

УДК 336.7 : 338.2

Сокуренко С. В.,

*solomiya.sh@gmail.com*, ORCID ID: 0000-0003-1459-5562,

здобувачка, Львівського торговельно-економічного університету, м. Львів

## АРХІТЕКТУРА СТАБІЛІЗАЦІЙНОЇ ПОЛІТИКИ ЗА УМОВ ТАРГЕТУВАННЯ ІНФЛЯЦІЇ

**Анотація.** За умов таргетування інфляції головним інструментом стабілізаційної політики стає ставка рефінансування центрального банку (ЦБ). При цьому не менш важливим залишається трансмісійний механізм обмінного курсу. У статті проведено емпіричне дослідження залежності доходу (ВВП) і споживчих цін від декількох монетарних показників для 12 країн, що практикують політику таргетування інфляції. У довгостроковому періоді збільшення грошової маси переважно підвищує рівень споживчих цін (за винятком Таїланду) і стимулює обсяги ВВП (за винятком Румунії та Індонезії), тоді як наслідки підвищення ставки рефінансування центрального банку досить різноманітні у розрізі окремих країн. Девальвація грошової одиниці має інфляційний вплив та знижує рівень доходу (окрім Таїланду). Залежність доходу від індексу економічної свободи від Heritage Foundation досить різноманітна, тоді як антиінфляційного ефекту немає лише у Туреччині. Короточасні залежності для доходу та інфляції споживчих цін істотно відрізняються для окремих країн. Корекція довгострокових залежностей дуже оперативна у країнах Центральної і Східної Європи та Латинської Америки. Наслідки підвищення ставки рефінансування ЦБ досить різноманітні у розрізі окремих країн. Зроблено висновок, що з-поміж інших функціональних зв'язків простежується вагома довгострокова залежність економічного зростання від доходу за кордоном та умов торгівлі, а споживчих цін – від світових цін на сиру нафту. Зростаючий довгостроковий тренд доходу простежується у країнах Центральної і Східної Європи, тоді як протилежне притаманно країнам Латинської Америки. Спадний інфляційний тренд отримано для майже всіх країн (за винятком Туреччини).

**Ключові слова:** стабілізаційна політика, таргетування інфляції, дохід (ВВП), споживчі ціни, грошова емісія, обмінний курс, модель ARDL.

Sokurenko S. V.,

*solomiya.sh@gmail.com*, ORCID ID:0000-0003-1459-5562,

Postgraduate, Lviv University of Trade and Economics, Lviv

## ARCHITECTURE OF STABILIZATION POLICY UNDER INFLATION TARGETING

**Abstract.** Under the conditions of inflation targeting, the refinancing rate of the central bank (CB) becomes the main instrument of stabilization policy.. At the same time, the transmission mechanism of the exchange rate remains no less important. This article presents empirical study of monetary determinants for income (GDP) and consumer prices for 12 countries, which practice the monetary regime of inflation targeting. Monetary expansion is inflationary in the long run (except Thailand) and it contributes to GDP growth (except Romania and Indonesia), while the effects of an increase in the central bank reference rate are quite heterogeneous across countries. The exchange rate depreciation is inflationary either, while being contractionary in the real sector (except Thailand). The relationship between the Index of Economic Freedom from the Heritage Foundation and income is different across countries, while the anti-inflationary effect is not observed only in Turkey. The short-term determinants for income and consumer price inflation are country-specific. The short-term correction of long-term relationships is very strong in the Central and Eastern European countries and the Latin American countries. The consequences of raising the refinancing rate of the Central Bank are quite diverse in individual countries. It was concluded that, among other functional relationships, there is a significant long-term dependence of economic growth on foreign income and trade conditions, and consumer prices on world crude oil prices. The growing long-term trend of income is observed in the countries of Central and Eastern Europe, while the opposite is characteristic of the countries of Latin America. A downward inflation trend was obtained for almost all countries (with the exception of Turkey).

**Key words:** stabilization policy, inflation targeting, income (GDP), consumer prices, money supply, exchange rate, ARDL model.

