одержано рівняння (4):

$$ІСЦ = 68,6064 + 0,0446 \cdot PALLFNFW + 2,55E-05 \cdot ГКО - 0,7803 \cdot СОН; \quad (3)$$

$$ІСЦ = 67,0183 + 0,0168 \cdot PALLFNFW + 2,98E-05 \cdot ГКО + 0,5500 \cdot СОН, \quad (4)$$

де ІСЦ – індекс споживчих цін, сезонно не скоригований (2015 = 100); PALLFNFW – індекс PALLFNFW, сезонно не скоригований (2005 = 100).

Регресійна модель 1.3 за своїми характеристиками є статистично значимою та досить якісно описує досліджувані процеси. Її недоліками є додатна автокореляція залишків і ознаки мультиколінеарності коефіцієнта регресора ГКО. Порівняно з моделлю 1.3 характеристики регресійної моделі 1.4 значно кращі, навіть зникають ознаки мультиколінеарності, проте коефіцієнт СОН набуває додатного значення, що не відповідає сучасним уявленням керівництва ЄЦБ про характер впливу СОН на ІСЦ. До речі, як і в моделі 1.2, середній коефіцієнт еластичності СОН має практично таку саму величину, тільки з протилежним знаком (див. табл. 1).

При побудові регресійної моделі 1.5 (із нульовим лагом) для дослідження впливу СОН і ГКО на ІСЦ використано вибірку середньомісячних даних, що включає період із січня 1996 р. по грудень 2018 р. та становить 276 спостережень [1], і отримано рівняння (5). Відповідно, при побудові регресійної моделі 1.6 (із лагом 70) узято вибірку середньомісячних даних, яка охоплює період для ІСЦ і ГКО з листопада 2001 р. по грудень 2018 р., а для СОН – із січня 1996 р. по лютий 2013 р. та налічує 206 спостережень [21], у результаті чого одержано рівняння (6):

$$ІСЦ = 68,7005 + 3,22E-05 \cdot ГКО - 0,4906 \cdot СОН; \quad (5)$$

$$ІСЦ = 65,9953 + 3,29E-05 \cdot ГКО + 0,9102 \cdot СОН. \quad (6)$$

Регресійні моделі 1.5 і 1.6 за своїми характеристиками є статистично значимими та досить якісно описують досліджувані процеси, але поступаються за значеннями нормованого R^2 порівняно з моделями 1.3 та 1.4, й це зайвий раз доводить важливість урахування впливу індексу PALLFNFW на ІСЦ. Недоліком моделей 1.5 і 1.6, як і всіх попередніх, є додатна автокореляція залишків, що є цілком природним явищем. Окрім того, разом із поліпшенням характеристик моделей відповідно до збільшення тривалості часового лага відбувається зміна від'ємного значення коефіцієнта СОН у моделі 1.5 на додатне в моделі 1.6, що теж спостерігалось в моделях 1.3 та 1.4. При цьому зростання середнього коефіцієнта СОН у моделі 1.6 порівняно з аналогічними показниками в моделях 1.2 і 1.4 є неістотним (див. табл. 1).

Для побудови авторегресійних моделей узято часові ряди, які використовувались у регресійних моделях 1.1 (з I кв. 1995 р. по III кв. 2018 р.), 1.3 (із січня 1996 р. по червень 2017 р.) та 1.5 (із січня 1996 р. по грудень 2018 р.) [20; 21], а також можливості пакета "E-Views".

Отримані результати розширеного тесту Дікі–Фуллера на наявність одиничних коренів (АДФ-тест) і діаграми автокореляційної й частково кореляційної функцій (табл. 2) вказують на нестационарний характер усіх досліджуваних часових рядів. Унаслідок чого проведено їх перевірку за допомогою тесту Йохансена на наявність коінтеграції. Отримані *P*-значення тесту (табл. 3) засвідчують прийняття нульової гіпотези про наявність лінійного детермінованого тренду для часових рядів із середньомісячними й середньоквартальними даними.

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

Показники	<i>P</i> -значення АДФ-тесту	Автокореляція	Часткова кореляція
<i>Середньоквартальні часові ряди моделі 1.1</i>			
ВОС	0,1799	1–24	1; 2; 4; 5; 9
СОН	0,1267	1–26	1; 2
ГКО	0,9972	1–28	1
<i>Середньомісячні часові ряди моделі 1.3</i>			
ІСЦ	0,8401	1–36	1
СОН	0,5655	1–36	1; 3
ГКО	0,9993	1–36	1
PALLFNFW	0,3980	1–36	1; 2
<i>Середньомісячні часові ряди моделі 1.5</i>			
ІСЦ	0,8642	1–36	1
СОН	0,5395	1–36	1; 3
ГКО	0,9994	1–36	1

Розраховано за: Statistical Data Warehouse / The European Central Bank. URL: <http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=1000002994>; IMF Primary Commodity Prices / International Monetary Fund. URL: <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.

