



УДК 338.23:336.74

Розробка експліцитного правила монетарної політики для економіки України

Тарас Григорович Савченко,
доцент кафедри банківської справи
ДВНЗ «Українська академія банківської справи Національного банку України» (м. Суми),
кандидат економічних наук, доцент

Анотація. Обґрунтовано доцільність розробки експліцитного правила монетарної політики для економіки України. Досліджено етапи його розробки, доведено доцільність формування монетарного правила для грошових агрегатів, на основі використання модифікованого фільтра Ходріка – Прескота проведено оцінку рівноважних значень параметрів правила, шляхом розробки багатофакторних регресійних моделей визначено можливі параметри монетарного правила та розраховано їх коефіцієнти.

Ключові слова: правило монетарної політики, центральний банк, грошово-кредитна політика, фільтр Ходріка – Прескота, інфляційне таргетування.

Постановка проблеми. Монетарні правила активно розробляють і застосовують центральні банки більшості країн із розвинутою ринковою економікою. Однак до моменту формального переходу України влітку 2010 року (після внесення відповідних змін до Закону «Про Національний банк України») до режиму інфляційного таргетування проблема розробки монетарного правила могла розглядатись лише в теоретичній площині. Після внесення зазначених змін у нормативні акти і підписання Меморандуму з МВФ Україна засвідчила стратегічну орієнтацію на реформування своєї монетарної політики в напрямі впровадження режиму інфляційного таргетування.

Спробу запровадити експліцитне монетарне правило для облікової ставки зробив Національний банк України 2001 року: було затверджено Тимчасове положення про визначення Національним банком процентних ставок за своїми операціями [9]. Документ був скасований у серпні 2004 року [10]. Надалі в Україні не проводились наукові дослідження щодо розроблення експліцитного правила монетарної політики. Таким чином, проблема розробки правила набула практичного значення і характеризується істотним рівнем актуальності.

Аналіз досліджень і публікацій. Найбільш відомим правилом монетарної політики (monetary policy rule) вважається правило Тейлора. Його вперше сформулював професор Стенфордського університету Джон Тейлор (John Taylor) 1993 року [1, 2]. Інші науковці у другій половині 1990-х років і на початку XXI століття також активно вивчали напрями розроблення і вдосконалення монетарних правил [3; 4]. Монетарні правила активно використовуються (переважно імпліцитно, як складові економіетричних моделей) центральними банками Канади [5], Угорщини [6], України [7, с. 55–93; 8], а також інших держав.

Цілі статті. Мета статті полягає в дослідженні наукових підходів до формування експліцитного правила монетарної політики. Найбільшу увагу приділено визначенню форми монетарного правила на основі розроблених багатофакторних регресійних моделей.

Виклад основного матеріалу. Спочатку проведемо дослідження рівноважної динаміки грошової маси. На *рис.* наведено рівноважний приріст агрегату МЗ для економіки України, розрахований на основі застосування монетарного правила Фрідмена. Рівноважну динаміку грошової маси розраховано як суму приросту дефлятора ВВП (або індексу споживчих цін) і реального ВВП за мінусом приросту швидкості обігу грошей.

На рисунку наведено результати розрахунку цього показника чотирма різними способами: на основі дефлятора ВВП; на основі індексу споживчих цін (ІСЦ); з використанням темпів приросту; з використанням логарифмів темпів приросту (як це передбачається деякими методиками). Як наслідок, отримано чотири показники відхилення. Від'ємні значення відхилення означають перевищення фактичної динаміки грошової маси (агрегат МЗ) над її рівноважною динамікою, а додатні – зворотну ситуацію.

На основі аналізу наведених даних можна зробити такі висновки. По-перше, показники, розраховано на основі дефлятора ВВП, є більш наближеними до реальної динаміки грошової маси в порівнянні з показниками, розрахованими з використанням ІСЦ. Висновок обумовлюється більш адекватною методикою розрахунку дефлятора ВВП (ширший, у порівнянні з ІСЦ, набір товарів, робіт та послуг цінова динаміка яких враховується при визначенні дефлятора ВВП) в аспекті застосування монетарного правила Фрідмена. Оскільки в монетарне правило включено показник ВВП, то щодо ширшого охоплення товарів робіт і послуг доцільніше використовувати у процесі ретроспективного конструювання рівноважної динаміки грошової маси показник дефлятора ВВП.