**JEL Classification:** C22, E52, F31

**DOI:** <https://doi.org/10.36477/2522-1205-2022-70-18>

**Постановка проблеми.** За умов таргетування інфляції головним інструментом стабілізаційної політики стає ставка рефінансування центрального банку (ЦБ). При цьому не менш важливим залишається трансмісійний механізм обмінного курсу. Водночас не виключено, що зберігається безпосередній вплив монетарних агрегатів. Власний вплив можуть мати інституційні чинники, адже це визначає передумови для економічного зростання та контролю інфляційних процесів.

**Аналіз останніх досліджень і публікацій.** Зменшення пропозиції грошової маси внаслідок підвищення ставки рефінансування ЦБ, операцій відкритого ринку чи продажу валютних резервів може бути ефективним засобом гальмування інфляції, але коштом втрат доходу [2, с. 4–17; 11, с. 68–85]. При цьому стає доречною девальвація грошової одиниці, що відповідно до стандартних передбачень кейнсіанських моделей відкритої економіки стимулює обсяги виробництва в короткочасному періоді [4, с. 862–898], але з одночасним прискоренням інфляції [6, с. 186–217]. Втім, окремі дослідження для країн Центральної і Східної Європи (ЦСЄ) передбачають довгостроковий рестрикційний ефект від девальвації, що спостерігається на тлі стандартних наслідків від збільшення грошової маси [14, с. 31–44]. Втім, монетарна політика може не мати довгострокового впливу на доход [1; 12, с. 2432–2437], а короточасні ефекти досить суперечливі у розрізі окремих країн [8, с. 104–118].

Оцінку ефективності монетарної політики як стабілізаційного чинника ускладнює явище так званого “цінового парадоксу”, коли зменшення грошової маси позначається підвищенням рівня цін [5; 13, с. 37–70]. Так само не виключено, що підвищення процентної ставки стимулюватиме економічне зростання [9, с. 26–34]. Не бракує свідчень, що в європейських країнах звичний зв’язок між монетарною політикою та інфляцією втрачено після фінансової кризи 2008–2009 рр. [7]. Стверджується, що у глобалізованому середовищі проведення монетарної політики не обмежується лише змінами ставки ЦБ [10]. Такий висновок передбачає окреме врахування ефектів обмінного курсу і пропозиції грошової маси, а в ширшому контексті – порівняння коротко- і довгострокового впливу.

**Постановка завдання.** Метою даної статті обрано дослідження залежності доходу (ВВП) і споживчих цін від декількох монетарних показників (грошова маса, ставка рефінансування ЦБ, обмінний курс) для низки країн ЦСЄ (Польща, Румунія, Угорщина, Чехія) і Латинської Америки (Аргентина, Бразилія, Мексика, Чилі), а також Південно-Африканської Республіки (ПАР) і Туреччини, що практикують політику таргетування інфляції.

**Викладення основного матеріалу дослідження.** Макроекономічний вплив монетарної політики залежить від співвідношення між механізмами сукупного попиту і пропозиції [8, с. 104–118]. З боку сукупного попиту все залежить від цінової еластичності експорту-імпорту, ефекту добробуту і ступеня залежності приватного споживання та

інвестицій від процентної ставки. З боку сукупної пропозиції дієвість монетарної політики визначається гнучкістю двох ринків – фінансового та робочої сили. При цьому набувають підвищеної ваги інституційні та структурні чинники, що важливо для врахування ефектів монетарної політики [14, с. 31–44].

Оскільки стабілізаційна політика може мати як коротко-, так і довгостроковий вплив [3], це передбачає використання інструментарію статистичних моделей із коригуванням помилки. Передусім це стосується монетарної політики, адже економічний мейнстрім полягає у тому, що відповідні інструменти мають коротко- і довгостроковий вплив на споживчі ціни, тоді як вплив на доход обмежується короткочасним періодом. Інша справа, що такий короткочасний вплив може бути доволі різноманітним. Приміром, у масштабному дослідженні понад 100 країн отримано як стандартні результати, коли збільшення грошової маси чи девальвація грошової одиниці мають експансійний та інфляційний вплив, так і нестандартні ефекти, коли грошова емісія погіршує динаміку доходу (Аргентина, Угорщина, Таїланд), не впливає на інфляцію (Польща, Бразилія, Мексика, Туреччина) або навіть знижує споживчі ціни (Алжир, Панама) [8, с. 104–118].