Таблиця 3. *P*-значення тесту Йохансена на наявність у досліджуваних часових рядах коінтеграційних зв'язків

Кількість коінтегрованих співвідношень	Середньоквартальні числові ряди ВОС, СОН, ГКО (1.1)	Середньомісячні числові ряди ІСЦ, ГКО, СОН, PALLFNFW (1.3)	Середньомісячні числові ряди ІСЦ, ГКО, СОН (1.5)
<i>Статистика сліду</i>			
0	0,0861	0,2087	0,0099
1	0,1873	0,7379	0,0852
2	0,9602	0,9029	0,4471
3		0,4534	
<i>Статистика максимального власного значення</i>			
0	0,2097	0,1102	0,0099
1	0,1348	0,5852	0,0852
2	0,9602	0,9126	0,4471
3		0,4534	

Розраховано за: Statistical Data Warehouse / The European Central Bank. URL: <http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=1000002994>; IMF Primary Commodity Prices / International Monetary Fund. URL: <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.

Отже, для дослідження впливу СОН і ГКО на ВОС доцільно побудувати векторну модель корекції регресійних залишків (VEC-модель) 2.1, котра в матричному вигляді представлена рівнянням (7); СОН, ГКО, індексу PALLNFW на ІСЦ – VEC-моделі 2.2, рівняння (8); СОН та ГКО на ІСЦ – VEC-моделі 2.3, рівняння (9):

$$\begin{Bmatrix} D(Y_t^1) \\ D(Y_t^2) \\ D(Y_t^3) \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} Co\ int\ Eq^1 \\ Co\ int\ Eq^2 \\ Co\ int\ Eq^3 \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} a_0^1 \\ a_0^2 \\ a_0^3 \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} a_p^1(L) \\ a_p^2(L) \\ a_p^3(L) \end{Bmatrix} \times \begin{Bmatrix} D(Y_{t-p}^1) \\ D(Y_{t-p}^2) \\ D(Y_{t-p}^3) \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \\ \varepsilon_t^3 \end{Bmatrix}, \quad (7)$$

де $D(Y_t^1)$ – перші різниці ВОС; $D(Y_t^2)$ – перші різниці СОН; $D(Y_t^3)$ – перші різниці ГКО; $Co\ int\ Eq^j$ – член корекції регресійних залишків; a_0^j – нульовий коефіцієнт; $a_p^j(L)$ – поліном лагового оператора, де $j = 1, 2, 3$; p – порядок моделі; ε_t^j – вектор випадкових величин.

$$\begin{Bmatrix} D(Y_t^1) \\ D(Y_t^2) \\ D(Y_t^3) \\ D(Y_t^4) \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} Co\ int\ Eq^1 \\ Co\ int\ Eq^2 \\ Co\ int\ Eq^3 \\ Co\ int\ Eq^4 \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} a_0^1 \\ a_0^2 \\ a_0^3 \\ a_0^4 \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} a_p^1(L) \\ a_p^2(L) \\ a_p^3(L) \\ a_p^4(L) \end{Bmatrix} \times \begin{Bmatrix} D(Y_{t-p}^1) \\ D(Y_{t-p}^2) \\ D(Y_{t-p}^3) \\ D(Y_{t-p}^4) \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \\ \varepsilon_t^3 \\ \varepsilon_t^4 \end{Bmatrix}, \quad (8)$$

де $D(Y_t^1)$ – перші різниці ІСЦ; $D(Y_t^4)$ – перші різниці індексу PALLNFW; $a_p^j(L)$ – поліном лагового оператора, де $j = 1, 2, 3, 4$.

$$\begin{Bmatrix} D(Y_t^1) \\ D(Y_t^2) \\ D(Y_t^3) \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} Co\ int\ Eq^1 \\ Co\ int\ Eq^2 \\ Co\ int\ Eq^3 \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} a_0^1 \\ a_0^2 \\ a_0^3 \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} a_p^1(L) \\ a_p^2(L) \\ a_p^3(L) \end{Bmatrix} \times \begin{Bmatrix} D(Y_{t-p}^1) \\ D(Y_{t-p}^2) \\ D(Y_{t-p}^3) \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \\ \varepsilon_t^3 \end{Bmatrix}, \quad (9)$$

де $D(Y_t^1)$ – перші різниці ІСЦ; $a_p^j(L)$ – поліном лагового оператора, де $j = 1, 2, 3$.

