

SVAR模型을 이용한 韓國의 通貨政策 考察*

鄭 溶 承**

논 문 초 록:

본고에서는 정확한 구조방정식을 설정하여야 통화정책의 장기적 효과를 분석할 수 있다는 Lucas-Sargent의 주장은 유효하지만, 분석대상이 되는 변수들이 일정한 시계열 특성을 만족시키면 SVAR모형을 이용해 통화정책의 장기적 효과를 분석할 수 있다는 King and Watson (1997)의 방법에 따라 우리 나라의 통화정책의 중립성을 검증하였다. 1970년 1/4분기부터 1997년 4/4분기까지의 실질GDP와 총통화량의 시계열자료를 이용해 우리 나라 통화정책의 장기적 효과를 실증적으로 분석한 결과 다음과 같은 결론을 내렸다. 첫째, 이론적으로나 실증적으로 적절한 화폐수요함수의 파라미터값 범위 내에서 화폐의 중립성 명제를 5%의 유의수준에서 기각할 수 없다. 둘째, 화폐의 초중립성 명제도 화폐의 중립성 명제와 마찬가지로 적절한 화폐수요의 소득탄력성값의 범위에서 기각할 수 없다. 셋째, 화폐의 초중립성명제는 통화증가율의 산출물에 대한 즉시적 효과가 $[-0.5, 0.5]$ 범위에 있을 경우 한계적으로 기각된다.

핵심주제어: 구조벡터자기회귀모형, 화폐의 장기적 중립성, 화폐의 장기적 초중립성
경제학문헌목록 주제분류: E52

I. 序 論

통화정책의 효과에 대한 논의는 1990년대에 접어들면서 새고전학과(new classical approach)의 동태적 최적화모형에 새케인지안(new Keynesian)의 시장마찰적 요인인 가격의 경직성 내지 메뉴코스트 등이 도입된, 보다 정치한 모형을 중심으로 이루어지고 있다. 실물충격(real shocks)만으로 경기변동의 상당 부분을 설명할 수 있다는 실물경기변동론(real business cycles)의 주장을 수긍한다고 하더라도, 통화량, 인플레이션, 금리 등 명목변수의 변동이 경제전반에 미치는 효과

* 본 논문을 읽고 유익한 논평을 하여 주신 익명의 두 논평자들에게 감사를 드립니다. 오류는 전적으로 필자의 책임임을 밝혀 둡니다.

** 산업연구원 수석연구원.

의 비중이 크다는 공감대하에 최근 통화충격(monetary shocks)에 대한 연구가 활기를 띠고 있다. 이러한 접근법을 발전시킨 연구로는 Bermanke, Gertler, and Gilchrist(1998), Goodfriend and King(1997), Rotemberg and Woodford(1998) 등이 있다. 특히 Bermanke, Gertler, and Gilchrist(1998)는 정보의 비대칭성이 금융 시장에 존재하고 명목가격의 경직성이 재화시장에 존재할 경우 통화정책이 기업의 순자산가치변화를 통하여 기업의 자금조달비용에 미치는 효과를 분석하여 통화정책에 대한 논의를 한 단계 끌어 올렸다.

화폐금융론과 거시경제학 전반에 걸쳐 통화정책의 중립성에 관한 논쟁만큼 이론적으로나 실증적으로 많은 관심을 불러일으킨 주제는 드물다. Friedman이 적용적 기대에 기초하여 통화정책은 장기적으로 실물부문에 중립적인 영향을 준다고 주장한 반면, Tobin(1965)은 통화증가율은 금융자산과 실물자산 간의 상대적 수익률을 통하여 자본스톡을 증가시킨다고 주장하여 통화론자와 케인지안은 통화정책의 장기적 효과에 대하여 양분되는 듯하였다.¹⁾

이러한 케인지안과 통화주의자 간의 논쟁은 합리적 기대가설을 도입한 Lucas의 총공급함수와 Sargent의 계량경제적 비판에 의해 절정을 이루었다.²⁾ Lucas(1972)와 Sargent(1971)는 항구적인 통화량의 변화가 실물경제에 장기적으로 아무런 영향을 미치지 않는다는 중립성 명제를 계량모형을 이용하여 실증적으로 검증하는 것은 많은 문제점이 있다고 지적하였다. 이들은 합리적 기대와 통화정책의 단기적 중립성(short-run neutrality)을 가정한 축약형태의 계량경제모형(reduced form econometric models)을 이용하여 통화정책의 장기중립성을 직접 검증하는 것은 계량경제적으로 불가능하기 때문에, 구조적 계량경제모형을 이용하여 이 주제를 검증하여야 한다고 주장하였다. McCallum(1984)은 이들의 주장을 발전시켜 스펙트럼분석(spectrum analysis)기법을 이용해 축약형 모형으로부터 계산한 저빈도의 밴드추정량(low frequency band estimators)도 Lucas-Sargent의 비판으로부터 자유로울 수 없음을 보였다. 이들 새고전학파의 주장을 요약하면, 통화정책의 장기적 중립성 여부를 검증하기 위해서는 불완전한 정보하에서 정보를 최대한 효율적으로 이용하려는 경제주체들의 반응함수를 명

1) Tobin은 통화증가율이 증가하면 경제주체들은 가치가 하락하는 화폐의 수요를 줄이고 대신 자본스톡에 대한 수요를 증가시킬 것이기 때문에 자본스톡은 증가하게 된다고 주장하였다. 이를 Tobin효과라고도 한다.

2) Sargent and Wallace(1975)는 합리적 기대와 연속적 시장청산가정을 바탕으로 어떠한 체계적 통화정책도 실물경제에 영향을 미칠 수 없다는 정책중립성 명제를 제시하였다.

시적으로 모형내에 도입하여 이를 축약형 형태로 표현하여야 한다는 것이다. 그러나 문제는 현재까지 대부분의 경제학자들이 동의하는 구조적 계량경제모형이 존재하지 않을 뿐만 아니라 이론적으로도 이 문제를 해결하기가 거의 불가능하다는 데 있다.