Для емпіричного дослідження 12 країн використано квартальні дані за період 2002–2021 рр. таких показників:  $Y_t$  і  $YEURO_t$  – валовий внутрішній продукт даної країни і країн Єврозони (індекс, 2010=100),  $CPI_t$  – індекс споживчих цін (2010=100),  $TOT_t$  – умови торгівлі (індекс, 2010=100),  $BRENT_t$  – світові ціни на сиру нафту (індекс, 2010=100),  $M2_t$  – грошовий агрегат М2 (індекс, 2010=100),  $RCB_t$  – ставка рефінансування ЦБ (%),  $E_t$  – номінальний ефективний обмінний курс (індекс, 2010=100),  $HERIT_t$  – індекс економічної свободи від Heritage Foundation (значення перебувають у межах від 0 до 1, де чим більше значення індексу, тим вищий рівень економічної свободи). Усі дані отримано з баз даних МВФ *International Financial Statistics* ([www.data.imf.org](http://www.data.imf.org)), банку американської Федеральної резервної системи в Сент-Луїс ([www.fred.org](http://www.fred.org)) і фонду Heritage Foundation ([www.heritage.org](http://www.heritage.org)).

Умови торгівлі  $TOT_t$  визначено співвідношенням споживчих цін у Німеччині та досліджуваній країні. У моделях для споживчих цін замість умов торгівлі використано показник світових цін на сиру нафту. Оцінки для країн ЦСЄ додатково враховують рівень урядових видатків та надходжень до бюджету (% від ВВП). Для усіх країн за допомогою відповідної фіктивної змінної враховано вплив кризових явищ 2008–2009 та 2020–2021 рр.

Оскільки набір використаних змінних поєднує стаціонарні та нестационарні показники, це створює передумови для використання статистичного методу ARDL (Autoregressive Distributed Lag Model), що дозволяє використання неоднорідних даних, включно з можливою ендогенністю, а до того виникають можливості для одночасної оцінки коротко- і довгострокових ефектів. Незалежно від припущень щодо

типу даних – стаціонарні I(0) чи нестационарні I(1), відповідний статистичний тест (англ. ARDL Bounds test) показує коінтеграцію обох залежних змінних – доходу і споживчих цін – з незалежними змінними.

Обрана статистична модель має такий вигляд:

$$V_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta V_{t-i} + \sum_{i=0}^q \psi_i \Delta \mathbf{X}_{t-p+1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

де  $V_t$  – залежна змінна ( $Y_t$  або  $CPI_t$ ),  $\mathbf{X}_t$  – вектор незалежних змінних ( $YEURO_t$ ,  $TOT_t/BRENT_t$ ,  $M2_t$ ,  $RCB_t$ ,  $E_t$ ,  $HERIT_t$ ),  $\varepsilon_t$  – стохастичний чинник, а  $i$  означає часовий лаг.

Рівняння (1) можна переписати:

$$\Delta V_t = \alpha + \phi(Y_{t-1} - \varphi' \mathbf{X}_t) + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta V_{t-i} + \sum_{i=0}^q \psi_i \Delta \mathbf{X}_{t-p+1} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

$$\text{де } \phi = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \beta_i\right),$$

$$\varphi = \sum_{i=1}^q \psi_i / \left(1 - \sum_{i=1}^p \beta_i\right).$$

Коефіцієнт коригування помилки (англ. the error-correction term)  $\phi$  вимірює швидкість адаптації короткочасної динаміки залежної змінної до змін у довгострокових залежностях. Якщо коефіцієнт  $\phi$  є значним і статистично значущим, це означає присутність коінтеграції між залежною змінною, тобто доходом і споживчими цінами, та обраними незалежними змінними.

**Довгострокові коефіцієнти.** Отримані оцінки для довгострокових коефіцієнтів представлено у таблицях 1-4 (всі змінні прологарифмовано). В усіх випадках тест Фішера передбачає статистичну значущість оцінених моделей ARDL на рівні 1%, тест RESET засвідчує їхню коректну специфікацію, а обидва тести – CUSUM і CUSUM SQ – показують стабільність отриманих коефіцієнтів. Тест LM не виявляє жодної серійної кореляції залишків. Також немає гетероскедастичності залишків оцінених моделей ARDL.

