

УДК 336.741.237.1

С.А. Ніколайчук, Національний банк України

КОІНТЕГРАЦІЙНИЙ АНАЛІЗ ПОПИТУ НА ГРОШІ

Постановка проблеми. Гроші – ключовий елемент в структурі монетарної політики більшості центральних банків [5]. Це твердження базується на припущенні, що інфляція в основному є монетарним феноменом, тобто гроші виступають “номінальним якорем” в монетарній політиці тих центральних банків, метою яких є цінова стабільність. Наявність стабільного зв’язку між грошовим ринком з рівнем цін та деякими пояснюючими змінними є основною передумовою для використання монетарних агрегатів як проміжних цілей при проведенні монетарної політики. Стабільність цього зв’язку зазвичай оцінюється в структурі попиту на гроші.

Формулювання цілей статті. Метою даної роботи є, по-перше, оцінка довгострокового зв’язку попиту на гроші в контексті структури єдиного рівняння з використанням засобів коінтеграційного аналізу, запропонованих Інглом і Грейджером [2]. Для ідентифікації кількості коінтеграційних векторів ми використаємо тестову процедуру Йохансена [4]. По-друге, проводиться оцінка короткострокової функції попиту на гроші з використанням моделей корегування похибок (ЕСМ – error correction model).

Проведений економетричний аналіз базується на декількох теоретичних концепціях попиту на гроші. Використання коінтеграційної техніки і векторної моделі з механізмом корегування рівноваги дозволило виявити наявність і напрямок зв’язку між грошовою масою та факторами, що визначають її динаміку.

Виклад основного матеріалу. Гроші – це сучасний засіб обміну і стандартизована одиниця, в якій виражаються ціни та борги. В основному вони виконують основні функції – засобу обміну, одиниці обліку і ресурсу для різноманітних платежів. Еволюція теорій попиту на гроші почалась з класичної школи.

Класична теорія запропонувала деякі важливі погляди на концепцію грошового попиту, особливо через роботи Пігу. Теорія залишків економістів Кембріджського університету визначила попит на гроші як суспільний попит на касові залишки і встановила формальний зв’язок між попитом на гроші та реальним доходом. Кейнс виходив з кембріджського підходу і розвивав теорію грошового попиту на основі очевидних мотивів, якими керуються люди при

утриманні грошей, і формально подав процентну ставку як додаткову пояснюючу змінну при визначенні попиту на реальні залишки.

Посткейнсіанці створили велику кількість моделей для надання альтернативних пояснень формули, що пов'язує реальні касові залишки з реальним доходом і процентними ставками. Функція грошей як засобу обміну зумовила появу теорій управління запасами, в яких наголошувалося на відомих трансакційних витратах, і моделей застережного попиту на гроші, які передавали концепцію непевненості іншим моделям трансакційних витрат. Моделі руху готівки також використовували функцію грошей як засобу обміну. Функція грошей як активу призвела до появи портфельного підходу, який оцінював попит на гроші як результат оптимізації структури портфеля, де гроші утримувались як частина активів, які мають різні характеристики доходності та ризику. Моделі зміни поколінь призвели до екстремального випадку через повне ігнорування ролі грошей як засобу обігу і використання їх лише як активів. Теорія споживчого попиту зберігає характеристики портфельного підходу, але гроші розглядає як і будь-який інший споживчий товар та аналізує попит на них з погляду максимізації корисності. В результаті всі ці моделі можуть бути об'єднані в три окремі структури, а саме: трансакційні, портфельні та споживчого попиту.

Цікаво, що хоча всі моделі аналізували попит на гроші під різним кутом, отримані висновки були майже однакові. У всіх випадках оптимальна величина реальних грошових залишків обернено залежить від рівня доходності прибуткових активів, тобто процентної ставки, і прямо залежить від реального доходу. Відмінності, звичайно, з'являються в межах використання відповідної трансакційної (масштабної) змінної і альтернативної вартості грошей. Емпіричний аналіз оцінки попиту на гроші використовує цей висновок як початкову точку.