통화정책의 중립성에 대한 이론적 논의는 기존의 특정적(ad hoc) 모형의 논의에서 동 접근법의 문제점을 극복하기 위한 동태적 최적화모형의 논의로 발전되고 있다. 2기간의 중첩세대모형(overlapping generations model)이나 무한시점의 최적화모형(infinite horizon optimization model)을 이용하여 통화정책의 효과를 분석하는 경우가 대표적인 예이다. 그러나 문제는 어떠한 가정을 하는가에 따라 이들 접근법도 통화정책의 중립성 내지 초중립성에 대하여 매우 판이한 시사점을 주어 일의적인 결론을 도출할 수 없다는 데 있다. 예를 들면, Bayoumi and Gagnon(1996)은 과세의 대상이 되는 것은 실질자본스톡이 아닌 명목자본스톡이기 때문에 조세체계가 왜곡되어 있는 현실에서 인플레이션율의 증가는 자본스톡을 증가시킨다고 주장하였다. 반면에 Stockman(1981)과 Cooley and Hansen(1989) 등은 Lucas(1980)의 선현금(cash-in-advance)모형을 이용하여 통화증가율의 증가는 인플레이션조세(inflation tax)효과를 통해 현금재(cash goods)인 소비재의 수요를 감소시키는 반면, 인플레이션조세의 영향이 상대적으로 적은 여가의 수요를 증가시키며, 자본스톡도 선현금제약 여부에 따라 감소시키거나 증가시킨다고 주장하였다.

따라서 중립성 명제를 검증하기 위해서는 모두가 동의하는 구조적 계량경제모형을 개발하는 방법보다는 이 문제를 우회하는 방법을 모색하는 것이 적합하다고 할 수 있다. King and Watson(1997)과 Weber(1994)는 Lucas-Sargent의 비판을 겸허하게 수용하고 거시경제변수들 간에 존재하는 확률적 관계를 활용하여 중립성 명제를 실증적으로 검증하였다. 즉, 이들은 Lucas-Sargent의 방법론을 따르는 것이 바람직하지만, 현재까지 적절한 구조적 거시경제모형이 개발되어 있지 않다는 점을 충분히 고려하여 관심의 대상이 되는 변수들의 시계열자료 특징을 이용하여 통화정책의 중립성을 검증하는 방법을 제시하였다. 이들이 제시한 방법은 Blanchard and Quah(1989), Shapiro and Watson(1988), Gali(1992) 등에 의해 발전되어 거시경제학과 화폐금융론에서 널리 활용되고 있는 구조적 자기회귀모형(structural vector autoregressive model: SVAR)이다. 본고에서는 우리 나라의 경우 통화정책이 장기적으로 어떠한 효과를 나타내는지를 SVAR모형을 이용하여

분석하고자 한다.

우리 나라의 경우 경기침체시 통화량을 증대시켜 경기를 부양하여야 한다는 주장이 일반국민들에게 설득력을 갖는 것처럼 여겨지는 경우가 많다. 이러한 경기반동적인(countercyclical) 통화정책의 근거에는 통화량의 증대가 단기 및 장기 금리의 하락을 통해 기업들의 자금조달비용을 감소시키고 소비자들의 현재소비를 증대시켜 경기를 활성화시킬 수 있다는 논리가 자리잡고 있다. 그러나 우리 나라의 경우 금리채널을 통한 통화정책의 효과가 그다지 크지 않다는 실증적 연구결과가 많은데, 이는 과거 우리 나라가 경제성장을 위해 통화정책을 자의적으로 사용한 데 따른 인플레이션기대효과를 반영한 것으로 해석된다. 우리 나라의 통화정책에 대한 기존의 실증연구들은 대부분 자의적인 가정에 기초한 단순한 벡터자기회귀모형을 통하여 이루어졌기 때문에, 그 결과 역시 신뢰하기 힘든 측면이 있다. 본 논문은 이러한 실증연구를 체계적으로 보완하기 위해 경제이론으로부터 필요한 가정들을 도입한 SVAR방법론을 이용하여 통화정책의 장기적 효과를 분석하고자 한다. 특히 본 논문에서는 King and Watson(1997)의 방법론에 따라 다양한 범위의 파라미터값을 대상으로 통화정책의 장기중립성에 대한 명제와 통화정책의 초중립성에 대한 명제가 우리 나라에 있어서 성립하는지를 보다 체계적으로 검토하고자 한다.

본고의 주요결과를 요약하면 다음 세 가지와 같다. 첫째, 이론적으로나 실증적으로 적절한 범위에 있는 화폐수요함수 파라미터값에 대하여 화폐의 중립성 명제를 5%의 유의수준에서 기각할 수 없다. 둘째, 화폐의 초중립성 명제도 화폐의 중립성 명제와 마찬가지로 적절한 화폐수요의 소득탄력성값의 범위에서 기각할 수 없지만, 이 탄력값이 0.1보다 작을 경우에는 5%의 유의수준에서 한계적으로 기각된다. 셋째, 화폐의 초중립성 명제는 통화증가율의 산출물에 대한 즉시적 효과가 $[-0.5, 0.5]$ 범위 내에 있을 경우 한계적으로 기각된다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 추정모형과 계량경제적 방법론을 논의한 다음, 제Ⅲ장에서는 우리 나라의 자료를 이용하여 통화정책의 중립성 명제를 검토하고자 한다. 마지막으로 제Ⅳ장은 결어이다.

II. 模 型

1. 通貨政策의 外生性和 單純模型

Friedman and Schwartz(1963)는 방대한 시계열자료를 분석하여 화폐와 생산물 간에는 안정적인 관계가 있을 뿐만 아니라, 화폐가 생산물에 지대한 영향을 준다고 주장하였다. 이들의 영향을 받아 이후 많은 경제학자들은 화폐의 장기중립성명제를 검증하기 위해 다음과 같은 단순한 형태의 축약형 모형을 사용하였다.

$$y_t = \sum \beta_j m_{t-j} + \varepsilon_t = \beta(L)m_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서 $\beta(L) = \sum \beta_j L^j$ 이고 L 은 시차연산자(lag operator)를 나타낸다. 한편, $\beta(1)$ 은 β_j 계수의 합을 나타내기 때문에 항구적인 통화량(m)의 변화에 대응한 장기승수(long-run multiplier)라고 할 수 있다. 많은 경제학자들은 이러한 시차분산모형(distributed lag model)의 계수인 $\beta(1)$ 이 0이 되는지를 검토하여 화폐의 장기중립성 여부를 검증하였는데, 문제는 축약형을 이용한 중립성의 검증이 원구조방정식(original structural equation)의 함의와 반대되는 결론을 유도할 수 있다는 데 있다. 즉, 합리적 기대와 단기적 화폐의 비중립성을 동시에 가정한 모형의 경우, 이러한 축약형을 통한 통화정책의 중립성 검증이 그릇된 결론을 가져올 수 있다는 것이다.