По-друге, не виявлено істотних відмінностей при застосуванні в розрахунках темпів приросту або натуральних логарифмів темпів приросту відповідних показників. Як наслідок, вважаємо за доцільне використовувати темпи приросту відповідних показників без проведення їх логарифмування. Цей спосіб розрахунку сприятиме більш адекватній інтерпретації економічного змісту отриманих результатів.



По-третє, отримані результати підтверджують нашу гіпотезу щодо доцільності орієнтації на рівняння грошового обігу та монетарне правило Фрідмена для визначення динаміки грошової маси, що сприятиме досягненню рівноваги грошового ринку та макроекономічної рівноваги. Наприклад, значні від-

хилення (понад $\pm 10\%$) фактичної динаміки грошової маси були характерні для 2005, 2007, 2009, 2010 років, що переважно характеризувались істотним розбалансуванням макроекономічних показників. Найменші відхилення – для 2003, 2004, 2006, 2008 та 2011 років.

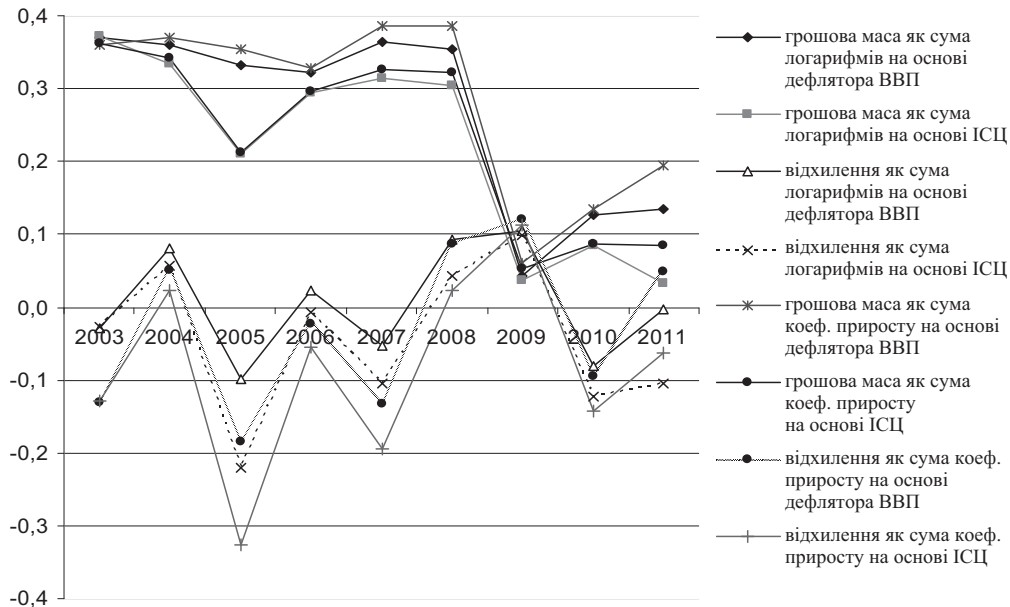


Рис. Рівноважна річна динаміка грошової маси в Україні та її відхилення від фактичної динаміки, частки одиниці

Проаналізувавши показники, наведені в табл. 1, можна зробити висновок, що в періоди значних відхилень фактичної динаміки грошової маси від рівноважної динаміки цього показника спостерігались істотні відхилення від макроекономічної рівноваги: інфляційна динаміка істотно перевищувала динаміку економічного зростання. З іншого боку, протягом пе-

ріодів, для яких характерні неістотні відхилення між фактичною і рівноважною динаміками грошової маси (виділені в табл. 1 жирним шрифтом), інфляція перебувала в прийнятних межах і відповідала економічному зростанню: показник співвідношення темпів зростання ВВП і споживчих цін був на рівні, близькому до одиниці.