Зростання грошової маси найвідчутніше допомагає збільшенню доходу в країнах Латинської Америки і ЦСЄ (окрім Румунії), а також в Таїланді, ПАР і Туреччині (табл. 1). Монетарна емісія нейтральна щодо доходу в Румунії, а в Індонезії отримано несподіваний рестрикційний ефект. Також помітно дещо слабший стимулюючий ефект в Угорщині. Якщо пропозиція грошової маси загалом виглядає дієвим чинником доходу, то цього не можна стверджувати щодо використання ставки рефінансування ЦБ. Впливу на доход немає у країнах ЦСЄ (окрім Угорщини), ПАР і Туреччині. У решті країн підвищення ставки рефінансування ЦБ має очікуваний рестрикційний вплив (Бразилія, Мексика, Чилі, Таїланд), але не набагато менше країн з цілком протилежним експансійним ефектом (Угорщина, Аргентина, Індонезія).

Довгостроковий рестрикційний вплив обмінного курсу простежується в 11 з 12 досліджуваних країн, що переконливо засвідчує переважання ефектів сукупної пропозиції. Лише в Таїланді девальвація грошової одиниці має стандартний стимулюючий вплив.

Таблиця 1

Довгостроковий вплив монетарних показників на ВВП

Змінні	Коефіцієнти			
	Польща	Румунія	Угорщина	Чехія
<i>m2</i>	0,159*** (5,94)	0,080 (1,36)	0,076* (1,85)	0,184*** (8,85)
<i>Rcb</i>	0,011 (1,26)	-0,006 (-0,61)	0,047*** (3,07)	0,001 (0,43)
<i>E</i>	-0,118** (-2,01)	-0,084* (-1,87)	-0,163* (-1,78)	-0,140*** (-3,67)
	Аргентина	Бразилія	Мексика	Чилі
<i>m2</i>	0,216*** (3,31)	0,141** (2,56)	0,537*** (10,94)	0,202*** (4,35)
<i>Rcb</i>	0,038*** (7,57)	-0,232*** (-6,73)	-0,004** (-2,06)	-0,037*** (-2,80)
<i>E</i>	-0,287*** (-13,60)	-0,173*** (-5,06)	-0,086*** (-3,95)	-0,319*** (-4,28)
	Індонезія	Таїланд	ПАР	Туреччина
<i>m2</i>	-0,032*** (-3,62)	0,597*** (5,13)	0,242*** (10,39)	0,406*** (4,33)
<i>Rcb</i>	0,009*** (6,29)	-0,047*** (-3,11)	-0,002 (-0,12)	-0,024 (-1,01)
<i>E</i>	-0,053*** (-9,82)	0,407** (2,50)	-0,151*** (-6,84)	-0,150*** (-2,64)

Примітка: тут і далі малими літерами показано логарифми відповідних змінних у рівнях.

Джерело: власні розрахунки

Таблиця 2

## Довгостроковий вплив індексу економічної свободи

Змінні	Коефіцієнти			
	Польща	Румунія	Угорщина	Чехія
<i>herit</i>	-0,295*** (-5,90)	0,232** (2,90)	-0,536*** (-7,76)	-0,281*** (-5,64)
	Аргентина	Бразилія	Мексика	Чилі
<i>herit</i>	0,708*** (6,92)	0,508*** (4,30)	0,148*** (7,86)	0,379* (1,92)
	Індонезія	Таїланд	ПАР	Туреччина
<i>herit</i>	-0,047*** (-3,71)	-0,183* (-1,87)	-0,245*** (-5,14)	-0,968*** (-6,96)