이러한 실례를 살펴보기 위해 다음과 같은 총수요, 총공급모형을 살펴보자.

$$p_t + y_t = m_t + v_t \quad (2)$$

$$y_t = \beta(p_t - E_t p_t) \quad (3)$$

여기서 y_t , p_t , v_t , m_t 는 각각 t 기의 생산량, 물가, 유통속도, 통화량의 로그값들을 나타내며 $E_t p_t$ 는 t 기의 정보를 이용해 구한 t 기의 물가 p_t 의 기대치를 나타낸다. 식 (2)는 화폐수량설의 항등식인데, 화폐의 유통속도가 일정하다고 가정하면 이 식은 총수요와 물가가 역의 관계에 있는 단순한 총수요함수로 해석할 수 있다. 식 (3)은 Lucas공급함수(Lucas supply function)로서 산출물이 예기치 않은 물가상승의 증가함수로 표현되어 있다. 화폐의 유통속도가 일정하다고

가정하면 산출물에 대한 축약식은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$y_t = \frac{\beta}{1+\beta} (m_t - E_t m_t) \quad (4)$$

식 (4)에 따르면 산출물은 명목통화량이 예기치 않게 1% 증가할 경우 $\frac{\beta}{1+\beta}$ % 증가함을 알 수 있다.

축약형을 이용한 통화정책의 효과를 논의할 경우의 문제점을 살펴보기 위해 통화공급이 구체적으로 식 (5)와 같은 AR(1)과정을 따른다고 상정하자. t 기의 정보집합에 과거의 통화량, 산출물, 물가만이 포함되어 있다고 상정하면 산출물 결정식은 식 (6)과 같이 보다 간단히 주어진다.

$$m_t = \rho m_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$y_t = \frac{\beta(1-\rho L)m_t}{1+\beta} \quad (6)$$

축약형태의 산출물 결정식을 보면 통화공급함수가 어떠한 형태로 주어지는가에 따라 통화정책의 효과 역시 다르게 나타난다는 것을 알 수 있다. Lucas공급함수인 식 (3)은 오직 통화충격(monetary surprise)만이 단기적으로 산출량에 영향을 주며, 비중립적이며, 항구적인 통화량의 변화는 장기적으로 산출량에 영향을 미치지 못하도록 설정되어 있다. 그러나 축약형 형태로 표현한 산출물 결정식 식 (6)에 따르면 항구적인 통화량의 변화 역시 산출량에 장기적으로 영향을 미친다. 즉, 식 (6)으로 표현된 산출물 결정식을 보면, 통화량이 항구적으로 1% 변할 경우 산출물은 항구적으로 $\frac{\beta(1-\rho)}{1+\beta}$ %만큼 변하게 된다. 즉, $\rho=1$ 이 아니라면 축약형의 산출물 결정식은 항구적인 통화량의 변화가 산출물에 항구적인 영향을 준다는 함의를 지니게 된다. McCallum (1984)이 주장하였듯이, 이러한 사실은 축약형의 산출물식을 이용하여 스펙트럼밀도함수(spectral density function)의 빈도(frequency)가 0인 점에서 산출물과 통화량 간의 장기상관계수를 구해 보면 그 값이 0이 되지 않는다는 사실로부터도 확인할 수 있다. 이와 같이 축약형을 이용하여 화폐의 장기 중립성 여부를 검증할 경우 심각한 문제점이 발생하게 된다.

Lucas(1972)는 이러한 축약형 방정식을 통한 정책적 시사점모색의 문제점을 간과하고, 진정한 의미에서 화폐의 장기중립성을 검증하기 위해서는 통화정책의

구조를 결정하는 파라미터인 ρ 와 화폐충격에 대한 단기효과를 나타내는 파라미터인 β 간의 상호관계를 고려한 구조방정식을 설정하여야 한다고 주장하였다. 이러한 구조적 관계를 파악하여야 통화정책의 장기적 중립성 여부를 검증할 수 있다는 것이다. 그러나 King and Watson(1997)이 주장한 바와 같이 $\rho=1$ 로 주어진 경우, 즉 통화공급이 임의의 보행을 따를 경우 정확한 구조방정식을 설정하지 않더라도 축약형을 이용하여 통화정책의 중립성을 검증할 수 있다. 이를 살펴보기 위해 식 (6)을 다음과 같이 다시 정리하자.

$$y_t = \frac{\beta\rho}{1+\beta} \Delta m_t + \frac{\beta(1-\rho)}{1+\beta} m_t \quad (7)$$

여기서 $\rho=1$ 이면 통화량은 장기적으로 산출물에 영향을 미치지 않게 된다. 따라서 $\rho=1$ 일 경우 우리는 축약형태의 식 (7)을 이용하여 통화량의 산출물에 대한 장기효과를 검증할 수 있다. 화폐의 장기효과가 m_t 의 계수로 주어지기 때문에 피설명변수 y_t 를 설명변수 m_t 와 Δm_t 에 회귀분석하여 m_t 의 계수가 0이 되는지를 살펴보면 화폐의 장기효과가 있는지를 검증할 수 있다.

2. 模型의 一般化

앞 소절에서는 통화량이 $I(1)$ 과정을 따를 경우 화폐의 중립성 여부를 검증할 수 있다는 King and Watson(1997)의 주장을 간단한 예를 통하여 살펴보았다. 이하에서는 이러한 논의를 보다 일반화하여 살펴보도록 하자.

명시적 최적화모형이든 특정적 모형이든지 간에 통화량, 산출물과 물가 간의 관계는 다음과 같은 선형거시동학모형(linear dynamic macroeconomic model)으로 나타낼 수 있다.

$$\tau_y(L)y_t = \theta p_t + \phi_m(F)E_t m_t + \phi_\gamma(F)E_t \gamma_t \quad (8)$$

$$\tau_p(L)p_t = -\delta y_t + \varphi_m(F)E_t m_t + \varphi_\gamma(F)E_t \gamma_t \quad (9)$$

$$\Delta m_t = \mu(L)\varepsilon_t^m \quad (10)$$

$$\Delta \gamma_t = \zeta(L)\varepsilon_t^\gamma \quad (11)$$

여기서 ε_t^m , ε_t^y 는 각각 통화공급충격과 실물충격이고, $E_t m_s$ 는 t 시점에 이용 가능한 정보를 이용해 형성한 m_s 에 대한 기대치이다. 또한 F 는 $F^j[E_t m_t] = E_t m_{t+j}$ 를 만족하는 연산자이다. 그리고 $\tau_y(\cdot)$, $\phi_y(\cdot)$, $\phi_m(\cdot)$, $\tau_p(\cdot)$, $\varphi_m(\cdot)$, $\varphi_y(\cdot)$, $\mu(\cdot)$, $\zeta(\cdot)$ 등은 각 변수의 비음수 멱함수(non-negative powers)를 나타낸다. 경제의 총공급함수와 총수요함수를 나타내는 식 (8)과 식 (9)를 보면 새고전학파뿐만 아니라 케인지안의 아이디어도 동시에 반영되어 산출물과 물가가 실물 및 명목교란요인에 대하여 $\tau_y(L)$ 과 $\tau_p(L)$ 항목을 통하여 점진적으로 조정하도록 설정되어 있다. 또한 이 모형은 미래기대치를 모형 내에 도입하여 경제주체들이 과거(backward-looking)뿐만 아니라 미래에 대한 전망(forward-looking)도 고려하여 행동을 한다는 사실을 반영하고 있다.