Таблиця 1

Взаємозв'язок відхилень динаміки рівноважної і фактичної грошових мас із макроекономічними показниками України

Показник	Роки									
	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
Темп зростання реального ВВП	110	112	103	107	108	102	85	104	105	
Індекс споживчих цін	108	112	110	112	117	122	112	109	105	
Співвідношення темпу зростання ВВП до темпу зростання цін	1,02	1,00	0,93	0,96	0,93	0,83	0,76	0,95	1,00	
Середній показник відхилень рівноважної динаміки від фактичної, %	-7,81	5,32	-20,81	-1,50	-12,14	6,09	10,92	-11,04	-3,03	
Відхилення рівноважної динаміки від показників, визначених основними засадами ГКП, %	11,5	1,6	5	3,3	3,2	1,1	-2	-	-	

Також у табл. 1 наведено відхилення рівноважної динаміки агрегату М3 від його цільової динаміки, визначеної основними засадами ГКП (на 2010 і 2011 роки цільові орієнтири М3 не встановлювались). Ці показники НБУ використовував як проміжні цілі грошово-кредитної політики.

Як бачимо, відхилення цільових показників динаміки грошової маси від її рівноважного рівня є не істотним. Крім того, відхилення є значно меншими, ніж відхилення рівноважної динаміки від фактичних значень показників, винятком є лише 2003 рік.

Таким чином, результати порівняльного аналізу рівноважної та цільової динамік агрегату М3 ще раз підтверджують економічну обґрунтованість проведених оцінок рівноважної динаміки грошової маси. Єдиним винятком є 2008 рік: відхилення грошової маси спостерігалось на середньому рівні (6%), а співвідношення темпів зростання ВВП і споживчих цін було істотно меншим за одиницю. На нашу думку, така ситуація обумовлюється специфічним характером чинників світової та національної фінансових криз, які не пов'язані з неефективністю



управління Національним банком України грошовою масою.

Отже, ми визначили алгоритм конструювання рівноважної динаміки грошової маси і провели його апробацію на основі річних даних за 2003–2011 роки. За результатами апробації підтверджено тезу, що орієнтація на рівноважну динаміку грошової маси сприятиме досягненню макроекономічної рівноваги та врівноважуватиме грошовий ринок.

Далі побудуємо багатофакторну регресію, яка пояснюватиме залежність фактичної динаміки грошової маси (результативний показник) від факторних ознак, які є складовими монетарного правила Мак-Калама (McCallum) [12; 13]: швидкість обігу грошей, рівноважний реальний ВВП, розрив номінального ВВП, рівень інфляції.

Відповідно до правила Мак-Калама, усі показники використовуватимуться у формі квартальних темпів приросту до відповідного кварталу попереднього року. За результатами розрахунків за період з 4-го кварталу 2003 року до 1-го кварталу 2012-го (34 спостереження) отримано таку багатофакторну регресійну модель:

$$\Delta m = 0,16 - 1,10\Delta v + 0,87(\Delta x - \Delta x^*) + 1,87\Delta q^* + 0,02\pi, (1)$$

де Δm – приріст пропозиції грошей (агрегат М3);

Δv – приріст швидкості обігу грошей;

Δx – приріст номінального ВВП;

Δx^* – приріст рівноважного номінального ВВП;

Δq^* – приріст рівноважного реального ВВП;

π – приріст рівня інфляції (індекс споживчих цін).

Для оцінки рівноважних рівнів номінального і реального ВВП ми застосуємо модифікований фільтр Ходріка – Прескота, який запропонував Hyeongwoo Kim [14].

Цей підхід також використовують фахівці Світового банку [15, с. 2–3].

У цілому отримана регресійна залежність [формула (1)] є значимою ($\alpha = 0,05$). Також значимими є усі коефіцієнти (крім інфляції π). Побудова регресійної моделі з лагом за показником інфляції в один квартал поліпшує регресійну статистику, однак коефіцієнт показника інфляції залишається незначимим. Використання інших лідів (інфляційні очікування) і лагів (інерційність впливу інфляції) на економічно обґрунтованих інтервалах не веде до поліпшення моделі.

На нашу думку, незначимий вплив індексу споживчих цін на динаміку грошової маси пояснюється тим, що аналіз проводився протягом 2004–2011 років, коли пріоритетна ціль НБУ (крім 2011 року) полягала в забезпеченні стабільності обмінного курсу, а основним каналом нарощування грошової маси були валютні інтервенції на міжбанківському валютному ринку. Як зазначалось вище, зміни до Закону України «Про Національний банк України» щодо визначення як пріоритетної цілі НБУ «підтримка цінової стабільності» були внесені лише в липні 2010 року.