Джерело: власні розрахунки

Таблиця 3

## Довгостроковий вплив монетарних показників на інфляцію

Змінні	Коефіцієнти			
	Польща	Румунія	Угорщина	Чехія
<i>m2</i>	0,250*** (17,45)	0,216*** (13,82)	0,358*** (11,12)	0,166*** (3,87)
<i>rcb</i>	0,016*** (3,01)	-0,019** (-2,71)	0,095*** (7,58)	-0,002** (-2,25)
<i>e</i>	0,299*** (8,17)	0,190*** (4,57)	0,418*** (8,17)	0,121** (2,21)
	Аргентина	Бразилія	Мексика	Чилі
<i>m2</i>	0,357*** (4,47)	0,221*** (7,64)	0,211*** (9,57)	0,138*** (3,01)
<i>rcb</i>	-0,051*** (-3,22)	0,177*** (19,17)	0,039*** (4,72)	0,009* (1,98)
<i>e</i>	0,800*** (9,88)	0,217*** (10,28)	0,239*** (8,59)	0,599*** (5,91)
	Індонезія	Таїланд	ПАР	Туреччина
<i>m2</i>	0,468*** (13,08)	0,048 (1,17)	0,239** (2,54)	0,212*** (3,52)
<i>rcb</i>	0,028* (2,01)	0,011* (2,00)	0,086 (0,75)	0,041*** (4,16)
<i>e</i>	0,172** (2,39)	0,171** (3,60)	0,838*** (4,24)	0,341*** (12,66)

Джерело: власні розрахунки

Таблиця 4

## Довгостроковий вплив індексу економічної свободи на інфляцію

Змінні	Коефіцієнти			
	Польща	Румунія	Угорщина	Чехія
<i>herit</i>	-0,307*** (-3,30)	-0,116*** (-4,07)	-0,858*** (-3,24)	-0,249*** (-4,92)
	Аргентина	Бразилія	Мексика	Чилі
<i>herit</i>	-0,331*** (-3,88)	-0,338*** (-5,54)	-0,565*** (-3,78)	-0,325*** (-2,08)
	Індонезія	Таїланд	ПАР	Туреччина
<i>herit</i>	-0,799*** (-12,22)	-0,092*** (-6,32)	-0,621* (-1,78)	0,234* (1,97)

Джерело: власні розрахунки

Підвищення ступеня економічної свободи, що на практиці означає лібералізацію економічного середовища та поліпшення його структурних характеристик, корисне для довгострокового економічного зростання у всіх без винятку країнах Латинської Америки, а також в Румунії (табл. 2). Натомість у решті країн залежність між індексом економічної свободи і доходом є оберненою. Такий результат може означати, що рівень економічної свободи перевищує деяке рівноважне значення. Передусім таке пояснення стосується країн ЦСЄ. З іншого боку, для ПАР і Туреччини більш реалістично припустити, що обидві країни не мають можливостей для використання переваг лібералізації економіки внаслідок перешкод структурного походження. Меншою мірою це стосується Індонезії і Таїланду, де оцінені коефіцієнти значно нижчі або на нижчому рівні статистичної значущості.

Девальвація обмінного курсу має інфляційний вплив в усіх країнах, а найбільше – в ПАР, Аргентині, Чилі та Угорщині (табл. 3). Девальвація має слабший інфляційний ефект у Чехії, Індонезії і Таїланді. Натомість збільшення пропозиції грошової маси не має очікуваного інфляційного впливу лише у Таїланді. Так званий “ціновий парадокс”, коли підвищення ставки рефінансування ЦБ підвищує рівень цін, простежується у більшості країн. Більш очікуване на підставі теоретичних моделей зниження рівня споживчих цін отримано для Румунії, Чехії й Аргентини.

Для досліджуваних країн дуже виразно простежується обернений зв'язок між ступенем економічної свободи і споживчими цінами (табл. 4). Лише в Туреччині більше економічної свободи означає підвищення рівня цін. Низька значущість високого коефіцієнта для ПАР може означати нестабільність

антиінфляційного ефекту від лібералізації економіки.