통화공급이 $I(1)$ 과정을 따를 경우, 통화량은 다음과 같이 확률적 추세(stochastic trend) 부분과 일시적(stationary) 부분으로 분해할 수 있다.

$$\Delta m_t = \mu(1)\bar{m}_t + \bar{\mu}(L)\varepsilon_t^m + m_0 \quad (12)$$

여기서 $\mu(1)\bar{m}(t) = \mu(1) \sum_{s=1}^t \varepsilon_s^m$ 는 m_t 의 항구적인(permanent) 부분을 나타내며, $\bar{\mu}(L)\varepsilon_t^m = [\mu(L) - \mu(1)]/(1-L)\varepsilon_t^m$ 은 m_t 의 일시적인(transitory) 부분을 나타낸다. 식(12)를 식(8), 식(9)에 대입하여 산출물을 구하면 식(13)과 같다.

$$y_t = \tau_{ym}\mu(1)\bar{m}_t + \beta_m(L)\varepsilon_t^m + \beta_y(L)\gamma_t + o \quad (13)$$

여기서 τ_{ym} 은 $\tau_y(L)$, $\tau_p(L)$, $\phi_m(F)$, $\varphi_m(F)$ 와 θ , δ 등의 함수로서 통화량이 항구적으로 1% 변할 때 산출물은 장기적으로 몇 % 변하는지를 나타낸다. 따라서 거시경제모형의 화폐중립성 명제는 $\tau_{ym} = 0$ 라는 조건에 해당된다.

식 (13)을 보면 통화량의 적분성(integration) 여부가 축약형의 방정식을 이용해 화폐의 중립성을 검증할 수 있는지의 여부를 결정한다는 것을 알 수 있다. 만약 m_t 가 적분되어 있지 않다면, $\mu(1) = 0$ 이므로 τ_{ym} 을 포함하는 항목도 없어지게 된다. 이 경우에는 앞절의 예에서도 논의하였듯이 (13)식과 같은 축약형을 이용하여 화폐의 중립성 여부를 검증하는 것은 불가능하게 된다. 따라서 이 경우에는 Lucas-Sargent의 주장대로 모형의 구조파라미터(structural parameters)를 추정하고 명시적인 구조모형의 해를 구하여야만 τ_{ym} 을 구할 수 있게 된다. 그러나 만약 $\mu(L)$ 이 가역적(invertible)이어서 m_t 가 적분되어 있으면, $\mu(1)$ 은 0이 되

지 않기 때문에 축약형을 이용한 화폐의 중립성 검증이 가능하게 된다. 이 경우를 추가적으로 논의하기 위해 식 (13)을 다음과 같이 정리하자.

$$y_t = \tau_{ym} m_t + \bar{\beta}_m(L) \Delta m_t + \beta_\gamma(L) \gamma_t + o \quad (14)$$

여기서 $\bar{\beta}_m(L)$ 은 $\beta_m(L)$ 과 $\bar{\mu}(L)$ 의 계수들의 함수이다. 식 (14)에 따르면, y_t 를 m_t 와 Δm_t 의 시차변수들에 대하여 회귀분석하여 τ_{ym} 을 추정하면 화폐의 중립성 여부를 검증할 수 있다. 식 (14)의 잔차항인 $\beta_\gamma(L) \gamma_t$ 에 시계열상관관계가 존재하기 때문에 일반최소자승법(Generalized Least Squares: GLS)을 이용하여 τ_{ym} 계수를 추정하여야 함은 물론이다. 그러나 만약 η_t 가 적분되어 있다면, 통상적인 최소자승법(OLS)으로 식 (14)를 추정할 수 있게 되는데, 이는 식 (14)를 아래와 같이 재정리하면 쉽게 알 수 있다.

$$\nu(L) \Delta y_t = \nu(1) \tau_{ym} \Delta m_t + \bar{\beta}_m(L) \Delta^2 m_t + \epsilon_t^\gamma \quad (15)$$

여기서 $\nu(L) = \zeta(L)^{-1} \beta_\gamma(L)$ 이고, $\bar{\beta}_m(L) = \nu(L) \bar{\beta}_m(L)$ 이다. 식 (15)를 OLS로 추정하여 Δm_t 의 계수가 0인지 여부를 검증하면 통화정책이 장기적으로 중립적인지의 여부를 검증할 수 있게 된다.

3. 벡터자기회귀모형

앞절에서 우리는 화폐의 중립성을 논의할 때, t 기의 통화량이 $t-1$ 기까지의 과거통화량에만 의존한다는 제한적인 가정을 하였다. 그러나 실제 통화정책당국은 실물경기의 움직임에 적절히 대응하기 위해 과거나 현재의 산출물 움직임에 따라 통화공급을 피드백(feedback)시키는 경우가 일반적이기 때문에 이러한 가정은 극히 제한적이라고 할 수 있다.³⁾ 경기안정화를 위해 통화량을 조절한다고 상정하더라도 외생적인 통화공급을 상정하고 논의한 앞절의 결과는 변하지 않지만, 계수추정시 구조파라미터의 식별문제(identification)에 직면하게 된다. 이러한 일반적인 경우를 염두에 두고 통화정책의 장기중립성 여부를 논의하기 위해 통화

3) Goodfriend and King(1997), Yun(1996) 등에서 지적하듯이 통화정책은 경기변동에 대응하는 피드백 룰 형태를 따르는 것이 일반적이다. Cochrane(1994)는 VAR모형을 통하여 통화정책의 효과를 검증할 때 유의하여야 할 사항 중의 하나로 통화정책의 내생성을 들고 있다. 자세한 내용은 Cochrane(1994) 참조.