Таким чином, для підвищення якості регресійної моделі виключимо з неї чинник інфляції. Підкреслимо, що для подальших досліджень, які будуть проводитись не на ретроспективних даних, включення в монетарне правило показника споживчої інфляції, як основного орієнтира грошово-кредитної політики, є доцільним. Після виключення чинника інфляції отримано таку регресійну модель:

$$\Delta m = 0,16 - 1,10\Delta v + 0,87(\Delta x - \Delta x^*) + 1,87\Delta q^*, (2)$$

де Δm – приріст пропозиції грошей (агрегат М3);

Δv – приріст швидкості обігу грошей;

Δx – приріст номінального ВВП;

Δx^* – приріст рівноважного номінального ВВП;

Δq^* – приріст рівноважного реального ВВП.

Регресійну статистику за цією моделлю наведено в табл. 2.

Таблиця 2

Статистичні характеристики рівняння багатофакторної регресії

Показники	Значення показників					
<i>Регресійна статистика</i>						
Множинний R	0,947560663					
R-квадрат	0,897871211					
Нормований R-квадрат	0,887658332					
Стандартна помилка	0,055351462					
Спостереження	34					
<i>Дисперсійний аналіз</i>						
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимість F</i>	
Регресія	3	0,808063173	0,269354391	87,91558349	5,84102E-15	
Залишок	30	0,091913531	0,003063784			
Усього	33	0,899976704				
<i>Характеристика параметрів</i>						
	<i>Коефіцієнти</i>	<i>Стандартна помилка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-значення</i>	<i>Нижні 95%</i>	<i>Верхні 95%</i>
У-перетин	0,161956023	0,014760621	10,97216892	5,05071E-12	0,1318108	0,1921012
Змінна X 1	-1,100720162	0,142283919	-7,736082664	1,24649E-08	-1,3913026	-0,8101376
Змінна X 2	0,871250518	0,091066531	9,567186878	1,26906E-10	0,6852678	1,0572332
Змінна X 3	1,865530251	0,406867894	4,585100661	7,49785E-05	1,034595	2,6964653

Проаналізувавши наведені дані, можна зробити висновок, що модель у цілому є статистично значи-

мою ($\alpha = 0,05$). Також значимим є кожен із коефіцієнтів моделі. Результати аналізу кореляційної матриці



дають підстави для висновку щодо відсутності істотних зв'язків між факторними ознаками (відсутня мультиколінеарність). На основі розрахунку критерію Дарбіна – Уотсона зроблено висновок про відсутність автокореляції залишків регресійної моделі. Середня помилка апроксимації становить 4,3%, тоді як для економічних досліджень прийнятною є величина помилки до 10%. Таким чином, можна зробити висновок, що сформована нами багатофакторна модель є якісною і може використовуватись для аналізу взаємозв'язків між її параметрами, а також для прогнозування.

Відповідно до теоретичних положень, зростання швидкості обігу грошей, за інших рівних умов, повинно спричиняти зменшення приросту грошової маси. Отримана регресійна модель [формула (2)] підтверджує наявність достатньо сильного зворотного зв'язку між цими показниками.

Найбільш істотний прямий вплив на динаміку грошової маси здійснює приріст реального ВВП. У два рази менший прямий вплив на результативний показник спричиняє розрив ВВП ($\Delta x - \Delta x^*$). Цей показник використовується для визначення відхилення поточних рівнів ВВП від його рівноважної (згладженої) траєкторії. Теоретично між цим показником і грошовою масою, для перспективних правил монетарної політики, повинна існувати обернена залежність. Тобто центральному банку доцільно проводити антициклічну грошово-кредитну політику, більш інтенсивно нарощуючи грошову масу протягом періодів низького росту або спаду ВВП і помірно нарощувати або скорочувати обсяг грошової маси протягом піків зростання ВВП, що відображують ефект «перегріву» економіки. У мо-

нетарному правилі, розрахованому на ретроспективних даних для економіки України, між розривом ВВП і динамікою грошової маси існує пряма залежність, що обумовлюється відсутністю антициклічної монетарної політики протягом досліджуваного періоду.

