

ПОПИТ НА ГРОШІ. ІЛЮСТРАЦІЯ КЛАСИЧНОГО ПІДХОДУ

Стаття присвячена проблемам моделювання функції, попиту на гроші, що базується на класичному підході з застосуванням механізму часткового пристосування. Оцінена довгострокова функція попиту на гроші та функція короткострокового пристосування для України на основі квартальних даних за період 1992.4—2000.1. Перевірена чутливість попиту на гроші до факторів, що його визначають. Запропоновано модифікацію базової моделі, яка більш успішно може бути використана для передбачення майбутнього попиту на гроші.

Для успішного проведення монетарної політики важливо не тільки виявити фактори, які визначають попит на гроші, а й коректно оцінювати майбутній попит на гроші. Ефективним інструментом оцінювання майбутнього попиту на гроші є застосування механізму часткового пристосування, який дає змогу одночасного оцінювання довгострокової та короткострокової функції попиту на гроші, а також розрахунку довгострокових та короткострокових коефіцієнтів еластичностей попиту на гроші від різних факторів. Застосування механізму часткового пристосування вважається класичним підходом при економетричному моделюванні попиту на гроші в сталих економіках, тому важливо перевірити ефективність його дії при моделюванні попиту на гроші для країн з перехідною економікою, таких, наприклад, як Україна.

Щоб теоретично сформулювати класичну функцію попиту на гроші, звернемось до теорії Баумоля [1], яка описує створення попиту на гроші економічними агентами. Згідно з моделлю Баумоля, фірма повинна робити фіксовані поточні випла-

ти, обчислені в реальних величинах, в обсязі "Y" за період. Фірма може тримати свої активи у вигляді грошей або облігацій, що приносять процент "r" за період. Обмінюючи облігації на гроші, фірма має витрати у вигляді постійної реальної брокерської ставки у розмірі "c". Тепер визначимо оптимальну кількість реальних грошей (RM), яку фірмі треба мати. Обчислення виходить із ідеї мінімізації сукупних витрат (TC), де сукупні витрати — це сума всіх брокерських витрат, $c(Y/RM)$, та сукупні можливі втрати від зберігання грошей, $r(RM/2)$, або

$$TC = c(Y/RM) + r(RM/2).$$

Якщо фірма тримає всі свої активи у вигляді облігацій, то можливі витрати зберігання грошей дорівнюють нулеві і сукупні витрати дорівнюють брокерській ставці "c", помноженій на кількість разів, потрібних фірмі для обміну облігацій на гроші, "P/RM". Якщо фірма тримає всі свої активи грошах, тоді брокерські витрати дорівнюють нулю, а сукупні витрати еквівалентні можливим втратам від зберігання грошей, що дорівнюють пр

центній ставці на облігації "r", помноженій на середнє реальне грошове зберігання, $RM/2$.

Оптимальна кількість грошей, яку потрібно тримати, визначимо, взявши похідну функції сукупних витрат по RM і прирівнявши її до нуля.

$$\partial TC / \partial RM = -cY / RM^2 + r/2 = 0$$

$$RM^* = (2cY/r)^{0,5},$$

$$\text{або } \ln RM^* = \ln(2c)^{0,5} + 0,5 \ln P - 0,5 \ln r,$$

де $\ln(2c)^{0,5}$ є константою.

Еластичність по доходу оптимального чи бажаного попиту на гроші, RM^* , дорівнює 0,5, а еластичність оптимального попиту на гроші по процентній ставці дорівнює - 0,5. Як зазначено в [2], ці еластичності можуть змінюватися, якщо врахувати "спекулятивний" мотив у додаток до трансакційного".

Виходячи з вищенаведеного, можна сформулювати наступну агреговану функцію попиту на гроші

$$\ln RM_t^* = \alpha + \beta \ln Y_t + \gamma \ln R_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

де RM_t^* — оптимальний, бажаний чи рівноважний рівень попиту на реальні гроші; Y_t — обсяг трансакцій, вимірюваний реальним доходом чи ВВП; R_t — можливі витрати зберігання грошей, вимірювані процентною ставкою по кредитах; β — еластичність попиту на гроші по доходу (в рівновазі); γ — еластичність попиту на гроші по процентній ставці (в рівновазі).

