

УДК 336.74(620)

Ібрагім Л. Авад (Чехія)

Визначення стабільності функції попиту на гроші в Єгипті

У статті розглядається питання: чи може Центральний банк Єгипту досягти встановлення стабільності цін дотримуючись режиму валютного таргетування? Відповідь залежить від того, стабільна чи ні функція попиту на гроші в Єгипті. Використовуючи квартальні дані за період з 1995 по 2007 рік, автори досліджують довгострокову функцію попиту на гроші в Єгипті. Досліджуючи її стабільність за структурними змінами, визначили, що функція попиту на гроші є нестабільною. Дослідники зробили висновок, що центральний банк Єгипту не може досягти стабільності цін дотримуючись режиму валютного таргетування.

Ключові слова: функція попиту на гроші, визначення функції попиту на гроші в Єгипті.

Вступ

Наприкінці 1970-х років, багато країн прийняли режим валютного таргетування (monetary targeting (MT)) для боротьби з інфляцією. MT режим ґрунтується на припущенні, що контроль показника валютного росту дозволяє контролювати інфляцію. Таке припущення зроблено на основі кількісного рівняння обміну Ірвінга Фішера, а також за правилом Фрідмана (1968). Згідно з Фрідманом, валютна політика може впливати на реальну економіку лише впродовж короткого періоду. У довгостроковому періоді, інфляція – це валютний феномен, а отже реальний об'єм виробництва визначається за реальними факторами, тобто в довгостроковому періоді гроші є нейтральними.

Мішкін (2000) визначає 3 головні елементи MT: (1) проголошення цілей впровадження грошового агрегату; (2) оснований на інформації, наданій грошовими агрегатами для проведення валютної політики; та (3) використовує деякі механізми підрахунку для того, щоб попередити відхилення від цільових орієнтирів росту грошової маси.

На практиці, жоден центральний банк не використовує MT режим у формі правила Фрідмана про темпи стабільного зростання грошової маси. Крім того, не все валютне таргетування центральних банків відображає численні грошові орієнтири росту грошової одиниці.

За рахунок MT режиму досягається стабільність цін за двома головними припущеннями: (1) зв'язок між змінними та цільовими орієнтирами росту грошової одиниці повинен бути достатньо сильним, тобто можна передбачити швидкість обороту грошей; (2) грошові агрегати повинні контролюватися центральним банком, тобто можна передбачити грошовий мультиплікатор.

Необхідно винести один приклад країн з перехідною економікою – такі країни як Чехія, Польща

та Бразилія (CPB – Czech Republic, Poland and Brazil) були змушені ввести плаваючий курс валют через наслідки економічної кризи у другій половині 90-х років для того, щоб не втратити значну частину резервів в іноземній валюті. Рішення введення плаваючого валютного курсу прийняте на фоні спекулятивних нападів на вітчизняну валюту викликані як кризою в Азії так і зовнішнім дисбалансом поточних банківських рахунків. Дисбаланс поточних банківських рахунків виник через фіксацію державою курсу національної валюти відносно іноземної валюти в поєднанні з високою інфляцією. Після введення плаваючого валютного курсу CPB зазначили, що режим таргетування інфляції (inflation targeting (IT)) – єдина прийнятна операція для досягнення стабільності цін. MT режим був відповідною альтернативою досягнення стабільності цін особливо після лібералізації потоків капіталу та фінансових ринків, що підірвало зв'язок між пропозицією грошей та рівнем цін (Авад, 2009).

Хоча Єгипет стикнувся з такими ж обставинами як ці вказані вище країни у другій половині 90-х років, реакція центрального банку Єгипту (CBE) на економічні імпульси була іншою. Після проведення успішної девальвації вітчизняної валюти у 2001-2002 роках, на початку 2003 року CBE проголосив про встановлення вільного плаваючого курсу іноземної валюти. Хоча CBE декілька разів проголошував про наміри прийняття IT як основи своєї валютної політики, його дії не підкріплювали наміри (IMF, 2007; CBE, 2005).

До прийняття IT пильно розглядалося питання: чи може CBE досягти стабільності цін дотримуючись MT режиму? Відповідь залежить від того, стабільна чи ні функція попиту на гроші в Єгипті. За умов стабільної функції попиту на гроші, CBE може точно передбачати попит на гроші, а отже контролювати грошову масу таким чином, щоб в результаті досягти стабільності цін. Якщо функція попиту на гроші не стабільна, CBE не має іншого шляху як прийняття IT, особливо після введення плаваючого валютного курсу іноземної валюти.