В цій роботі ми використовуємо місячні дані – з січня 1996 року по березень 2004 року. Це не оптимальний варіант для дослідження, оскільки якість кварталних або річних даних, особливо для доходу, краща, ніж для місячних рядів. Однак короткі часові ряди є основною проблемою для використання кварталних та річних даних.

В табл. 1 наведені показники, які використовуються в подальшому дослідженні. Всі змінні тут, крім процентних ставок, є логарифмами відповідних економічних показників.

Таблиця 1

Визначення змінних*

Змінні	Визначення
m_0, m_1, m_2, m_3	грошові агрегати. Джерело: НБУ
rm_0, rm_1, rm_2, rm_3	реальні грошові агрегати в цінах січня 1996 року. Джерело: НБУ, власні розрахунки
p	індекс споживчих цін; січень 1996 року = 100. Джерело: Держкомстат, власні розрахунки
y	ВВП в цінах січня 1996 року. Джерело: Держкомстат, власні розрахунки
i_{ref}	середній за період (місяць) номінальний обмінний курс долара США. Джерело: НБУ
i_{cred}	середня процентна ставка банків України за наданими кредитами за період (місяць). Джерело: НБУ
i_{dep}	середня процентна ставка банків України за наданими кредитами за період (місяць). Джерело: НБУ
$pfts$	середній рівень ПФТС-індексу за місяць. Джерело: ПФТС, власні розрахунки

* Всі змінні, крім процентних ставок, виражені логарифмами.

Визначення порядку інтегрованості досліджуваних змінних – один з найважливіших етапів даного дослідження, оскільки дослідження довгострокових зв'язків у рамках коінтеграційного аналізу припускає, що досліджувані змінні мають однаковий порядок інтегрованості. Рівні основних змінних, безумовно, є нестационарними, однак для перших різниць картина не очевидна (рис. 1). Для ВВП це питання залишається відкритим і для рівнів. Формальним критерієм для перевірки рядів на стаціонарність є розширений тест Дікі-Фуллера (ADF) [1]. Результати тестів наведені в табл. 2.

На основі результатів тесту можна зробити висновок, що перші різниці грошових агрегатів, а також більшості факторів, що визначають їх динаміку, є стаціонарними величинами з постійними середніми і мають порядок інтегрованості $I(0)$. Отже, їх рівні мають порядок інтегрованості $I(1)$, хоча змінні процентних ставок є стаціонарними процесами у рівнях, тобто є $I(0)$. Це дозволяє використовувати коінтеграційний аналіз при дослідженні довгострокового зв'язку між грошовими агрегатами та економічними змінними.

Вибір пояснюючих змінних і довжини їхнього лагу має критичне значення для наступного аналізу довгострокових зв'язків. У прикладних дослідженнях з цією метою використовуються різні інформаційні критерії чи метод “від загального до часткового”.

Для дослідження інформаційного наповнення різних економічних змінних ми використовували каузальні тести Грейнджера [3]. Ця техніка дозволяє ідентифікувати змінні, що дають важливу

інформацію для прогнозування майбутніх рівнів грошової маси, а також про ступінь впливу грошових агрегатів на інші економічні показники.