З-поміж інших функціональних зв'язків простежується вагома довгострокова залежність економічного зростання від доходу за кордоном та умов торгівлі, а інфляції споживчих цін – від світових цін на сировину нафту. Від доходу за кордоном найбільш залежні економіки Таїланду, ПАР, Аргентини, Бразилії, Польщі та Чехії. Подорожчання сировини нафти має вагомий інфляційний наслідок у Польщі, Румунії, Бразилії, Мексиці та Туреччині. Лише у двох країнах – Аргентині та Угорщині – дорожча нафта призводить до гальмування інфляції. Якщо у першому випадку це можна пояснити зміцненням грошової одиниці внаслідок більших надходжень від експорту енергоносіїв, то у другому – результуючим зменшенням сукупного попиту. Зростаючий довгостроковий тренд доходу простежується у країнах ЦСЄ, Індонезії, Таїланді й Туреччині, тоді як протилежне притаманно країнам Латинської Америки і ПАР. Спадний інфляційний тренд отримано для майже всіх країн (за винятком Туреччини).

**Короткочасні коефіцієнти.** Коригування короткочасних залежностей доходу та інфляції під впливом довгострокових тенденцій дуже виразне у країнах ЦСЄ, Аргентині, Індонезії і Туреччині. Загалом коригування споживчих цін менш відчутне порівняно з доходом (протилежне спостерігається лише у Польщі, Угорщині та Туреччині).

У короткочасному періоді збільшення грошової маси має експансійний вплив для Румунії, Аргентини та Індонезії, тоді як протилежний ефект отримано для Польщі, Чехії, Мексики, Чилі, ПАР і Туреччини; залежності між обома показниками немає в Угорщині, Бразилії і Таїланді. Коротко- і довгостроковий вплив грошової маси на дохід співпадає лише для Аргентини, а в Індонезії стає асиметричним. Окрім Румунії, у решті країн короткочасні ефекти змінюються на експансійний вплив. Зниження ставки рефінансування ЦБ має тривалий експансійний вплив лише в Аргентині та Індонезії, а також в Угорщині. В Румунії і ПАР динаміка ВВП спочатку зростає, але надалі знижується. У Чехії та Чилі вплив грошової маси і ставки рефінансування ЦБ на ВВП виглядає асиметричним.

Впливу ставки рефінансування ЦБ на дохід немає у Польщі й Туреччині (це співпадає з довгостроковими ефектами), а також у Таїланді (у цій країні довгостроковий вплив стає рестрикційним). Загалом це добре характеризує режим таргетування інфляції, але за умови, що підвищення ставки рефінансування ЦБ одночасно знижує інфляцію. Саме цього можна очікувати у Польщі й Туреччині (з лагом). У Таїланді та Мексиці впливу немає. В усіх цих випадках у довгостроковому періоді з'являється вже згаданий “ціновий парадокс”. Підвищення ставки рефінансування ЦБ має більш виразний короткочасний антиінфляційний вплив у країнах з інфляційною передісторією: Бразилії та Індонезії (втім, в обох випадках ціни зростають у довгостроковому періоді), а також в Аргентині (у цій країні коротко- і довгострокові ефекти

співпадають). Короткочасний ціновий “парадокс” помітний в Угорщині та Чилі, що співпадає з довгостроковим впливом, а також у Румунії, де цього немає.

Примітно, що переважаючий у довгостроковому періоді прямий зв'язок між грошовою масою та інфляцією для оцінок короткочасної динаміки простежується лише у Польщі та Румунії (меншою мірою). У решті країн зв'язок прямої пропорційності між грошовою масою та інфляцією незвичний або немає (Чехія, Бразилія, Мексика, ПАР, Туреччина), або простежується обернений зв'язок (Угорщина, Аргентина, Чилі, Таїланд). Таку аномалію найлегше пояснити монетарними ефектами платіжного балансу за умови переважання ефектів сукупної пропозиції.

У більшості країн довгостроковий рестрикційний вплив обмінного курсу поєднується зі стимулюючим ефектом у короткостроковому періоді. У Таїланді послідовність ефектів є протилежною, тоді як лише у Бразилії коротко- і довгострокові ефекти обмінного курсу співпадають. Інфляційний “перенос” для обмінного курсу збігається у коротко- і довгостроковому періодах лише для Польщі, Бразилії і Таїланду. В решті країн короткочасне зниження цін можливе або після деякого початкового прискорення інфляції (Аргентина, Чилі), або без цього, передусім у Румунії, Угорщині та Туреччині.