정책당국이 다음과 같이 과거통화뿐만 아니라 산출물의 변화까지도 반영하여 통화정책을 변화시킨다고 가정하자. 그러면 통화공급 및 산출물결정에 대한 축약식은 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$\Delta m_t = \lambda_{my} \Delta y_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{my}^j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{mm}^j \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^m \quad (16)$$

$$\Delta y_t = \lambda_{ym} \Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{yy}^j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{ym}^j \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^y \quad (17)$$

여기서 λ_{my} 는 즉각적인 산출물의 통화량공급에 대한 영향을 나타내며, λ_{ym} 은 통화공급의 즉시적인 산출량에 대한 효과를 나타낸다. 이렇게 주어진 식 (16)과 식 (17)은 통화증가율 및 산출물 증가율에 대한 p 차 벡터자기회귀모형이 된다. 이를 벡터형태로 표현하면 아래와 같다.

$$A(L)X_t = \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\text{여기서 } A(L) = \sum_{j=1}^p A_j L^j \text{이고, } X_t = \begin{bmatrix} \Delta m_t \\ \Delta y_t \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \Delta \varepsilon_t^m \\ \Delta \varepsilon_t^y \end{bmatrix},$$

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & -\lambda_{my} \\ -\lambda_{ym} & 1 \end{bmatrix},$$

$$A_j = \begin{bmatrix} \alpha_{mm}^j & \alpha_{my}^j \\ \alpha_{ym}^j & \alpha_{yy}^j \end{bmatrix}, \quad j = 1, \dots, p$$

이 때 통화량 1% 변화가 산출물에 주는 장기승수효과는 $\tau_{ym} = \alpha_{ym}(1)/\alpha_{yy}(1)$ 로 주어진다. 통화공급이 내생적일 경우 이들 계수에 대한 식별문제에 직면하게 되기 때문에, 선형적으로 파라미터값을 식별하지 않는다면 통화정책의 중립성검증은 불가능하게 된다. 이 문제를 보다 구체적으로 살펴보기 위해 식 (18)을 다음과 같은 축약형태로 정리해 보자.

$$X_t = \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + e_t \quad (19)$$

여기서 $B_i = A_0^{-1} A_i$ 이고 $e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$ 이다. 행렬 A_i 와 ε 의 분산공분산행렬 Σ_ε 은 다음의 방정식에 의해 결정된다.

$$A_0^{-1}A_i = -B_i, \quad i = 1, \dots, p \quad (20)$$

$$A_0^{-1}\Sigma_\varepsilon A_0^{-1'} = \Sigma_e \quad (21)$$

식 (20)에서 A_i 는 A_0 와 A_i 의 함수로서 표현되어 있으며, 식 (21)에서 A_0 와 Σ_ε 는 Σ_e 의 함수로 표현되어 있다. 주어진 시계열자료를 이용해 B_i 와 Σ_e 를 구한다고 하더라도, 추가적인 가정을 하지 않는다면 이 추정치들로부터 구조적 벡터자기회귀모형의 계수로 이루어진 A_i 와 Σ_e 를 유일하게 결정할 수 없게 된다.

통상적인 관례에 따라 ε_t^m 과 ε_t^y 간에 상관관계가 없다고 가정하면, A_0 와 Σ_e 에는 $\sigma_{\varepsilon m}$, $\sigma_{\varepsilon y}$, λ_{my} , λ_{ym} 등 4개의 미지수가 있고, Σ_e 에는 3개의 추정치만 있기 때문에 추가적인 가정이 필요하다. 먼저 Geweke(1986), Shapiro and Watson(1988), Fisher and Seater(1993)처럼 동시적 효과(contemporaneous effect)를 나타내는 행렬인 $A(0)$, 즉 λ_{my} 또는 λ_{ym} 값을 사전적으로 가정하여 축차적인(recursive) 방법으로 이 문제를 해결하거나, 최근 거시경제학에서 많이 활용되는 변수들 간의 장기적 관계를 사전적으로 가정하여 이 문제를 해결할 수 있다. 후자의 방법은 $\tau_{my} = \frac{\alpha_{my}(1)}{\alpha_{mm}(1)}$ 과 $\tau_{ym} = \frac{\alpha_{ym}(1)}{\alpha_{yy}(1)}$ 과 같이 장기승수행렬(matrix of long-run multipliers)인 $A(1)$ 의 값을 사전적으로 설정하는 것인데, Blanchard and Quah(1989), Gali(1992), King and Watson(1997), King, Plosser, Stock, and Watson(1991), Shapiro and Watson(1988), Weber(1994) 등이 이 방법을 활용하고 있다. 화폐의 장기중립성($\tau_{ym} = 0$)을 가정하는 것은 구조충격(structural shocks)인 ε_t^m 과 ε_t^y 를 분리시키는 하나의 방법이다. 화폐의 장기중립성 대신 화폐의 장기적 효과를 일정한 값으로 가정하여도 식별문제를 해결할 수 있음은 물론이다. 본고에서는 King and Watson(1997)의 제안에 따라 특정한 하나의 식별조건을 가정하지 않고 우리의 관심대상인 파라미터값을 일정한 범위 내에서 변화시켜 통화정책이 산출물에 미치는 효과가 어떻게 변하는지를 살펴보는 방법을 따르도록 하겠다.

Ⅲ. 實證結果

1. 方法論

본고에서는 SVAR의 추정방법가운데 도구변수(instrumental variables: IV)를 이용하는 2단계 최소자승법(two-stage least squares: 2SLS)을 활용한다. 먼저 화폐의 장기중립성을 나타내는 파라미터인 τ_{ym} 을 이용해 모형을 식별한다는 가정하에 통화정책의 효과를 살펴보기 위해 식 (17)을 다음과 같이 재정리하자.

$$\begin{aligned} \Delta y_t - \tau_{ym} \Delta m_t \\ = \tau_{yy} \Delta y_{t-1} + \sum_{j=0}^{p-1} \alpha_{ym}^j \Delta^2 m_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{yy}^j \Delta^2 y_{t-j} + \varepsilon_t^y \end{aligned} \quad (22)$$

여기서 $\Delta^2 m_t$ 가 ε_t^y 와 상관관계를 가지기 때문에 OLS방법으로 식 (22)를 추정할 수 없다. 따라서 τ_{ym} 값을 선형적으로 결정하고 도구변수법으로 식 (22)를 추정하여야 한다. 도구변수로서는 1기부터 p 까지의 Δy_t 와 Δm_t 의 시차변수를 사용한다. 또 다른 추정식인 식 (16)을 재정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta m_t = \tau_{my} \Delta y_t + \tau_{mm} \Delta m_{t-1} + \sum_{j=0}^{p-1} \alpha_{my}^j \Delta^2 y_{t-j} \\ + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{mm}^j \Delta^2 m_{t-j} + \varepsilon_t^m \end{aligned} \quad (23)$$

〈표 1〉 표본평균 및 표준편차

변 수	평 균	표준편차
$\Delta y(t)$	8.317	13.254
$\Delta m(t)$	20.350	7.365
$\Delta^2 m(t)$	-0.025	5.768

주: $\Delta y(t)$, $\Delta m(t)$, $\Delta^2 m(t)$ 는 각각 GDP, M_2 의 로그 1차차분값 및 2차차분값을 나타내며, 모든 변수는 로그값을 취한 후 400을 곱하여 연율로 환산하였다.