У першому розділі статті розглядаються змінні функції попиту на гроші. У другому розділі представлено джерела даних та оцінки. У третьому розділі описано результати оцінки, у останньому – висновки.

1. Змінні функції попиту на гроші.

Нестабільність функції попиту на гроші можна пояснити нестабільністю швидкості обороту грошей. Частіше, нестабільність попиту на гроші визначається за факторами функції попиту на гроші. Андерсен (1985) визначає три джерела нестабільності попиту на гроші: (1) зміна грошового обороту у відповідь на коливання ставки відсотка; (2) функція попиту на гроші може змінюватися сама по собі. Наприклад: фінансові інновації та регулювання ставки відсотка можуть змінити попит на гроші на рівні номінальної ставки відсотка; (3) за короткий період грошові маси можуть не відповідати бажаним грошовим балансам. Якщо швидкість регулювання є не значною така невідповідність може викликати великі та неочікувані зміни швидкості грошового обороту.

Хетцель (1984) використав типові рівняння для вираження впливу суспільного попиту на реальні грошові залишки (M^*) наступним чином:

$$M^* = F(X) = e^k e^{-at} R^{-b} Y^c, \quad (1)$$

де M^* – це функція номінальної процентної ставки (R) та реального прибутку (Y), k – константа та at – динаміка темпу росту швидкості обороту грошей у обороті прибутків.

Хетцель та Мехра (1993) визначають стабільність функції попиту на гроші за наступною регресією:

$$\ln (M/P)_t = \beta_1 + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln R_t + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Вагнер (1981) визначив, що якщо ставки відсотка представлені у функції попиту на гроші, то стабільна функція попиту на гроші вже не включає грошового мультиплікатора. Бічака та Деме (1995) дослідили функцію попиту на гроші для Єгипту, Мароко та Тунісу використовуючи щоквартальні дані з 1964 по 1990 рік. Вони визначили темпи росту попиту на гроші, ставки відсотка у вітчизняній валюті, очікувані показники інфляції (EP_t), номінальний курс валют (E_t), ставки відсотка в іноземній валюті та імпортованої інфляції.

Згідно з Бічака та Деме (1995), реальний прибуток, ставка відсотка у вітчизняній валюті, очікуваний темп інфляції та номінальний курс валюти буде включено до функції попиту на гроші. Імпортована інфляція та ставка відсотка в інозем-

ній валюті виключена з визначення функції попиту на гроші в Єгипті через дві причини: (1) підвищення цін у Єгипті протягом другої половини 70-х років було частково викликане зовнішніми факторами. Протягом визначеного періоду курс валют був прив'язаний до долару, в той же час цей період свідчив про зростання темпу інфляції у світовій економіці, тому імпортована інфляція негативно впливала на внутрішню інфляцію. Хоча валютний курс був також прив'язаний до долара у 90-х роках, у більшості країн, включаючи Єгипет, темпи інфляції призупинилися. Крім того, після впровадження вільного плаваючого курсу на початку 2003 року, зміни номінального валютного курсу за довгостроковий період повинен відображати зміни у внутрішніх цінах. (2) Виключення ставки відсотка в іноземній валюті пояснюється високою взаємозалежністю між внутрішньою ставкою відсотка, ставкою відсотка по депозитам, ставкою відсотка в іноземній валюті, ставкою по федеральним фондам (66%). Відповідно, реальний попит на гроші в Єгипті можна визначити як функцію наступних показників:

$$(M/P)_t = f(Y_t, E_t, R_t, EP_t). \quad (3)$$

Очікувані показники незалежних змінних f_1 та $f_2 > 0$ та f_3 та $f_4 < 0$. Це означає, що реальний прибуток Y_t має позитивний зв'язок з реальним попитом на гроші. З підвищенням реального прибутку збільшується кількість трансакцій, проведених клієнтами, що відображається у підвищенні реального попиту на гроші. Курс валют E_t (ціна іноземної валюты – долару, та національної валюты – Єгипетського фунту), має позитивний зв'язок з попитом на гроші. Зниження валютного курсу впливає на зниження курсу національної валюты та стримує грошові кошти в національній валюті. Очікуваний темп інфляції має зв'язок з попитом на грошові залишки через очікувані високі ціни на активи.

Слідуючи дослідженням Бічака та Деме (1995), а також Аль-Саваїді та Дарата (2006), інфляція, що відбувається з запізненням (π_{t-1}) включена до функції попиту на гроші для відображення очікуваного темпу інфляції¹.