Протягом 2000–2005 років проциклічна політика НБУ була виправдана і сприяла врівноваженню параметрів грошового ринку та забезпечувала високі темпи зростання реального ВВП. Однак починаючи з 2006 року (з моменту стабілізації швидкості обігу грошей і забезпечення прийнятного рівня монетизації) доцільно було впроваджувати елементи антициклічної грошово-кредитної політики. Особливості впровадження антициклічної монетарної політики в Україні та деяких інших країнах СНД проаналізовано в попередніх роботах авторів [16; 17].

Для підвищення об'єктивності результатів дослідження ми також провели аналіз багатофакторних регресійних залежностей, у факторні та результативну ознаку яких внесено певні модифікації у порівнянні з правилом Мак-Калама. Зокрема, проводилась перевірка доцільності: 1) використання як результативної ознаки рівноважної динаміки грошової маси, визначеної на основі правила Фрідмена; 2) включення в монетарне правило динаміки валютного курсу; 3) використання альтернативних показників інфляції (індекс цін виробників промислової продукції, базова інфляція, цільові показники інфляції).

Модифіковані багатофакторні регресійні залежності узагальнено в табл. 3. Розрахунки проводились за період з 4-го кварталу 2003 року до 1-го кварталу 2012-го (34 спостереження).

Таблиця 3

Модифіковані багатофакторні регресійні залежності грошової маси і параметрів монетарного правила для України

Форма рівняння	R^2	Значення і значимість F -критерію	Значимість коефіцієнтів
$\Delta m^* = 0,17 - 1,18\Delta v + 0,90(\Delta x - \Delta x^*) + 0,58\Delta q^* + 0,29\pi$ Δm^* – рівноважний приріст пропозиції грошей (агрегат М3)	0,96	188; 2,80643E-20	усі значимі, крім коеф. π
$\Delta m^* = 0,18 - 1,22\Delta v + 0,91(\Delta x - \Delta x^*) + 0,49\Delta q^*$	0,96	247; 2,99807E-21	усі значимі
$\Delta m^* = 0,18 - 1,21\Delta v + 0,95(\Delta x - \Delta x^*) + 0,56\Delta q^* + 0,03\Delta e$ Δe – квартальний приріст курсу гривні до долара США	0,96	181; 4,6261E-20	усі значимі, крім коеф. Δe
$\Delta m^* = 0,19 - 1,24\Delta v + 0,93(\Delta x - \Delta x^*) + 0,45\Delta q^* - 0,11\Delta p$ Δp – індекс цін виробників промислової продукції	0,96	183; 4,049E-20	усі значимі, крім коеф. Δp
$\Delta m^* = 0,18 - 1,22\Delta v + 0,91(\Delta x - \Delta x^*) + 0,45\Delta q^* + 0,003\pi^*$ π^* – орієнтири інфляції	0,96	180; 5,17E-20	усі значимі, крім коеф. Δq^* та π^*

Зазначимо, що регресійні залежності характеризуються досить високою загальною статистичною значимістю на рівні 0,95%. Однак коефіцієнти при показниках, що відображають динаміку інфляції або динаміку валютного курсу, є не значимими, як і для основної моделі (1). Також цікавим є факт неістотного коливання абсолютного значення коефіцієнтів при більшості факторних ознак і величини константи, а також близькість величини коефіцієнтів до відповідних показників основних моделей [формули (1) і (2)]. Істотно коливається і відрізняється від основних моделей лише величина коефіцієнта незалежної змінної, що відображає динаміку рівноважного реального ВВП (Δq^*).

Більш детально порядок розробки експліцитного монетарного правила розкрито в наших попередніх роботах [11; 19].

Висновки. Таким чином, нами обґрунтовано доцільність розробки для економіки України експліцитного монетарного правила для грошової маси. Також досліджено методичні підходи до його формування. Зокрема, розроблено багатофакторну регресійну модель, яка підтверджує наявність статистично значущого зв'язку між основними параметрами монетарного правила.

Потрібно зазначити, що до моменту повноцінного впровадження режиму інфляційного таргетування в Україні експліцитне правило монетарної політики



матиме обмежену сферу застосування. Його доцільно використовувати лише як додатковий інструмент аналізу ефективності реалізації грошово-кредитної політики. Однак після завершення переходу до інфляційного таргетування і відновлення стійкого зв'язку між

грошовою масою та ціновою динамікою в економіці України (що зумовить можливість включення в монетарне правило для грошової маси показника інфляції) це правило може стати одним з основних інструментів формування і реалізації монетарної політики.