За винятком Мексики, коротко- і довгостроковий вплив економічної свободи на ВВП переважно не співпадає. Подібна асиметрія простежується щодо впливу на інфляцію у тій же Мексиці, а також у Чилі, Таїланді та Туреччині. Втім, в Аргентині лібералізація економічного середовища має коротко- і довгостроковий антиінфляційний вплив. Аналогічні ефекти спостерігаються у Польщі та Румунії, але з частковим послабленням короткочасного антиінфляційного імпульсу з лагом. В Угорщині та Індонезії маємо негайний антиінфляційний вплив, але надалі з'являється переважаючий інфляційний ефект. Короткочасного впливу економічної свободи на інфляцію немає у Чехії, Бразилії і ПАР.

**Висновки і перспективи подальших досліджень у даному напрямі.** Проведений емпіричний аналіз за даними 12 країн, що практикують політику таргетування інфляції, дозволяє зробити декілька висновків. По-перше, підтверджено довгострокову сприятливу залежність доходу (ВВП) від пропозиції грошової маси (за винятком Румунії та Індонезії), але коштом підвищення рівня споживчих цін (за винятком Таїланду). Водночас наслідки підвищення ставки рефінансування ЦБ досить різноманітні у розрізі окремих країн. По-друге, девальвація грошової одиниці має виразний інфляційний вплив та знижує довгостроковий рівень доходу (окрім Таїланду), що загалом засвідчує переважання механізмів сукупної пропозиції. По-третє, залежність доходу від індексу економічної свободи досить різноманітна, тоді як антиінфляційного ефекту немає лише у Туреччині. Важливо, що короткочасні залежності для доходу та інфляції споживчих цін істотно відрізняються для окремих країн. З-поміж інших функціональних зв'язків

простежується вагома довгострокова залежність економічного зростання від доходу за кордоном та умов торгівлі, а споживчих цін – від світових цін на сиру нафту. Зростаючий довгостроковий тренд доходу простежується у країнах ЦСЄ, тоді як протилежне притаманно країнам Латинської Америки. Спадний інфляційний тренд отримано для майже всіх країн (за винятком Туреччини).

#### ЛІТЕРАТУРА

1. Asongu S. A. A note on the long-run neutrality of monetary policy: new empirics. *AGDI Working Paper* No. WP/13/032. Yaoundé: African Governance and Development Institute (AGDI), 2013. 16 p.
2. Bartóková L., Ďurčová J. Effectiveness of the monetary policy implementation in the context of crisis: Use of short-term interest rate in the Czech Republic and the EMU. *Ekonomie a Management / Economics and Management*. 2015. Vol. 18. No. 1. P. 4-17.
3. Calmfors L. Long-run effects of short-run stabilization policy — An introduction. *The Scandinavian Journal of Economics*. 1982. Vol. 84. No. 2. P. 133-146.
4. Cizmović M., Shachmurove Y., Vulanovic M. Real Effective Exchange Rates and Deindustrialization: Evidence from 25 Post-Communist Eastern European countries. *Post-Communist Economies*. 2021. Vol. 33. No. 7. P. 862-898.
5. Cochrane J. Do Higher Interest Rates Raise or Lower Inflation? Working Paper. Chicago: Chicago Booth School, 2016. 93 p.
6. Comunale M., Simola H. The pass-through to consumer prices in CIS economies: The role of exchange rates, commodities and other common factors. *Research in International Business and Finance*. 2018. Vol. 44C. P. 186-217.
7. Diermeier M., Goecke H. Money supply and inflation in Europe: Is there still a connection? *IW Policy Paper* No. 17/2016E. Köln: Institut der deutschen Wirtschaft (IW), 2016. 20 p.
8. Kandil M. On the effects of monetary policy shocks in developing countries. *Borsa Istanbul Review*. 2014. Vol. 14. No. 2. P. 104-118.
9. Lee K. S., Werner R. Reconsidering Monetary Policy: An Empirical Examination of the Relationship Between Interest Rates and Nominal GDP Growth in the U.S., U.K., Germany and Japan. *Ecological Economics*. 2018. Vol. 146. No. 1. P. 26-34.
10. Mohanty M. S., Rishabh K. Financial intermediation and monetary policy transmission in EMEs: What has changed post-2008 crisis? *BIS Working Papers* No 546. Basle: Bank of International Settlements, 2016. 40 p.
11. Nguyen T. M. L. Output Effects of Monetary Policy in Emerging and Developing Countries: Evidence from a Meta-Analysis. *Emerging Markets Finance & Trade*. 2020. Vol. 56. No. 1. P. 68-85.
12. Nogueira R. P. Is monetary policy really neutral in the long-run? Evidence for some emerging and