Використовуючи квартальні дані за період з 1995 по 2005 рік, можна перевірити стабільність функції попиту на гроші:

$$(RM2)_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t + \beta_3 E_t + \beta_4 R_t + \beta_5 \pi_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

¹ За гіпотезою адаптивних очікувань, очікувана інфляція (π_t^*) визначається за наступною формулою: $\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + \gamma (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*)$ або, $\pi_t^* = \gamma \pi_{t-1} + (1-\gamma) \pi_{t-1}^*$. Припускаючи, що фактор очікування (γ) = 1, або те, що очікування є миттєвими, інфляція, що відбувається з запізненням π_{t-1} , може використовуватися для визначення очікуваної інфляції.

2. Дані та методика оцінки

Джерелом даних є IFS, CD-R, 2009. Оскільки квартальні дані про реальний ВВП за період з 1995 по 2007 рік не визначені для Єгипту, у дослідженні використано статистичні методи щоб визначити квартальні дані основані на річних даних за період з 1995 по 2007 рік. Інфляція з запізненням π_{t-1} , розрахована за індексом цін на товари споживання.

Стабільність функції попиту на гроші в економіці Єгипту можна визначити за двома стадіями. По-перше, визначити довгострокову функцію попиту на гроші. По-друге, визначити довгостроковий зв'язок стійкий чи ні. Всі змінні використані у рівнянні (4) представляють логарифмічну форму прийняту для номінальної ставки відсотка та очікуваного темпу інфляції. Тест на одиничний корінь використовували для визначення реальних грошових залишків ($\ln_{RM2_t}$), реального ВВП ($\ln_{Y_t}$), курсу валют ($\ln_{E_t}$), ставки на депозити на три місяці (R_t) та коефіцієнт інфляції на товари споживання ($EP_t \equiv \pi_{t-1}$). Оскільки $\ln_{RM2_t}$, $\ln_{Y_t}$ та $\ln_{E_t}$ належать до першого порядку, тобто $I \sim (1)$, то R_t та EP_t належать до нульового порядку, тобто $I \sim (0)$.

Щоб розрахувати рівняння (4), до якого входять змінні різного порядку, повинен існувати коінтегрований взаємозв'язок. Тому, ε_t має бути незмінною¹. Згідно з тестом Йохансена змінні $\ln_{RM2_t}$, $\ln_{Y_t}$, $\ln_{E_t}$, R_t та EP_t є коінтегрованими. На основі цього, ми перевірили стабільність ε_t за наступною регресією:

$$\ln_{RM2_t} = \beta_1 + \beta_2 \ln_{Y_t} + \beta_3 \ln_{E_t} + \beta_4 R_t + \beta_5 EP_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

3. Результати оцінки

Результати рівняння (5), що представлені в таблиці 1, показують, що незалежні змінні отримали очікувані знаки та кожна з них є значною на рівні 5%, окрім показника очікуваних темпів інфляції (EP_t). За F-статистикою, регресивний зв'язок є значним.

Таблиця 1. Результати за рівнянням (5)

Залежна змінна: LN_RM2
Метод: найменших квадратів
Вибірка: 1995-2007
Використані дослідження: 51

¹ Економетричне використання терміну 'рівновага' визначає будь-які довгострокові відносини. Будь-яке співвідношення рівноваги у системі нестационарних змінних означає, що стохастична динаміка повинна бути поєднана, тобто змінні не можуть рухатися незалежно одна від одної. Цей зв'язок між стохастичними трендами робить необхідною коінтеграцію змінних. Хоча за первинним визначенням коінтеграції за Енглем та Гренджером змінні, що інтегруються належать до одного порядку, можливо знайти співвідношення рівноваги всередині групи змінних різного порядку, що інтегруються. У такому разі мова йде про мультикоінтеграцію (Ендерс, 2004).

Змінна	Коеф.	t-статистика	Імовір.
C	2.999192	3.116211	0.0032
LN_Y	0.721576	9.903468	0.0000
LN_E	0.449419	13.81152	0.0000
R	-0.034212	-4.540960	0.0000
EP	-0.003646	-1.097930	0.2779
Зважена R ²	0.990066	Інф.кр. Акіаке	-4.219712
Стат. Турбіна-Ватсона	1.265010	Крит. Шварца	-4.030318
F-статистика	1246.769	Імов. статистика	0.000000

Згідно зі зваженою R^2 , змінні використані у рівнянні (5) пояснюють 99% змін у $\ln_{RM2_t}$. На жаль, низький показник статистики Турбіна-Ватсона – це індикатор наявності серійної кореляції залишків. За LM тестом на серійну кореляцію Бройша-Готфрея визначено серійну кореляцію першого порядку у рівнянні (5).