Список використаних джерел

1. Taylor John B. 1993. Discretion versus policy rules in practice // *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39:195-214.
2. Taylor, John B. A Historical Analysis of Monetary Policy Rules // *University of Chicago Press*. – 1999. – January // <http://www.nber.org/chapters/c7419>.
3. Orphanides A. Taylor Rules // *Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board*. – Washington: D.C., January 2007.
4. Nelson Edward UK monetary policy 1972- 97: a guide using Taylor rules / *Bank of England*. – 2000.
5. Côté Denise, Lam Jean-Paul, Liu Ying, and St-Amant Pierre. The Role of Simple Rules in the Conduct of Canadian Monetary Policy / *Department of Monetary and Financial Analysis ; Bank of Canada review*. – 2002. – Summer.
6. Agnes Horvath, Csaba Kober and Katalin Szilagyi: MPM – The Magyar Nemzeti Bank's monetary policy model // *MNB Bulletin*. – 2011. – June. – P. 18–24.
7. Монетарний трансмісійний механізм в Україні: Науково-аналітичні матеріали / В. І. Міщенко, О. І. Петрик, А. В. Сомик, Р. С. Лисенко та ін. – К.: Національний банк України. Центр наукових досліджень, 2008. – Вип. 9. – 144 с.
8. Петрик О., Ніколайчук С. Структурна модель трансмісійного механізму монетарної політики в Україні // *Вісник Національного банку України*. – 2006. – № 3. – С. 12–39.
9. Про визначення Національним банком України процентних ставок за своїми операціями: Тимчасове положення, затверджене постановою Правління НБУ від 27.04.2001 р. № 183 // <http://zakon1.rada.gov.ua>.
10. Про процентну політику Національного банку України: Положення, затверджене постановою Правління НБУ від 18.08.2004 р. № 389 // <http://zakon1.rada.gov.ua>.
11. Савченко Т. Г. Банківська система у формуванні та підтриманні рівноважних станів в економіці: Монографія. – Суми: ДВНЗ «УАБС НБУ», 2012. – 368 с.
12. McCallum, Bennett T. (1988) Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy *Carnegie Rochester Conference on Public Policy*, 29: 173–203.
13. McCallum, B. T., Nelson E. Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semiclassical Structural Model // *University of Chicago Press*. – 1999. – January // <http://www.nber.org/chapters/c7413>.
14. Hyeongwoo Kim. Hodrick-Prescott Filter. – 2004. – March 12 // <http://www.auburn.edu/~hzk0001/hpfilter.pdf>.
15. Eduardo Ley. The Hodrick-Prescott Filter. Knowledge Brief for Bank Staff / *The World Bank*. – 2006. – December 17 // <http://eduley.org/hp.pdf>.
16. Kozmenko Serhiy, Savchenko Taras. Countercyclical monetary policy in major economies of the Commonwealth of Independent States // *Investment Management and Financial Innovations International Research Journal*. – 2011. – Volume 8. – Issue 4. – P. 8–20.
17. Савченко Т. Г. Циклічність економічних процесів та вплив Національного банку України на фази економічних циклів // *Вісник Національного банку України*. – 2011. – № 6. – С. 38–44.
18. Kovacs Levente. Bank Taxes Based on Transactions, Profits or Balance Sheet Items in the European Union // *Вісник Української академії банківської справи*. – 2012. – № 2 (33). – С. 36–45.
19. Савченко Т. Г., Козьменко С. М. Формування експліцитного правила монетарної політики для національної економіки // *Вісник Національного банку України*. – 2013. – № 4. – С. 54–61.

Summary. The paper explains the expediency of developing an explicit rule of monetary policy for the economy of Ukraine. It studies the stages of its development, proving the expediency of formation of monetary rules for money aggregates, evaluates equilibrium values of the rule's parameters based on the use of the modified Hodrick-Prescott filter, and determines the possible parameters of the monetary rule and their estimated coefficients by developing multivariate regression models.

Keywords: monetary policy rule, central bank, monetary policy, the Hodrick-Prescott filter, inflation targeting.