За теорію ми очікуємо β додатним, а γ — від'ємним. Функція попиту на гроші сформульована в логарифмічному виді та залежить від доходу та процентної ставки.

Оцінка функції попиту на гроші для української економіки

Оскільки бажаний попит на гроші не можна спостерігати, ми не зможемо оцінити рівність (1) без деяких припущень. Функція (1) показує, що зміна реального ВВП чи процентної ставки впливає на новий рівноважний рівень попиту на гроші. Але як швидко економічні агенти змінюють свій наявний рівень зберігання грошей і пристосовують його до бажаного попиту на гроші або до нового стану рівноваги? Припустимо, що це робиться миттєво, отже:

$$\ln RM_t^* = \ln RM_t \quad (2)$$

де RM_t — наявний попит на реальні гроші (агрегат $M2$, поділений на дефлятор ВВП, 1990 = 1,0), який можна прослідкувати. Згрупувавши (1) та (2), маємо:

$$\ln RM_t = \alpha + \beta \ln Y_t + \gamma \ln R_t + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

Методом найменших квадратів (МНК) аналог функції (3) було оцінено для періоду 1992.4—2000.1 (значення t-статистики в дужках):

$$\ln RM_t = 3,185 + 1,195 \ln Y_t -$$

$$- 0,344 \ln R_t - 0,601 \text{DUMMY95.}$$

$$(3,965) \quad (6,762)$$

$$(-4,034) \quad (-4,034)$$

$$R^2 = 0,915, \quad DW = 0,99,$$

$$F\text{-стат.} = 93,46, \quad n = 30,$$

де RM_t — наявний попит на реальні гроші (агрегат $M2$ (тис. грн.), поділений на дефлятор ВВП, 1990 = 1,0); Y_t — реальний ВВП в цінах 1990 року (млрд грн.); R_t — процентна ставка по кредитах (%); змінна DUMMY95 є бульовою змінною (дорівнює нулю до 1 кварталу 1995 року та одиниці, починаючи з цієї дати) і введена в модель, щоб відобразити зміну тенденції попиту на гроші в українській економіці, що відбулася на початку 1995 року.

Статистика Дарбіна—Уотсона ($DW = 0,99$) є низькою. Це значить, що існує проблема автокореляції першого порядку, $E(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{1t-1}) \neq 0$. Автокореляція може означати, що в моделі (3) є помилка специфікації через невключення важливої змінної чи неправильну функціональну форму. Ми вважаємо, що помилка специфікації в нашому випадку виникає через виключення з моделі процесу короткострокового пристосування, оскільки некоректно вважати, що економічні агенти можуть миттєво пристосувати свої наявні грошові збереження до бажаного чи рівноважного рівня. Як зазначено в класичній роботі з оцінки функції попиту на гроші [4], існують певні портфельні витрати на пристосування, тому економічні агенти повністю пристосовують наявний попит на гроші до бажаного чи рівноважного тільки через деякий час. Отже, функція (1) — це функція довгострокового рівноважного попиту на гроші, яку треба поєднати з короткостроковою, щоб отримати загальну. Для врахування короткострокової динаміки, використаємо процес часткового пристосування:

$$\ln RM_t - \ln RM_{t-1} = \lambda (\ln RM_t^* - \ln RM_{t-1})$$

$$\text{або } \ln RM_t = \lambda \ln RM_t^* + (1 - \lambda) \ln RM_{t-1} \quad (4)$$

де λ — швидкість пристосування, що перебуває в межах від нуля до одиниці, якщо короткостроковий процес пристосування є динамічно стійким. Це значить, що наявний попит на гроші через певний період зрівняється з бажаним чи рівноважним і встановиться довгостроковий рівноважний зв'язок.