VEC-моделі 2.1–2.3 побудовані з порядком у два лаги (їх кількість було підтверджено за допомогою функції “Lag exclusion”, вмонтованої в пакет “E-Views”). У рамках статті наводимо лише найбільш значимі характеристики побудованих моделей (табл. 4), серед яких особливий інтерес становлять P -значення оцінки причинно-наслідкової залежності за Гренджером у спільному впливі (All) VEC-моделей 2.1 і 2.2, котрі вказують на те, що перші різниці цих змінних не можуть розглядатись як екзогенні (зумовлені) для таких різниць, відповідно ВОС та ІСЦ. Окрім того, всім моделям притаманна додатна автокореляція залишків.

Якщо абстрагуватися від P -значення оцінки причинно-наслідкової залежності за Гренджером у спільному впливі (All) VEC-моделі 2.1 та розглянути імпульсні функції відгуку ВОС на шоки з боку СОН і ГКО, можна побачити, що вони не відповідають сучасним уявленням про їх вплив на ВОС

Таблиця 4. *P*-значення оцінки причинно-наслідкової залежності за Гренджером у спільному впливі, LM-тесту та спільного тесту Уайта VEC-моделей 2.1–2.3

Кількість коінтегрованих співвідношень		2.1	2.2	2.3
Оцінка за Гренджером (All)		0,7784	0,0001	0,5415
LM-тест	1-й лаг	0,0000	0,0000	0,0000
	2-й лаг	0,0000	0,0259	0,0005
Тест Уайта		0,0001	0,0000	0,0000

Розраховано за: Statistical Data Warehouse / The European Central Bank. URL: <http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=1000002994>; IMF Primary Commodity Prices / International Monetary Fund. URL: <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.

та разом зі складовими декомпозиції дисперсії засвідчують його неістотність (рис. 4).

Отже, імпульсні функції відгуку ІСЦ на шоки з боку СОН і ГКО у VEC-моделі 2.2 також не відповідають сучасним уявленням про їх вплив на ІСЦ та разом зі складовими декомпозиції дисперсії теж вказують на те, що він є дуже слабким (рис. 5).

Якщо не звертати уваги на *P*-значення оцінки причинно-наслідкової залежності за Гренджером у спільному впливі (All) VEC-моделі 2.3 та розглянути імпульсні функції відгуку ВОС на шоки з боку СОН і ГКО, можна побачити, що вони також не відповідають сучасним уявленням про їх вплив на ІСЦ та разом зі складовими декомпозиції дисперсії засвідчують його неістотність (рис. 6). При цьому варто зауважити, що складові декомпозиції дисперсії СОН і ГКО дещо зросли порівняно з VEC-моделлю 2.2, але все одно залишаються на низькому рівні (див. рис. 6).

Головним висновком даного дослідження є переоцінка ролі коротко-строкових процентних ставок як основного інструменту коригування за-

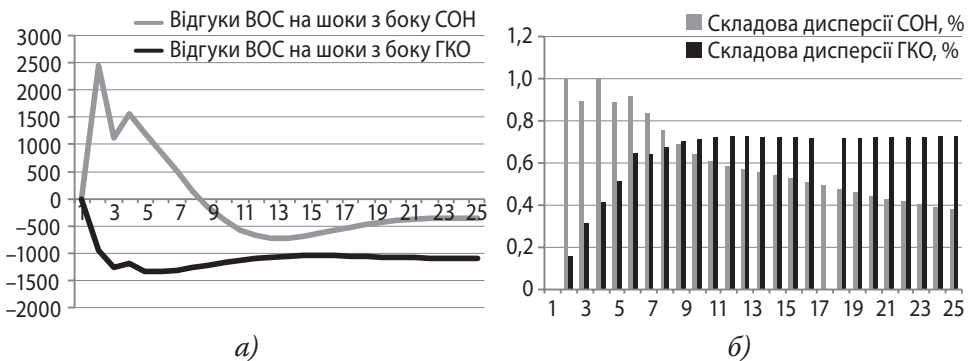


Рис. 4. Імпульсні функції відгуку витрат на особисте споживання на шоки з боку ставки овернайт і готівкових коштів у обігу та складові декомпозиції їх дисперсії у VEC-моделі 2.1, %

Побудовано автором.