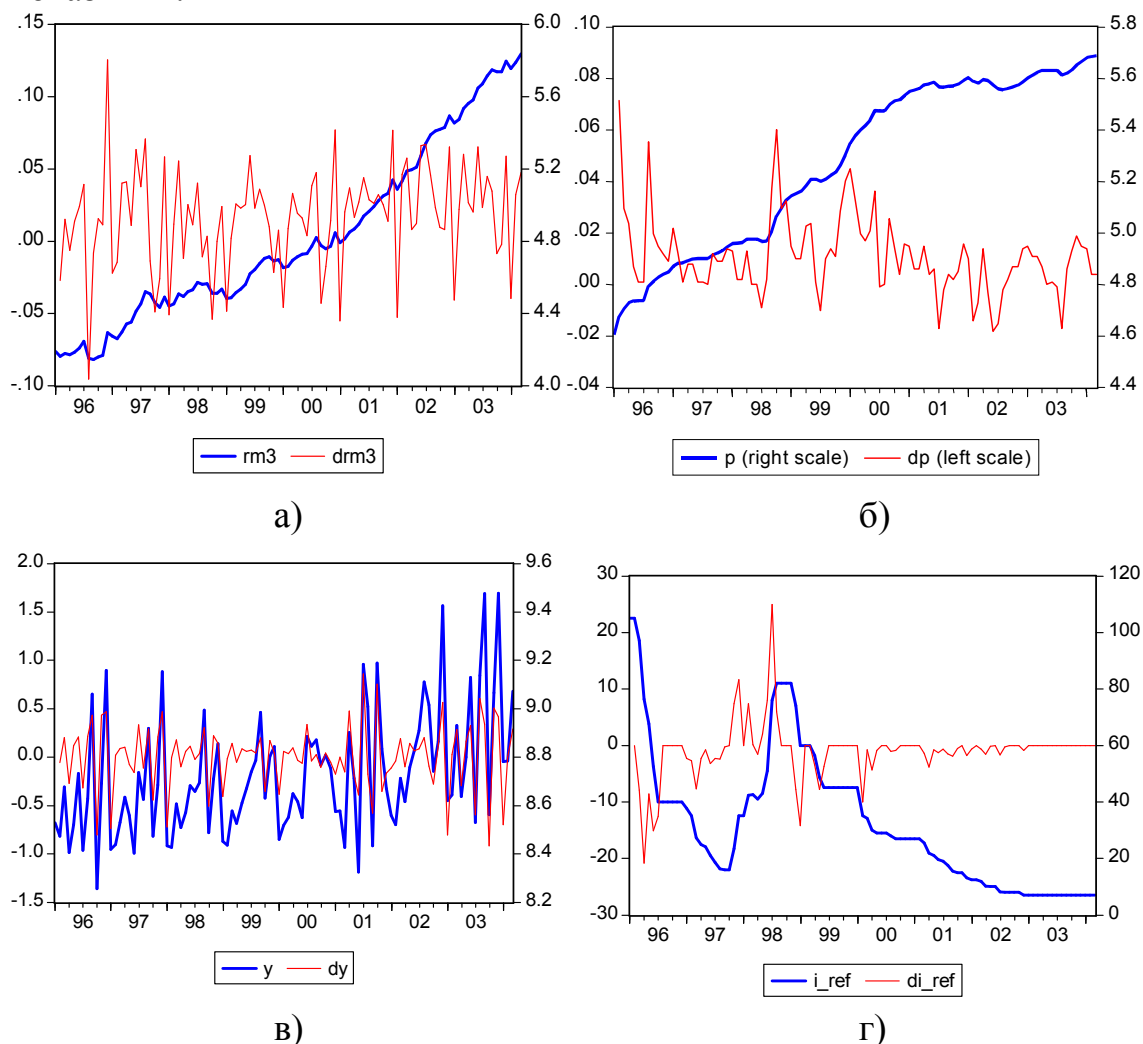


Рис. 1. Рівні та перші різниці основних змінних: а – реальної грошової маси; б – цін; в – доходу; г – процентної ставки

Спочатку розрахували F-статистики для нульової гіпотези про не причинність за Грейджером відповідної індикативної змінної і підрахували граничні рівні значущості (p-values) для двозмінних каузальних тестів за Грейджером для лагів від 1 до 12. Чим менші ці значення, тим більший прогнозний зміст відповідного індикатора для монетарного показника.

Після проведення тестів для всіх грошових агрегатів виявилось, що найтісніший взаємозв'язок спостерігається між економічними показниками та широкими грошима – агрегатом М3. І тому подальше наше дослідження буде сконцентроване саме на моделюванні цього показника.