식 (22)와 동일하게, 식 (23)도 도구변수법으로 추정할 수 있는데, 이 때는 식 (22)의 도구변수들과 추정된 잔차값인 ϵ_t^y 를 추가적인 도구변수로 사용한다.

2. 單位根檢證

본고에 이용된 시계열자료는 1970년 1/4분기~1997년 4/4분기의 실질GDP와 명목통화량(M_2)으로서 X-11 ARIMA방법에 의해 시계열조정을 하였다. 단위근의 존재 여부를 살펴보면 <표 2>에서도 나타나 있듯이, 우리 나라의 경우 실질GDP와 총통화량에는 단위근이 존재한다고 할 수 있다. 또한 ADF의 검정결과에 따르면 총통화량의 경우 1차차분에도 단위근이 존재한다는 함의가 있는 반면, Phillips-Perron검정의 결과에 따르면 이를 기각하고 있어 총통화증가율의 변화, 즉 통화정책의 초중립성에 대한 검토를 하는 것도 바람직할 듯 하다. 이에 따라 본고에서는 중립성 명제와 함께 초중립성 명제도 아울러 논의하고자 한다.⁴⁾

1972년 1/4분기부터 1997년 4/4분기까지의 실질산출물과 총통화량의 확률적 추

<표 2> 단위근검증결과

변수	ADF τ^f	ADF τ^μ	PP τ^f	PP τ^μ
$y(t)$	-0.983	-2.059	-1.634	-3.959
$m(t)$	-2.371	-1.357	-4.562	-1.076
Δm_t	-2.365	-3.440	-4.256	-5.649
$\Delta^2 m_t$	-6.428	-6.387	-14.456	-14.391

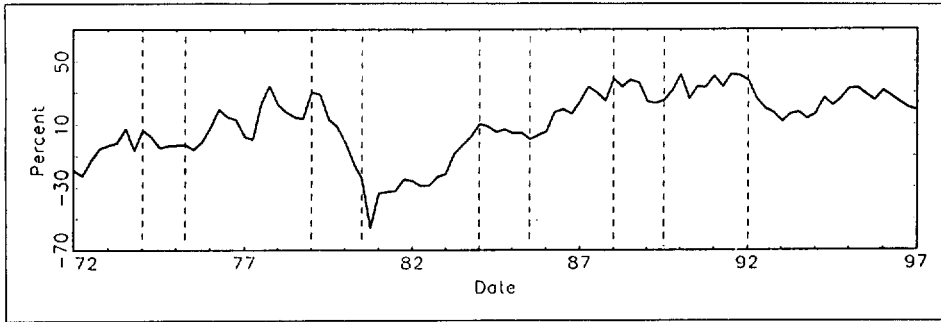
주: τ^f 는 절편만을 포함한 것이고, τ^μ 는 절편 및 추세를 모두 포함한 경우이다. 그리고 단위근검증에서는 4차의 시차변수들을 포함하였다.

- 4) 이론적으로 실질GDP, 명목통화량, 물가는 공적분되어 있어야 하지만 실질GDP와 명목통화량이 공적분되어야 할 필요는 없다. 실증적으로 실질GDP와 명목통화량간에 공적분관계가 있다는 가설을 Johansen방법으로 검증해 보면, 아래 표와 같이 이들 변수간에 공적분관계가 있다는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각된다.

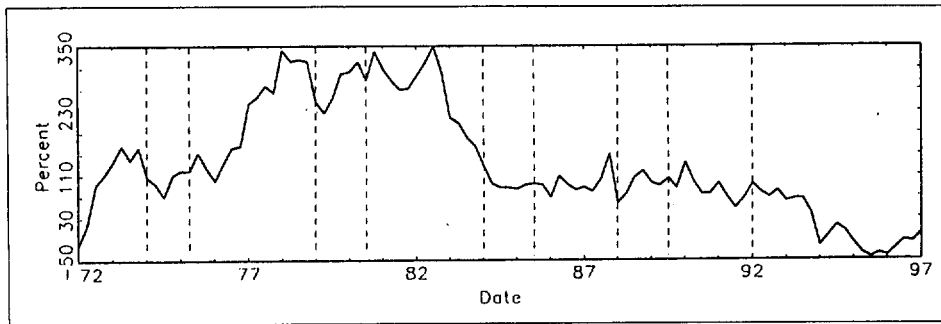
특성근	LR	5% 유의수준	1% 유의수준	귀무가설(공적분의 수)
0.095	11.64	15.41	30.04	0
0.009	1.00	3.76	6.65	1개