Результати LM тесту показують, що необхідно перетворити рівняння (5) для того, щоб визначити серійну кореляцію. Єдиний метод це зробити – включити авторегресійний метод та/або ковзачи середнє значення у рівняння (5).

Після використання авторегресійного методу та перерозрахунок рівняння (5), результати, зображені у таблиці 2, показують, що всі незалежні змінні мають значний показник з очікуваним знаком та те, що регресійний зв'язок є доволі значним. В даному випадку не спостерігається серійна кореляція та регресійне рівняння відображає 99% змін у $\ln_{RM2_t}$.

Таблиця 2. Результати розрахунку рівняння (5) з авторегресійним методом

Залежна змінна: LN_RM2			
Метод: Найменших квадратів			
Вибірка (зважена): 1995-2007			
Дослідження: 50			
Об'єднання отримане після 8 повторів			
Змінна	Коеф.	t-статистика	Імовір.
C	3.306511	2.940130	0.0052
LN_Y	0.702352	8.230419	0.0000
LN_E	0.447089	11.20919	0.0000
R	-0.040070	-4.490517	0.0001
EP	-0.010566	-2.376997	0.0219
AR(1)	0.276300	1.902085	0.0637
Зважена R ²	0.991511	Інф.кр. Акіаке	-4.376875
Стат. Турбіна-Ватсона	2.031932	Крит. Шварца	-4.147432
F-статистика	1145.690	Імов. статистика	0.000000

Як зазначалося раніше, стаціонарні залишки рівняння (5) з авторегресійним методом – це показник того, що вказана регресія презентує довгий період, коінтеграцію та зв'язок реального попиту на гроші. Після визначення залишків за регресією та ADF-тестом на одиничний корінь, дійшли до висновку, що залишки є незмінними. На рисунку 1 зображено незмінну поведінку залишків з рівняння (5) з авторегресійним методом.

Другий крок – перевірити чи довгострокова функція попиту на гроші стабільна. Для визначення стабільності можна використовувати різні тести. У даному дослідженні використовується тест Чоу на стабільність параметрів та тест прогнозу Чоу.

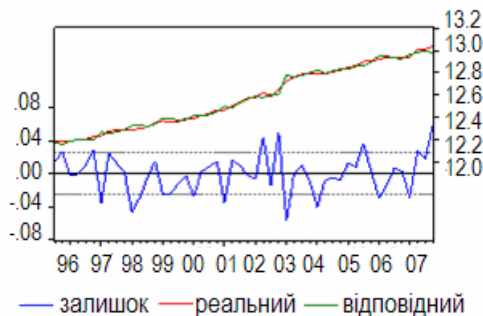


Рис. 1. Залишки за рівнянням (5) з AR

Згідно з тестом Чоу на стабільність параметрів, вибірка поділена на дві або більше підвибірки. Рівняння (5) з авторегресійним методом розраховується окремо для кожної підвибірки. Визначаємо, чи існують значні відмінності між залишками визначених рівнянь. Значні відмінності свідчать про структурну зміну у взаємозв'язку. Для тесту Чоу на стабільність параметрів використовується дві статистики: F-статистика, що ґрунтується на порівнянні обмеженої та необмеженої суми збалансованих залишків та критерії логарифмічного відношення правдоподібності, оснований на порівнянні обмеженого та необмеженого максимуму логарифмічної функції правдоподібності. Тест проводиться за нульовою гіпотезою, в якій говориться, що не існує структурної зміни серед підвибірок.

Відповідно до тесту прогнозу Чоу розраховано дві моделі – в одній використано всі дані, в іншій – деякі періоди. Значні розбіжності між залишками розрахованими за двома моделями – це показник структурної зміни. У дослідженні для тесту прогнозу Чоу використано такі ж статистики, що і для тесту на стабільність параметрів. Обмежені та необмежені логарифмічні відношення правдоподібності розглянуті за регресією всієї вибірки. Оскільки у обмеженій регресії використано початкові дані незалежних змінних, то у необмеженій регресії розглядалися несуттєві змінні для кожної одиниці прогнозу. Тест визначається за нульовою гіпотезою, в якій говориться про те, що немає структурної зміни у двох моделях.