Результати, представлені в таблиці, показують, що залежність між ВВП і грошовою масою є двосторонньою, але якщо на агрегат МЗ впливають всі значення ВВП, починаючи з другого лагу, то тільки деякі лагові значення МЗ впливають на ВВП. Перший раз вплив зміни МЗ відчувається через місяць, а потім лише через півроку. При виборі масштабної змінної, як і очікувалось, беззаперечну перевагу має ВВП, оскільки основний вплив розвитку промислового випуску, сільськогосподарської продукції та роздрібної торгівлі відчувається лише через півроку. В той же час слід відмітити, що зміни широких грошей найбільше впливають на обсяг промислової продукції.

Таблиця 2

Результати перевірки рядів на стаціонарність за допомогою розширеного тесту Дікі-Фуллера

t-ADFGLS		
Змінна	Константа і тренд	Константа
<i>P</i>	-0,845659(1)	-1,392419(1)
<i>m0</i>	-3,328919(0)*	-0,945489(1)
<i>m1</i>	-3,006512(0)	-0,126193(2)
<i>m2</i>	-2,444835(0)	1,219446(2)
<i>m3</i>	-2,539109(0)	1,144899(2)
<i>rm0</i>	-1,902327(0)	-0,365043(0)
<i>rm1</i>	-1,246252(0)	1,537621(0)
<i>rm2</i>	-1,246252(0)	1,537621(0)
<i>m3</i>	-1,253452(0)	1,51134(0)
<i>y</i>	-6,394447(8)**	-2,979213(9)**
<i>e</i>	-1,230433(2)	-0,525507(2)
<i>pfts</i>	-2,345437(0)	-0,387040(0)
<i>i_ref</i>	-3,620821(1)**	-3,318491(1)**
<i>i_cred</i>	-4,890560(0)**	-3,620390(0)**
<i>i_dep</i>	-6,155706(0)**	-4,112669(1)**
<i>dp</i>	-6,534042(0)**	-6,454172(0)**
<i>dm0</i>	-12,66095(0)**	-12,68129(0)**
<i>dm1</i>	-9,412961(1)**	-9,471408(1)**
<i>dm2</i>	-9,389620(1)**	-12,44278(0)**
<i>dm3</i>	-9,548687(1)**	-9,438718(1)**
<i>drm0</i>	-11,25148(0)**	-11,30987(0)**
<i>drm1</i>	-10,83738(0)**	-10,52359(0)**
<i>drm2</i>	-10,83738(0)**	-10,52359(0)**
<i>drm3</i>	-10,85522(0)**	-10,55681(0)**

<i>dy</i>	-5,551879(8)**	-5,678467(8)**
<i>de</i>	-6,381550(1)**	-6,277138(1)**
<i>dpfts</i>	-7,244653(0)**	-6,709003(0)**