〈그림 1〉

A. stochastic trend in real output



B. stochastic trend in nominal money

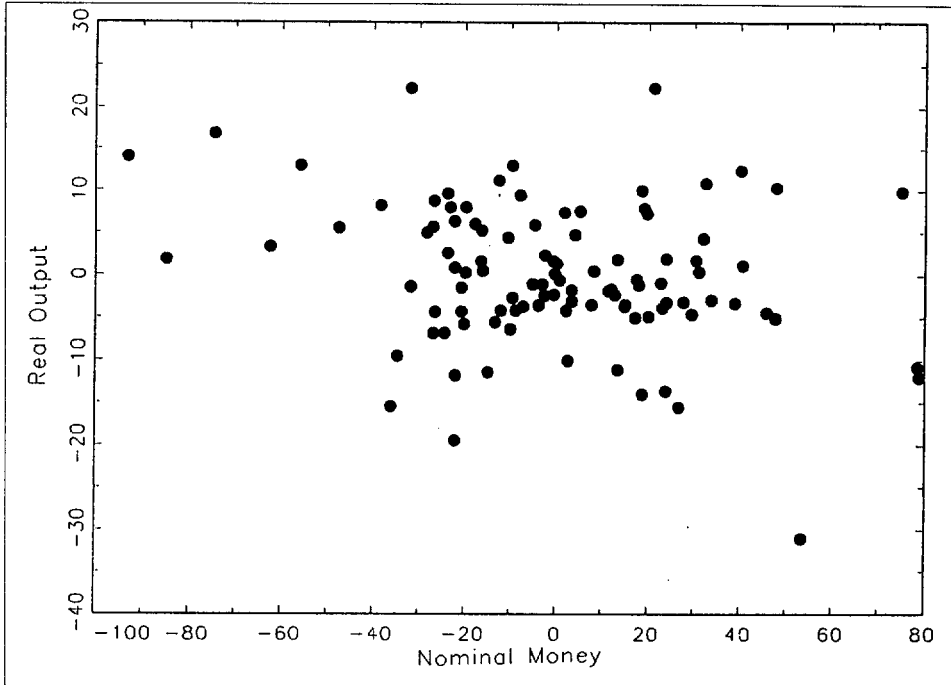


세를 Beveridge and Nelson(1981)의 방법을 이용해 구해 보면 〈그림 1〉과 같이 나타난다. 여기서 점선은 통계청에서 발표한 경기저점과 정점을 표시하고 있다. 다음으로 축약형의 VAR모형으로부터 $e_t = \Phi(L)X_t$ 로 주어지는 VAR예측 오차(forecast errors)의 상관계수는 0.04인 반면, $\Delta\tau_t = \Phi(1)^{-1}e_t$ 로 주어지는 확률적 추세(stochastic trends)충격의 상관계수는 -0.03으로 나타나 통화량과 실질산출물 간에는 장기적으로 매우 미약한 음의 상관관계가 있음을 알 수 있다. 이는 분석대상 기간인 1970년 1/4분기부터 1997년 4/4분기까지의 실질GDP의 확률적 추세충격과 통화량의 확률적 추세충격을 나타낸 〈그림 2〉에서도 시각적으로 나타나 있다.

3. 貨幣의 長期的 中立性 檢證

이러한 표면적인 결과를 보다 엄밀하게 살펴보기 위해 VAR모형을 추정하고 단기 및 장기제약을 이용해 통화정책의 효과를 보다 체계적으로 분석하도록 하

〈그림 2〉



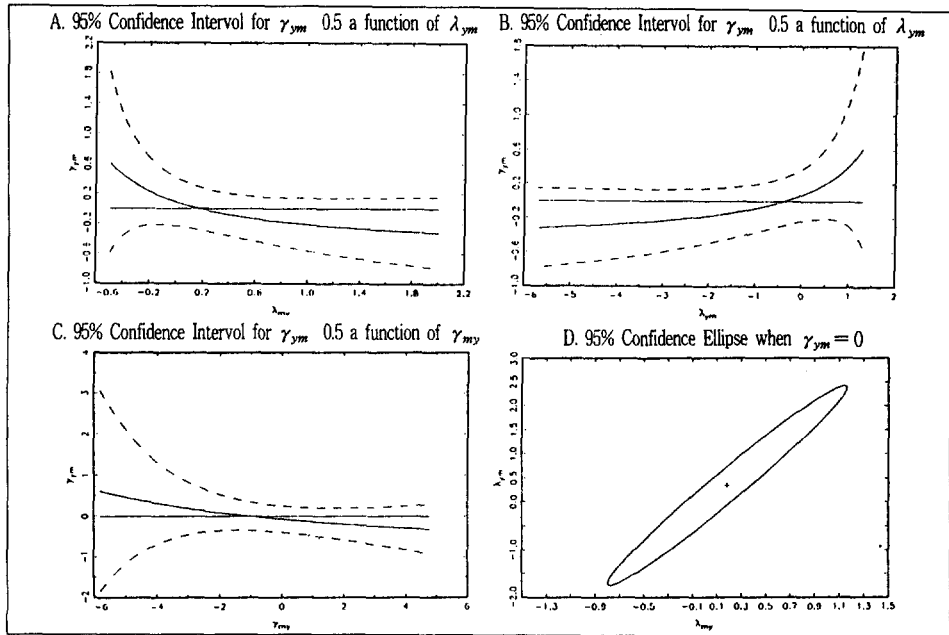
자. King and Watson(1997)을 따라 기존의 화폐금융이론 및 실증결과로부터 추론될 수 있는 특정 파라미터의 값을 일정범위 내에서 변화시킬 때, 통화량이 실질산출물에 장기적으로 어떠한 영향을 주는지 τ_{ym} 값의 변화를 통하여 살펴보도록 하자.

〈그림 3〉의 A는 실질산출물의 통화량에 대한 즉시적 효과인 λ_{my} 의 값을 변화시킬 때 τ_{ym} 이 포함될 95%의 신뢰구간을 표시하고 있으며, B는 통화량의 실질산출물에 대한 즉시적 효과인 λ_{ym} 값을 변화시킬 때 τ_{ym} 의 95% 신뢰구간을, C는 실질산출물의 통화량에 대한 장기적 효과인 τ_{my} 가 변할 때 나타나는 τ_{ym} ⁵⁾의 95% 신뢰구간을 나타내고 있다. 실질산출물의 통화량에 대한 즉시적 효과는 화폐수요함수에서 화폐수요의 소득에 대한 탄력성으로 해석할 수 있다. 대부분의 이론적 모형이 함의하는 동 탄력성의 값이나 실증분석에서 구한 값이 모두 2보다 큰 경우는 없기⁶⁾ 때문에, 이 탄력치가 2보다 작은 경우만을 대상으로 논의

5) 이하 모든 파라미터값들은 모두 탄력성을 나타낸다.

6) Lucas and Stokey(1987)의 선현금모형(cash-in-advance model)이나 화폐효용함수모형(money-in-utility function model)의 경우나 모두 화폐수요의 장기소득탄력성은 1이다.