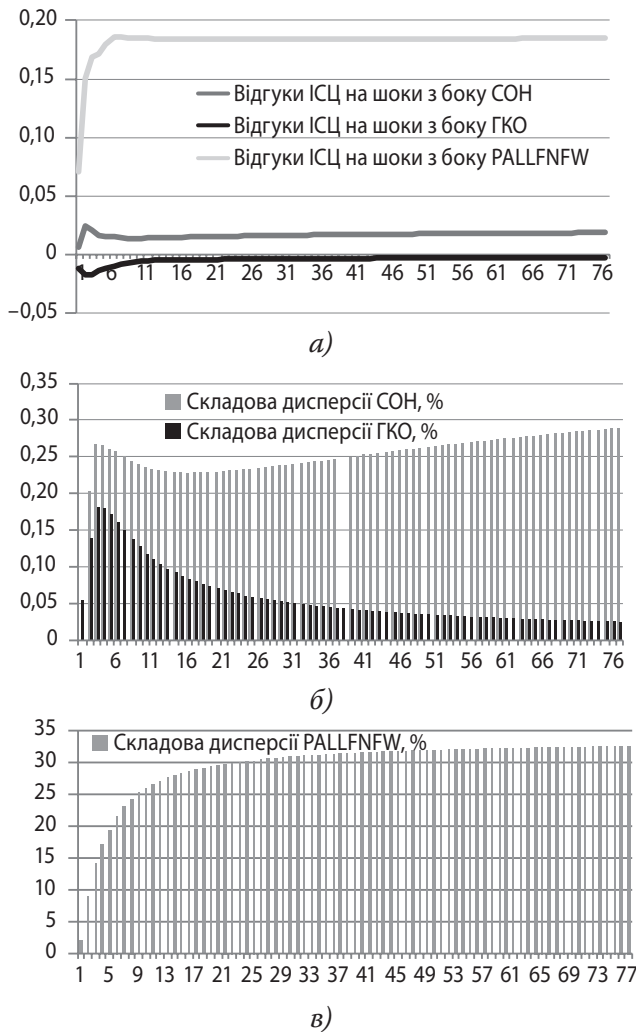


Рис. 5. Імпульсні функції відгуку витрат на особисте споживання на шоки з боку ставки овернайт, готівкових коштів у обігу та індексу PALLNFW і складові декомпозиції їх дисперсії у VEC-моделі 2.2, %

Побудовано автором.

гального рівня цін і витрат унаслідок незначного впливу CON на ІСЦ і ВОС, високої інерційності цих процесів та відсутності беззаперечних доказів очікуваного впливу. Так, на слабку дію CON на ВОС і ІСЦ вказують її середні коефіцієнти еластичності в регресійних моделях 1.1–1.6 (див. табл. 1), а також імпульсні функції відгуку ВОС і ІСЦ на шоки з боку CON та її складові декомпозиції дисперсії у VEC-моделях 2.1–2.3 (див. рис. 4–6). У свою чергу, про високу інерційність процесу свідчать досить тривалі часові лаги максимального впливу CON на ВОС та ІСЦ (див. рис. 1–3). Нарешті, відсутність

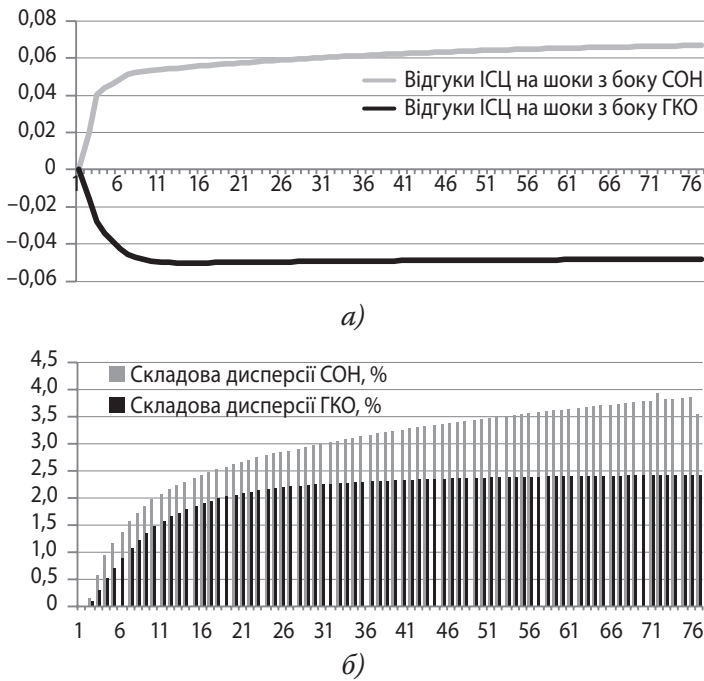


Рис. 6. Імпульсні функції відгуку індексу споживчих цін на шоки з боку ставки овернайт і готівкових коштів у обігу та складові декомпозиції їх дисперсії у VEC-моделі 2.3, %

Побудовано автором.