** і * позначає значущість на 1 % і 5 % рівні відповідно; в дужках зазначена кількість лагів.

Таблиця 3

**Результати перевірки взаємовпливу змінних
за допомогою тесту Грейнджера, %***

Lags	Y		ind		agr		turn		p		i_ref		i_dep		i_pfts		e	
	y to rm3	rm3 to y	ind to rm3	rm3 to ind	agr to rm3	rm3 to agr	ind to rm3	rm3 to ind	p to rm3	rm3 to p	i_ref to rm3	rm3 to i_ref	i_dep to rm3	rm3 to i_dep	pfts to rm3	rm3 to pfts	e to rm3	rm3 to e
1	35,95	39,90	8,97	18,89	21,49	86,24	5,57	90,25	0,01	9,17	1,55	13,48	3,77	87,71	65,26	32,37	7,52	54,54
2	0,18	2,42	11,87	34,97	16,50	45,62	1,54	62,96	0,00	3,46	1,75	16,12	2,40	97,48	29,63	74,92	16,40	55,86
3	0,60	5,20	3,01	0,15	13,13	46,97	4,27	29,93	0,02	5,63	12,25	37,79	10,59	99,63	17,18	74,56	13,53	76,91
4	1,22	8,96	5,26	0,00	20,42	11,18	6,35	22,17	0,05	13,77	13,47	48,69	18,34	96,24	26,18	53,18	18,27	88,99
5	2,32	11,24	9,75	0,01	20,81	13,49	8,88	29,12	0,11	22,40	6,11	67,84	10,65	97,77	31,47	67,06	24,04	95,67
6	0,26	9,08	2,87	0,01	0,00	0,45	2,85	20,56	0,28	4,33	8,47	67,75	3,88	74,52	36,48	57,95	38,56	85,66
7	0,01	0,52	0,44	0,04	0,00	2,06	0,01	5,70	0,06	8,16	5,77	59,70	1,66	83,09	32,89	47,67	21,58	92,56
8	0,01	0,81	0,56	0,03	0,00	25,63	0,03	11,19	0,26	16,60	1,58	25,62	2,23	86,13	35,67	48,80	18,86	91,16
9	0,02	8,58	0,00	0,03	0,00	10,40	0,06	15,28	0,17	25,64	1,16	13,99	4,73	69,08	79,78	71,05	20,25	94,84
10	0,06	9,36	0,03	0,34	0,00	11,93	0,03	14,20	0,42	32,83	0,65	13,83	4,22	75,77	82,37	48,63	26,29	93,24
11	0,02	4,51	0,06	0,04	0,00	75,49	0,00	0,00	0,34	22,51	0,40	12,69	6,18	82,80	76,04	47,83	15,95	53,27
12	3,18	1,74	1,84	1,05	0,02	35,03	0,01	1,92	22,28	19,05	20,98	18,85	51,56	80,30	26,64	35,01	42,04	42,72

* Виділені значущі зв'язки на 5 %-му рівні.

Серед показників альтернативної вартості грошей на першому місці знаходиться інфляція, для якої значущими є лаги від 1 до 11. Також досить сильно впливають на грошову масу процентні ставки. Найбільш доцільно, на наш погляд, для подальшого дослідження використовувати середню ставку за депозитами комерційних банків. Використання як показника альтернативної вартості грошей дохідності українського фондового ринку або валютного курсу, як видно з таблиці, недоцільно через незначущий вплив цих факторів на динаміку грошового агрегату МЗ. Це можна пояснити нерозвиненістю фондового ринку, тобто коли населення не може використовувати акції як альтернативний до грошей актив, а також політикою Національного банку України щодо стабільності валютного курсу, тобто коли втрачається будь-який зв'язок між стабільним валютним курсом і динамічною грошовою масою.

Враховуючи вищенаведене, для оцінки довгострокового рівня попиту на гроші ми запропонували таку модель:

$$m3 = \alpha_0 + \alpha_1 * y + \alpha_2 * i_{dep} + \alpha_3 * p. \quad (1)$$

Для тестування лагової структури були використані критерії Шварца, Акайке, максимальної правдоподібності. Найкращі значення цих критеріїв були отримані при використанні 2-лагової моделі (табл. 4).

Таблиця 4

Результати тестування лагової структури за допомогою інформаційних тестів

Критерій	Кількість лагів			
	1	2	3	4
Log likelihood	262,8014	310,1235	306,3701	299,6911
Akaike AIC	-5,00621	-5,71091	-5,35516	-4,9296
Schwarz SC	-4,47535	-4,74928	-3,95725	-3,08977

Такі ж результати дає і застосування тесту Вальда: значущими є коефіцієнти при першому і другому лагах, а при третьому вони вже статистично незначущі (табл. 5).

Наступним важливим етапом дослідження є перевірка часових рядів на коінтеграцію, яка є статистичним вираженням концепції довгострокового зв'язку між змінними. Перевірка довгострокового коінтеграційного зв'язку між попитом на гроші, інфляцією, ВВП, середньою відсотковою ставкою за депозитами була здійснена на основі VAR процедури Йохансона з використанням 2-ї лаги, константи і сезонних змінних. Основні результати подані в табл. 6.

Для визначення кількості векторів коінтеграції в рядах динаміки спочатку перевіряється нульова гіпотеза, коли не існує векторів коінтеграції, проти альтернативної гіпотези, коли існує один такий вектор. Нульова гіпотеза відкидається, оскільки розраховане значення критерію (75,04) більше критичного значення (70,05), звідки випливає, що існує щонайменше один вектор коінтеграції. Однак нульова гіпотеза

підтверджується у випадку з альтернативною гіпотезою про два і більше векторів. Тобто існує лише один вектор коінтеграції.