Список використаних джерел

1. Al-Sowaidi, Saif S., & Darrat, Ali F. (2006). "Financial Innovations and the Stability of Long-Run Money Demand: Implications for the Conduct of Monetary Policy in the GCC Countries", ERF, 13th Annual Conference, Kuwait, December 16-18, 2006.
2. Anderson, Palle S. (1985). "The Stability of Money Demand Functions: An Alternative Approach", BIS Economic Papers, 14.

Використовуючи різні одиниці для визначення відбувається чи ні структурна зміна в довгостроковій функції попиту на гроші, за двома тестом Чоу на стабільність параметрів та тестом прогнозу Чоу було визначено структурну зміну (результати представлені у таблиці 3). Результати, отримані за цими двома тестами відхиляють гіпотезу про відсутність структурної зміни.

Таблиця 3. Тест Чоу на стабільність параметрів

Періоди тесту	2001	2003	2005
F-статистика	3.05	4.6	4.66
Імов. F (6,38)	0.015	0.001	0.001
Логар. віднош. правд.	19.7	27.26	27.57
Хі-квадрат (6)	0.003	0.0001	0.0001

Таблиця 4. Тест прогнозу Чоу

Періоди тесту	2001	2004	2005
F-статистика	2.24	2.18	2.17
Імов. F	0.037	0.034	0.006
Логар. віднош. правд.	68.65	40.47	37.43
Хі-квадрат	0.000	0.000	0.00

Для більш детального аналізу рівняння (5) розраховано використовуючи реальний валютний курс. Після проведення автокореляції всі змінні є значними, окрім індексу інфляції CPI (EP). Протестувавши стабільність одиниць таблиць 3 та 4, на основі тесту Чоу на стабільність параметрів та тесту прогнозу прийшли до висновку, що довгострокова функція попиту на гроші у Єгипті є не стабільною.

Висновок

Автори статті намагалися дати відповідь на питання: чи може Центральний банк Єгипту досягти встановлення стабільності цін дотримуючись режиму поточної валютної політики? Оскільки СВЕ використовує режим таргетування, відповідь на це питання залежить від того стабільна чи ні функція попиту на гроші. За умов стабільної функції попиту на гроші, СВЕ може передбачити попит на гроші, а отже, контролювати пропозицію грошей таким чином, щоб досягти стабільності цін. Якщо функція попиту на гроші не стабільна, то у СВЕ немає іншого виходу, окрім прийняття ІТ.

Використовуючи квартальні дані за період з 1995 по 2007 рік, у статті визначено довгострокову функцію попиту на гроші у Єгипті. Результати тестів показали, що функція попиту на гроші є нестабільною.

3. Awad, Ibrahim L. (2009). "Did Egypt Satisfy Prerequisites for an IT Regime?", *ACTA Oeconomica Pragensia*, No 6, pp. 63-80.
4. Batini, Nicoletta, Kuttner, Kenneth, & Laxton, Douglas (2005). World Economic Outlook: Building Institutions, Chapter IV, IMF, September, 2005. Available at: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2005/02/index.htm>
5. Bichaka, Fayissa and Deme, Mamit (1995). "Inflation, Money, Interest rate, Exchange rate and Causality: the case of Egypt, Morocco and Tunisia", *Applied Economics*, 27, pp. 1219-1224.
6. CBE (2002–2003). Economic Review, 43(4). [Online] Available at: <http://www.cbe.org.eg/Publications.htm>
7. CBE (2005). Monetary Policy Statement, June 2, 2005 (English). Available at: <http://www.cbe.org.eg/>
8. Enders, Walter (2004). *Applied Economic Time Series* (second edition), Wiley.
9. Friedman, Milton (1968). "The Role of Monetary Policy", *The American Economic Review*, Vol. LVIII, No. 1, pp. 1-17.
10. Hetzel, Robert L. (1984). "Estimating Money Demand Functions", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 16(2), pp. 185-193.
11. IMF (2007). "Arab Republic of Egypt: Selected Issues", IMF Country Report No. 07/381, December 2007, Washington, DC: IMF.
12. Mehra, Yash P. (1993). "The Stability of the M2 Demand Function: Evidence from an Error-correction Model", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25(3), pp. 455-460.
13. Mishkin, Frederic S., & Schmidt-Hebbel, Klaus (2000). "One Decade of Inflation Targeting in the World: What Do We Know and What Do We Need to Know?", NBER Working Paper No. 8397. Available at: <http://www.nber.org/papers/w8397>
14. Wagner, Jun R. (1981). "Some Implications of a Stable Demand for Money Function", *Southern Economic Journal*, 48(2), pp. 499-501.

Отримано 30.01. 2010

Переклад з англ. Лисенко Ю.