Згрупувавши довгостроковий рівноважний зв'язок (1) із короткостроковим процесом пристосування (4), отримаємо:

$$\ln RM_t = \alpha' + \beta\lambda \ln Y_t + \gamma\lambda \ln R_t + (1 - \lambda)\ln RM_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

де

$\beta\lambda = \beta_0$ — миттєва (в миттєвому кварталі) еластичність попиту на гроші по доходу;

$\beta\lambda(1 - \lambda) = \beta_1$ — еластичність попиту на гроші по доходу в першому кварталі;

$\beta\lambda(1 - \lambda)^2 = \beta_2$ — еластичність попиту на гроші по доходу в другому кварталі;

$\beta\lambda(1 - \lambda)^3 = \beta_3$ — еластичність попиту на гроші по доходу в третьому кварталі;

$\hat{\beta} = \beta_0 / \lambda$ — сукупна (довгострокова) еластичність попиту на гроші по доходу;

$\gamma\lambda = \gamma_0$ — миттєва еластичність попиту на гроші по процентній ставці;

$\gamma\lambda(1 - \gamma) = \gamma_1$ — еластичність попиту на гроші по процентній ставці в першому кварталі;

$\gamma\lambda(1 - \gamma)^2 = \gamma_2$ — еластичність попиту на гроші по процентній ставці в другому кварталі;

$\gamma\lambda(1 - \gamma)^3 = \gamma_3$ — еластичність попиту на гроші по процентній ставці в третьому кварталі;

$\hat{\gamma} = \gamma_0 / \lambda$ — сукупна (довгострокова) еластичність попиту на гроші по процентній ставці.

$$\alpha' = \alpha * \lambda.$$

λ — це швидкість пристосування, а $(1 - \lambda)$ — коефіцієнт пристосування. Тобто, коли $\lambda = 1$, то 100 % впливу доходу та процентної ставки на попит на гроші відбувається зразу (випадок рівності (3)). Взагалі, коли λ близьке до одиниці, менше часу потрібно для того, щоб наявний попит пристосувати до бажаного чи рівноважного. А коли λ близьке до нуля, час (кількість кварталів), що необхідний для пристосування наявного попиту до бажаного чи рівноважного, значно зростає. Модель (5), що поєднує довгострокове рівноважне відношення (1) із короткостроковою динамікою (4), є динамічно стійкою, якщо $(1 - \lambda)$ перебуває між нулем і одиницею.

Слід зазначити, що параметри моделі (5) можна розраховувати за методом найменших квадратів, тому що в нашому випадку динамічність моделі впливає з використання механізму часткового пристосування, який на відміну від багатьох інших, наприклад механізму адаптивних очікувань, не трансформує випадкову величину до авторегресійного процесу першого порядку. Необхідно бути дуже обережними в висновках при трансформуванні моделей за допомогою різних механізмів:

адаптивних очікувань, часткового пристосування та ін., тому що концептуально це різні речі, хоча загальний вигляд моделі ми можемо отримати однаковий.

Функція (5) була оцінена МНК за період 1992.4—2000.1 (в дужках наведено значення і-статистики):

$$\ln RM_t = 2,794 + 0,655 \ln Y_t - 0,315 \ln R_t + 0,363 \ln RM_{t-1} - 0,476 \text{DUMMY95}$$

(3,986) (2,831) (-4,585)
(3,394) (-3,581)

$$R^2 = 0,92, \quad DW = 1,67, \quad F\text{-стат.} = 68,87, \quad n = 29.$$

Як можна побачити, значення статистики Дарбіна—Уотсона (DW) дорівнює 1,67, але вона не означає автокореляцію першого порядку, бо модель (5) є динамічною моделлю. В такому випадку замість статистики DW необхідно використовувати h-тест Дарбіна, який базується на нормальному (ζ) розподілі [7]:

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n(\text{var}(\hat{\eta}))}},$$

де $\hat{\rho} = 1 - \frac{1}{2} DW$, $n (= 29)$ — кількість спостережень;

$\hat{\eta}$ — оцінений коефіцієнт при лаговій змінній ($\ln(RM_{t-1})$) в моделі, тобто $\hat{\eta} = (1 - \hat{\lambda})$, $\hat{\sigma}_{\hat{\eta}} = 0,107$.