Таблиця 5

**Результати тестування лагової структури
за допомогою тесту Вальда**

	D(RM3)	D(Y)	D(P)	D(I_DEP)	Joint
DLag 1	9,661252	25,84452	37,8337	24,18191	87,09412
	[0,046537]	[3,40E-05]	[1,21E-07]	[7,34E-05]	[8,55E-12]
DLag 2	9,419879	31,08931	12,02281	9,12687	50,71587
	[0,051420]	[2,94E-06]	[0,017182]	[0,058005]	[1,76E-05]
DLag 3	4,383708	5,493846	4,567519	4,973961	17,83154
	[0,356560]	[0,240271]	[0,334616]	[0,289980]	[0,333854]
df	4	4	4	4	16

Таблиця 6

**Результати перевірки на коінтеграцію
за допомогою тесту Йохансона**

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0,290947	75,03399	62,99	70,05
At most 1	0,283082	42,02678	42,44	48,45
At most 2	0,072551	10,07859	25,32	30,45
At most 3	0,029232	2,848153	12,25	16,26

Коінтеграційне рівняння, що відображає довгостроковий зв'язок досліджуваних показників має такий вигляд:

$$rm3 = \alpha 0 + 0,6587 * y - 0,0153 * i_dep - 1,1852 * p + 0,0243 @ trend. \quad (2)$$

Суттєва відмінність від попередніх досліджень попиту на гроші є введення в модель трендової компоненти, що значно покращує статистичні властивості оціненого рівняння. Значущість трендової компоненти в рівнянні можна пояснити процесами ремонетизації економіки, що тривають в Україні з середини 90-х років (рис. 2).

Коефіцієнти рівняння (2) підтверджують теоретичні припущення моделей попиту на гроші: всі змінні в цьому рівнянні мають правильні знаки, а коефіцієнт при змінній доходу знаходиться між 0,5 (відповідно до теорій запасів) і 1 (відповідно до транзакційних теорій), досягаючи таким чином компромісу між різними теоретичними концепціями попиту на гроші.

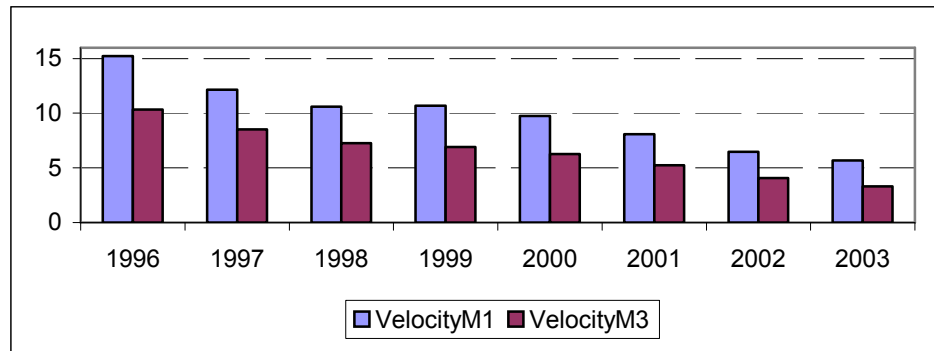


Рис. 2. Швидкість грошей

Коінтегрованість цих змінних дає можливість застосувати потужний апарат моделей корегування помилок, які враховують не лише довгострокові зв'язки, а й короткострокові ефекти. Для цього проводиться оцінка рівняння:

$$\begin{aligned} \Delta rm3_t = & \alpha_0 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \alpha_{1i} \Delta rm3_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \alpha_{2i} \Delta y_{t-i} + \\ & + \sum_{i=1}^2 \alpha_{3i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \alpha_{4i} i_{-dep_{t-i}} + \sum_{i=1}^{11} \alpha_{5i} SD_i + \beta \end{aligned} \quad (3)$$