беззаперечних доказів очікуваного впливу СОН на ВОС та ІСЦ підтверджують: регресійна модель 1.1, у якій P -значення коефіцієнта СОН вказує на його статистичну незначимість (див. табл. 1); додатні коефіцієнти СОН у регресійних моделях 1.4 й 1.6 (див. рівняння (4) та (6)); P -значення оцінки причинно-наслідкової залежності за Гренджером у спільному впливі (All) у VEC-моделях 2.1 і 2.3 (див. табл. 4); імпульсні функції відгуку ВОС та ІСЦ на шоки з боку СОН у VEC-моделях 2.1–2.3 (див. рис. 4–6).

Враховуючи отримані результати, вважаємо за доцільне в сучасних умовах розвитку фінансової системи України не перебільшувати роль короткострокових процентних ставок у процесі досягнення цільових показників інфляції.

Список використаних джерел

1. Monetary Policy / The European Central Bank. URL: <https://www.ecb.europa.eu/mopo/intro/html/index.en.html>.
2. Селівєрстов В. Оцінювання впливу інструментів монетарної політики євро-системи на цінову стабільність. *Вісник Національного банку України*. 2014. № 5. С. 46–51.
3. Transmission mechanism of monetary policy / The European Central Bank. URL: <http://www.ecb.europa.eu/mopo/intro/transmission/html/index.en.html>.

4. The “Price Stability Target” under the Framework for the Conduct of Monetary Policy / The Bank of Japan. URL: https://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2013/k130122b.pdf.
5. U.S. Monetary Policy: An Introduction / Federal Reserve Bank of San Francisco. URL: <http://www.frbsf.org/us-monetary-policy-introduction/>.
6. Monetary Policy / Bank of Canada. URL: <http://www.bankofcanada.ca/core-functions/monetary-policy/>.
7. About Monetary Policy / Reserve Bank of Australia. URL: <http://www.rba.gov.au/monetary-policy/about.html#objectives>.
8. Monetary Policy Transmission Mechanism / The Bank of Korea. URL: <http://www.bok.or.kr/eng/main/contents.do?menuNo=400024>.
9. Monetary Policy / The Bank of England. URL: <http://www.bankofengland.co.uk/monetarypolicy/Pages/how.aspx>.
10. Monetary policy and household inequality / M. Ampudia, D. Georgarakos, J. Slacalek et al. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2170.en.pdf?66e5c54c7916d28ff18a4cda05162706>.
11. International Monetary Policy Transmission through Banks in Small Open Economies / S. Auer, C. Friedrich, M. Ganarin et al. URL: https://www.snb.ch/en/mmr/papers/id/working_paper_2018_04.
12. Blattner T., Swarbrick J. Monetary policy and cross-border interbank market fragmentation: lessons from the crisis. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2139.en.pdf?742d3b2063ba14d0bfb7e74a5d23e0e>.
13. Bredemeier C., Kaufmann C., Schaber A. Interest rate spreads and forward guidance. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2186.en.pdf?bbf02d0381e8c8ca1db1ea89c9e1cd77>.
14. Fuhrer L. M., Guggenheim B., Jüttner M. What do Swiss franc Libor futures really tell us? URL: https://www.snb.ch/en/mmr/papers/id/working_paper_2018_06.
15. Данилишин Б. М. Основні напрями монетарної політики України. *Фінанси України*. 2018. № 2. С. 9–25.
16. Jost A. Is Monetary Policy Too Complex for the Public? Evidence from the UK. URL: https://www.snb.ch/en/mmr/papers/id/working_paper_2017_15.
17. Міщенко В. І., Льон І. М. Роль монетарного регулювання у стимулюванні економічного розвитку. *Фінанси України*. 2017. № 4. С. 75–93.
18. Phillot M., Rosenblat-Wisch R. Inflation Expectations: The Effect of Question Ordering on Forecast Inconsistencies. URL: https://www.snb.ch/en/mmr/papers/id/working_paper_2018_11.
19. De Fiore F., Tristani J. (Un)conventional policy and the effective lower bound. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2183.en.pdf?b898206fafa0de7594214f63c4a9039e>.
20. IMF Primary Commodity Prices / International Monetary Fund. URL: <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.
21. Statistical Data Warehouse / The European Central Bank. URL: <http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=1000002994>.