Відповідно, розраховане значення h-статистики дорівнює 1,085, що менше за 1,28 критичного значення нормального закону розподілу при 10 % рівні значимості. Це свідчить про відсутність автокореляції першого порядку на рівні значимості 10 %. Аналогічні висновки можна зробити при використанні Брьош-Годфрей (Breusch-Godfrey) тесту (LM-тесту) перевірки на серійну кореляцію (p-value = 0,16 (16%) > 10%). Відсутність проблеми автокореляції в моделі (5) підтверджує наші висновки, що базова модель (3) є неточною через помилку специфікації — невключення лагової залежної змінної (короткострокової динаміки).

Зазначимо, що значення оціненого коефіцієнта при лаговій змінній є значно більшим за нуль і меншим одиниці (обраховані t-значення дорівнюють 3,394 та -5,953 відповідно), це підтверджує припущення $0 < (1 - \lambda) < 1$, а також те, що форма впливу доходу та процентної ставки на попит на гроші є геометрично спадною. Іншими словами модель є динамічно стійкою, тобто довгострокова рівновага буде відновлена як тільки завершиться короткострокове пристосування.

Обчислена F-статистика для рівності (5) є значимою, що означає відмінність R^2 від нуля (модель значима). Крім того, обчислені t-значення є високими. Реальний дохід та процентна ставка окремо пояснюють поведінку попиту на гроші. Таблиця 1

Таблиця 1

Еластичності попиту на гроші по доходу та процентній ставці

Квартал	Миттєва еластичність (доход)	Кумулятивна еластичність	Миттєва еластичність (ставка)	Кумулятивна еластичність
Миттєво	0,655	0,655	-0,315	-0,315
Перший	0,237	0,892	-0,114	-0,429
Другий	0,086	0,976	-0,041	-0,470
•				
•				
Довгий строк		1,028		-0,494

підсумовує розрізнений ефект доходу та процентної ставки на попит на гроші.

Відповідно оцінена довгострокова рівновага в (1), що базується на оцінках в (5), має вигляд:

$$\ln RM_t^* = 4,38 + 1,028 \ln Y_t - 0,494 \ln R_t$$

де константа $\alpha = \alpha'/\lambda = 2,794/0,637 = 4,38$.

Оцінений процес короткострокового пристосування в (4) відповідно:

$$\ln RM_t = 0,637 \ln RM_t^* + 0,363 \ln RM_{t-1}$$

Як бачимо, еластичність реального попиту на гроші по доходу в короткостроковому періоді дорівнює 0,65, а в довгостроковому 1,028. Це означає, що 1 % росту (падіння) реального доходу збільшує (зменшує) попит на гроші на 0,65 % в короткостроковому періоді та на 1,028% в довгостроковому, тобто попит на гроші в умовах України чутливо реагує на зростання реального ВВП. Еластичність попиту на гроші по процентній ставці в короткостроковому періоді дорівнює -0,315 і в довгостроковому -0,494. Тобто 1 % збільшення (зменшення) процентної ставки зменшує (збільшує) попит на гроші на 0,315 % в короткостроковому періоді та на 0,494% в довгостроковому. За оцінками (5), швидкість пристосування дорівнює 0,637 (1 - 0,363). Це означає, що 63,7 % ефекту під зміни доходу та процентної ставки впливають на попит в короткостроковому періоді (миттєво) і 36,3 %, впливає на зміну попиту в наступних кварталах, що свідчить про досить швидке реагування грошового ринку України на зміни в економічній політиці.

Перевіримо прогностичну якість побудованої нами класичної моделі попиту на гроші (5), розрахувавши процентну прогностичну абсолютну помилку (MAPE) за формулою:

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{RM^f - RM^a}{RM^a} \right|,$$

де RM^f та RM^a — відповідно прогнозне та фактичне значення попиту на гроші, n - кількість спостережень. Для нашої моделі MAPE = 9,67 %,

що свідчить про недостатню прогностичну якість для проведення реальних прогнозів.