Таблиця 7

Динаміка попиту на гроші

Змінна	Коефіцієнт	t-статистика	Змінна	Коефіцієнт	t-статистика
<i>CointEq1</i>	-0,03766	[-0,67871]	Січень	-0,09302	[-5,58456]
<i>d(rm3(-1))</i>	-0,00879	[-0,06240]	Лютий	-0,04944	[-2,60699]
<i>d(rm3(-2))</i>	0,217064	[1,51787]	Березень	-0,01161	[-0,82103]
<i>d(y(-1))</i>	-0,01137	[-0,42944]	Квітень	-0,0364	[-2,13069]
<i>d(y(-2))</i>	-0,01732	[-1,08478]	Травень	-0,03537	[-2,15428]
<i>d(p(-1))</i>	-0,67012	[-2,07153]	Червень	-0,01464	[-1,00330]
<i>d(p(-2))</i>	0,548916	[1,68638]	Липень	-0,02174	[-1,34783]
<i>d(i_dep(-1))</i>	0,000803	[0,68508]	Серпень	-0,05066	[-3,20650]
<i>d(i_dep(-2))</i>	0,002038	[1,82571]	Вересень	-0,04794	[-3,23492]
<i>Константа</i>	0,0566	[4,82893]	Жовтень	-0,06689	[-4,90525]
			Листопад	-0,05711	[-4,08104]
Сумарні статистики					
<i>Adj. R-squared</i>			0,541076		
<i>F-statistic</i>			6,600288		
<i>Log likelihood</i>			232,235		
<i>Akaike AIC</i>			-4,40073		
<i>Schwarz SC</i>			-3,83978		
<i>Durbin-Watson stat</i>			1,961136		

З оцінених коефіцієнтів регресії (табл. 7) можна зробити висновок, що приблизно 3,8 % відхилення від довгострокового тренду попиту на гроші елімінується протягом першого періоду. Це досить низький показник, який свідчить про незначну швидкість повернення грошової маси до рівноважного тренду. Крім того, деякі параметри моделі є незначущими. Все це свідчить, що

на відміну від довгострокового рівняння, короткостроковий вплив масштабних змінних і змінних альтернативної вартості грошей не досить стабільний, тобто на відхилення грошової маси від довгострокового рівня впливають інші шоки.

Висновки. Проведений коінтеграційний аналіз попиту на гроші (МЗ) в 1996-2004 роках в Україні свідчить про наявність довгострокового зв'язку попиту на гроші із змінними доходу та альтернативної вартості грошей, рівень якого погоджується з економічною теорією. Зокрема еластичність за доходом дорівнює 0,65, що є компромісом між теоріями запасів ($E = 0,5$) і транзакційними теоріями ($E = 1$). Цінова еластичність трохи більша за одиничну, а процентна ставка за депозитами, виступаючи як альтернативна вартість грошей, негативно впливає на попит грошей. Зміни номінального валютного курсу та дохідність на вітчизняному фондовому ринку не мають значного впливу на динаміку грошового попиту.

Корегування похибок довгострокового попиту на гроші, яке використане в моделі динаміки короткострокового попиту на гроші, свідчить про незначущість короткострокових ефектів пояснювальних змінних.

Список літератури

1. Dickey, D.A and Fuller, W.A. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" // *Econometrica*, 1981, № 49, p. 1057-1072.
2. Engle, R.F. and Granger, C.W.J. "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" // *Econometrica*, 1987, № 55, p. 251-276.
3. Granger, C.W.J. "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables" // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1986, № 48, p. 213-228.
4. Johansen, S. "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors" // *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, № 12, p. 231-254.
5. Sriram, S.S. "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Emperical Work with Special Reference to Error-Correction models" // IMF Working Paper, 1999.

Ніколайчук, С. А. Коінтеграційний аналіз попиту на гроші [Текст] / С. А. Ніколайчук // Проблеми і перспективи розвитку банківської системи України / Державний вищий навчальний заклад «Українська академія банківської справи Національного банку України». – Суми, 2008. – Т. 12. – С. 131–141.