References

1. The European Central Bank. (n. d.). *Monetary Policy*. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/mopo/intro/html/index.en.html>.
2. Seliverstov, V. (2014, May). Evaluating the impact of Euro system monetary policy instruments on price stability. *Herald of the National Bank of Ukraine*, 5, 46–51 [in Ukrainian].
3. The European Central Bank. (n. d.). *Transmission mechanism of monetary policy*. Retrieved from <http://www.ecb.europa.eu/mopo/intro/transmission/html/index.en.html>.

4. The Bank of Japan. (n. d.). *The "Price Stability Target" under the Framework for the Conduct of Monetary Policy*. Retrieved from https://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2013/k130122b.pdf.
5. Federal Reserve Bank of San Francisco. (n. d.). *U.S. Monetary Policy: An Introduction*. Retrieved from <http://www.frbsf.org/us-monetary-policy-introduction/>.
6. Bank of Canada. (n. d.). *Monetary Policy*. Retrieved from <http://www.bankofcanada.ca/core-functions/monetary-policy/>.
7. Reserve Bank of Australia. (n. d.). *About Monetary Policy*. Retrieved from <http://www.rba.gov.au/monetary-policy/about.html#objectives>.
8. The Bank of Korea. (n. d.). *Monetary Policy Transmission Mechanism*. Retrieved from <http://www.bok.or.kr/eng/main/contents.do?menuNo=400024>.
9. The Bank of England. (n. d.). *Monetary Policy*. Retrieved from <http://www.bankofengland.co.uk/monetarypolicy/Pages/how.aspx>.
10. Ampudia, M., Georgarakos, D., Slacalek, J., Tristani, O., Vermeulen, P., & Violante, G. (2018, July). *Monetary policy and household inequality*. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2170.en.pdf?66e5c54c7916d28ff18a4cda05162706>.
11. Auer, S., Friedrich, C., Ganarin, M., Paligorova, T., & Towbin, P. (2018, April). *International Monetary Policy Transmission through Banks in Small Open Economies*. Retrieved from https://www.snb.ch/en/mmr/papers/id/working_paper_2018_04.
12. Blattner, T., Swarbrick, J. (2018, April). *Monetary policy and cross-border interbank market fragmentation: lessons from the crisis*. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2139.en.pdf?742d3b2063ba14d0bfb7e74a5d23e0e>.
13. Bredemeier, C., Kaufmann, C., & Schaber, A. (2018, October). *Interest rate spreads and forward guidance*. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2186.en.pdf?bbf02d0381e8c8ca1db1ea89c9e1cd77>.
14. Fuhrer, L. M., Guggenheim, B., & Jüttner, M. (2018, June). *What do Swiss franc Libor futures really tell us?* Retrieved from https://www.snb.ch/en/mmr/papers/id/working_paper_2018_06.
15. Danylyshyn, B. M. (2018). Main directions of monetary policy of Ukraine. *Finance of Ukraine*, 2, 9–25 [in Ukrainian].
16. Jost, A. (2017, August). *Is Monetary Policy Too Complex for the Public? Evidence from the UK*. Retrieved from https://www.snb.ch/en/mmr/papers/id/working_paper_2017_15.
17. Mishchenko, V. I., Lon, I. M. (2017). The role of monetary regulation in stimulating economic growth. *Finance of Ukraine*, 4, 75–93 [in Ukrainian].
18. Phillot, M., Rosenblat-Wisch, R. (2018, January). *Inflation Expectations: The Effect of Question Ordering on Forecast Inconsistencies*. Retrieved from https://www.snb.ch/en/mmr/papers/id/working_paper_2018_11.
19. De Fiore, F., Tristani, J. (2018, October). *(Un)conventional policy and the effective lower bound*. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2183.en.pdf?b898206fafa0de7594214f63c4a9039e>.
20. International Monetary Fund. (n. d.). *IMF Primary Commodity Prices*. Retrieved from <http://www.imf.org/external/np/res/commmod/index.aspx>.
21. The European Central Bank. (n. d.). *Statistical Data Warehouse*. Retrieved from <http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=1000002994>.