Спробуємо модифікувати базову модель, ввівши фактор часу та додаткову бульову змінну для відображення сезонності:

$$\ln RM_t = \alpha' + \beta \lambda \ln Y_t + \gamma \lambda R_t + (1 - \lambda) \ln RM_{t-1} + \text{DUMMY95} + \ln(t) + \text{DUMMY04} + \varepsilon_{3t} \quad (6)$$

Використовуючи МНК, оцінимо функцію (6) за період 1992.4—2000.1 (в дужках наведено значення t-статистики):

$$\begin{aligned} \ln RM_t = & -0,445 + 1,148 \ln Y_t - 0,0016 R_t + \\ & (-0,87) \quad (3,82) \quad (-2,83) \\ & + 0,362 \ln RM_{t-1} - 0,57 \text{DUMMY95} + \\ & (4,42) \quad (-5,18) \\ & + 0,307 \ln(t) - 0,17 \text{DUMMY04} \\ & (3,167) \quad (-3,66) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,958, \quad DW = 2,04, \quad F\text{-стат.} = 84,43,$$

$$n = 29, \quad MAPE = 4,2 \%$$

Як можна побачити з наведених розрахунків, модифікація базової моделі дає значне покращення основних характеристик, включаючи прогностичну якість. Незважаючи на певну спрощеність, модель (6) може використовуватися не тільки для аналізу дії механізму часткового пристосування, а й для реальних розрахунків при провадженні та аналізі монетарної політики України.

Висновок

У цій роботі ми оцінили попит на гроші для періоду 1992.4—2000.1. Базуючись на класичних припущеннях, було проаналізовано механізм часткового пристосування та оцінено короткострокові та довгострокові еластичності попиту на гроші по реальному доходу та процентній ставці. Оцінено також довгострокову функцію попиту на гроші та функцію короткострокового пристосування. Проведені розрахунки показали, що 63,7 % ефекту під зміни доходу та процентної ставки впливають на

попит в короткостроковому періоді (миттєво) і лише 36,3 %, впливає на зміну попиту в наступних

кварталах, що свідчить про досить швидке реагування грошового ринку України на зовнішні шоки.

1. Baumol, W. J., 1952, "The transaction demand for cash: An inventory approach." *Quarterly Journal of Economics*, pp. 545—556.

2. Goldfeld, S. M., 1973, "The demand for money revisited," in *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 577—638.

3. Gujarati, D. 1995, *Basic Econometrics*, 3rd edition (McGraw-Hill Publishing Co.)

4. Koyck, L. M. 1954, *Distributed lags and Investment Analysis* (Amsterdam: North-Holland).

5. Гайгер Л. Т. Макроэкономическая теория и переходная экономика: Пер. с англ.— М.: ИФРА-М, 1996.— 560 с.

6. Лук'яненко І. Г., Городніченко Ю. О. Економетричне моделювання процесів в кредитно-грошовій сфері // *Наукові записки НАУКМА, Економіка*.— 1999, т. 15.— С 23—37.

7. Лук'яненко І. Г., Краснікова Л. І. Економетрика. Теорія та практика.— К.: Знання, 1998.— 493 с

8. Манків Н. Григорі. Макроекономіка.— К.: Основи, 2000.— 588 с

Lukyanenko I. G.

ESTIMATION OF THE DEMAND FOR MONEY.
ILLUSTRATION OF THE CLASSICAL CASE

The article is devoted to the formulation and estimation of the classical Demand function for Money with the short-run adjustment process for Ukraine using quarterly data for 1992.4—2000.1. On the basis of the estimated model the long-run equilibrium relationship and short-run adjustment process were constructed. After quantifying the sensitivity of the demand for money to its determining factors, the modification of the basic model was proposed for better prediction the future movement of the demand for money.