developed economies. *Economics Bulletin*. 2009. Vol. 29. No. 3. P. 2432-2437.

13. Rusnak M., Havranek T., Horvath R. How to Solve the Price Puzzle? A Meta-Analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*. 2013. Vol. 45. No. 1. P. 37-70.

14. Shevchuk V. Price and output effects of long-term exchange rate changes: Central and Eastern European countries in 2002–2019. *Entrepreneurial Business and Economics Review*. 2022. Vol. 10. No. 3. P. 31-44.

#### REFERENCES

1. Asongu, S. A. (2013), A note on the long-run neutrality of monetary policy: new empirics, *AGDI Working Paper* No. WP/13/032, African Governance and Development Institute (AGDI), Yaoundé.
2. Bartóková L. and Ďurčová J. (2015), Effectiveness of the monetary policy implementation in the context of crisis: Use of short-term interest rate in the Czech Republic and the EMU, *Ekonomie a Management / Economics and Management*, vol. 18, no. 1, pp. 4-17.
3. Calmfors L. (1982), Long-run effects of short-run stabilization policy — An introduction, *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 84, no. 2, pp. 133-146.
4. Cizmović M., Shachmurove Y. and Vulanovic M. (2021), Real Effective Exchange Rates and Deindustrialization: Evidence from 25 Post-Communist Eastern European countries, *Post-Communist Economies*, vol. 33, no. 7, pp. 862-898.
5. Cochrane J. (2016), Do Higher Interest Rates Raise or Lower Inflation?, Working Paper, Chicago Booth School, Chicago.
6. Comunale M. and Simola H. (2016), The pass-through to consumer prices in CIS economies: The role of exchange rates, commodities and other common factors, *BOFIT Discussion Papers*, no. 16, Bank of Finland, Helsinki.
7. Diermeier M. and Goecke H. (2016), Money supply and inflation in Europe: Is there still a connection?, *IW Policy Paper*, no. 17/2016E, Institut der deutschen Wirtschaft (IW), Köln.
8. Kandil M. (2014), On the effects of monetary policy shocks in developing countries, *Borsa Istanbul Review*, vol. 14, no. 2, pp. 104-118.
9. Lee, K. S. and Werner, R. (2018), Reconsidering Monetary Policy: An Empirical Examination of the Relationship Between Interest Rates and Nominal GDP Growth in the U.S., U.K., Germany and Japan, *Ecological Economics*, vol. 146, no. 1, pp. 26-34.
10. Mohanty, M. S. and Rishabh, K. (2016), Financial intermediation and monetary policy transmission in EMEs: What has changed post-2008 crisis?, *BIS Working Papers*, no. 546, Bank of International Settlements, Basle.
11. Nguyen T. M. L. (2020), Output Effects of Monetary Policy in Emerging and Developing

Countries: Evidence from a Meta-Analysis, *Emerging Markets Finance & Trade*, vol. 56, no. 1, pp. 68-85.

12. Nogueira, R. P. (2009), Is monetary policy really neutral in the long-run? Evidence for some emerging and developed economies, *Economics Bulletin*, vol. 29, no. 3, pp. 2432-2437.

13. Rusnak M., Havranek T. and Horvath R. (2013), How to Solve the Price Puzzle? A Meta-Analysis, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 45, no. 1, pp. 37-70.

14. Shevchuk V. (2022), Price and output effects of long-term exchange rate changes: Central and Eastern European countries in 2002–2019, *Entrepreneurial Business and Economics Review*, vol. 10, no. 3, pp. 31-44.

*Стаття надійшла до редакції 29 листопада 2022 року*