〈그림 3〉



를 전개하도록 하겠다. 먼저 〈그림 3〉의 A에서 통화의 장기중립성($\tau_{ym}=0$)을 가정할 때 화폐수요의 단기적 소득탄력성은 0.32가 됨을 알 수 있다. 다음으로 〈그림 3〉의 B에서는 통화량의 산출물에 대한 즉시적 효과를 나타내는 λ_{ym} 의 모든 범위의 값에 대하여 A와 마찬가지로 통화의 장기중립성 명제를 5% 유의수준에서 기각할 수 없음을 알 수 있다. 화폐수요의 장기소득탄력성이 이론적으로 1이라고 할 때, 〈그림 3〉의 C에서 통화량이 산출물에 미치는 장기적 효과는 -0.2가 됨을 알 수 있다. 따라서 B에서와 마찬가지로 τ_{my} 의 모든 범위의 값에 대하여 통화의 장기중립성 명제를 5% 유의수준에서 기각할 수 없다. 특히 화폐의 장기중립성 가정에 도출한 $(\lambda_{my}, \lambda_{ym})$ 의 결합적 95% 신뢰구간을 나타낸 〈그림 3〉의 D를 보면, 실증적으로 적절한 모든 범위의 화폐수요 소득탄력성 및 통화공급의 내생성 값들이 이 타원형의 그래프내에 포함되어 있어 화폐의 장기중립성 명제가 강력하게 지지되고 있음을 알 수 있다. 〈표 3〉은 화폐수요의 단기적 소득탄력성 및 화폐의 소득에 대한 즉시적 효과가 0일 경우 화폐의 장기적 효과가 다양한 시차에 대해 어떻게 변화하는지를 정리하고 있다. 여기서도 본 논문의 실증결과가 시차와 표본기간을 어떻게 설정하든지 간에 상관없이 강인하게 성립하고 있음을 알 수 있다.

〈표 3〉 VAR모형이 $\{X_t = (\Delta m_t, \Delta y_t)'\}$ 인 경우 τ_{ym} 의 추정치

표본기간	시 차	$\lambda_{my} = 0$	$\lambda_{ym} = 0$	$\tau_{my} = 0$
1972-1997	6	0.09(0.16)	0.08(0.15)	-0.14(0.17)
1975-1997	6	0.06(0.18)	0.07(0.18)	-0.11(0.21)
1979-1997	6	0.13(0.42)	0.17(0.40)	-0.78(0.34)
1972-1997	4	0.16(0.15)	0.14(0.15)	-0.10(0.14)
1972-1997	8	0.02(0.13)	0.01(0.13)	-0.11(0.13)

주: ()는 표준편차를 나타낸다.

이러한 결과를 보다 시각적으로 살펴보기 위해 장기적 효과인 τ_{ym} 값을 변화시킬 경우 나타나는 정보를 충격반응함수를 통하여 살펴보도록 하자. SVAR모형의 경우, 1단위 충격이 h 기간 이후 X_t 에 미치는 효과는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

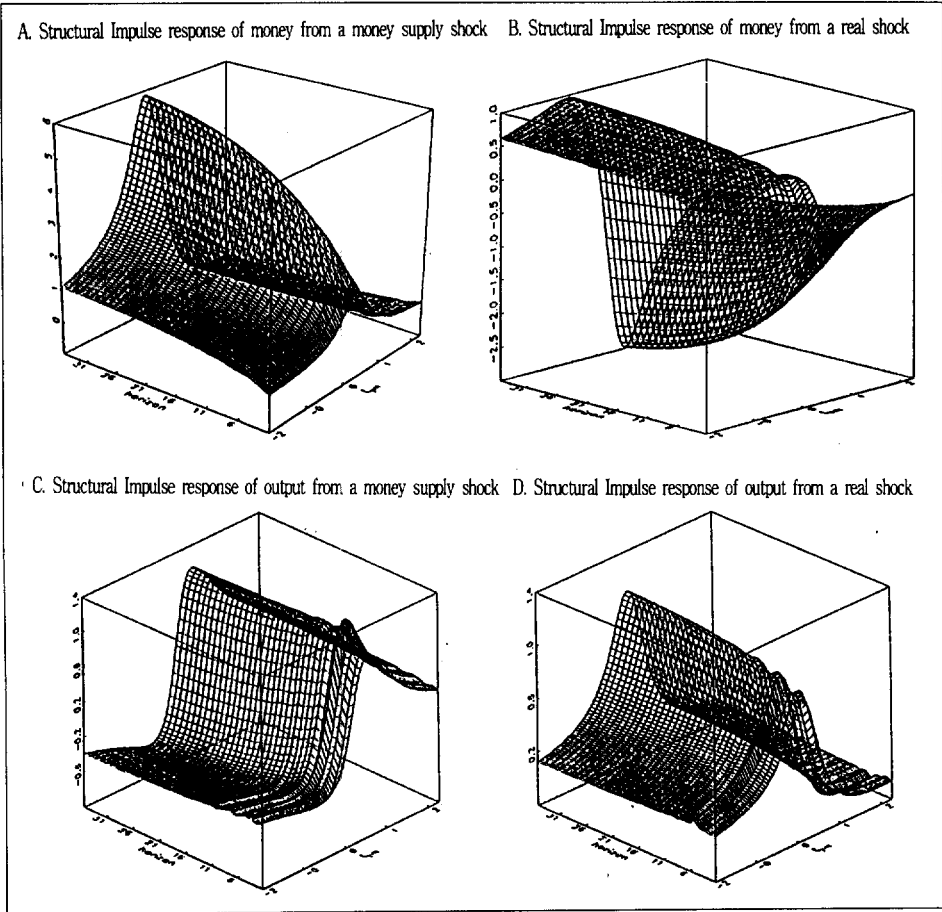
$$E(X_{t+h} | F_t) - E(X_{t+h} | F_{t-1}) = \frac{dX_{t+h}}{d\epsilon_t} = A_h^{-1} = B_h^{-1} A(0)^{-1}$$

이 때 구조적 충격은 직교화가 되도록 구성되어 있기 때문에 더 이상 분해할 필요가 없다. 그리고 B_h^{-1} 은 OLS추정법에 의하여 구할 수 있으며, $A(0)^{-1}$ 은 도구변수법에 의하여 구할 수 있다.

〈그림 4〉의 A와 C는 1%의 화폐충격(a money supply shock)⁷⁾이 가해질 경우, 통화량의 산출물에 대한 장기적 효과, 즉 τ_{ym} 값이 -2에서 2 사이에서 변할 때 나타나는 통화량과 실질산출물의 충격반응함수를 3차원 공간에서 나타내고 있다. 특히 〈그림 4〉 C의 횡단면은 화폐충격에 대한 산출물의 장기적 효과를 변화시킴에 따라 나타나는 산출물의 충격반응함수를 보여 주고 있다. 〈그림 4〉의 B와 D는 1%의 실물충격이 가해질 경우 통화 및 산출물의 장기적 효과를 나타내고 있다.

7) 수요충격(a demand shock)과 화폐충격(a monetary supply shock)은 엄밀히 말하여 다른 성격이지만, 충격을 2종류로 분류한 본고에서는 이들을 동일시하여 혼용하고 있다.

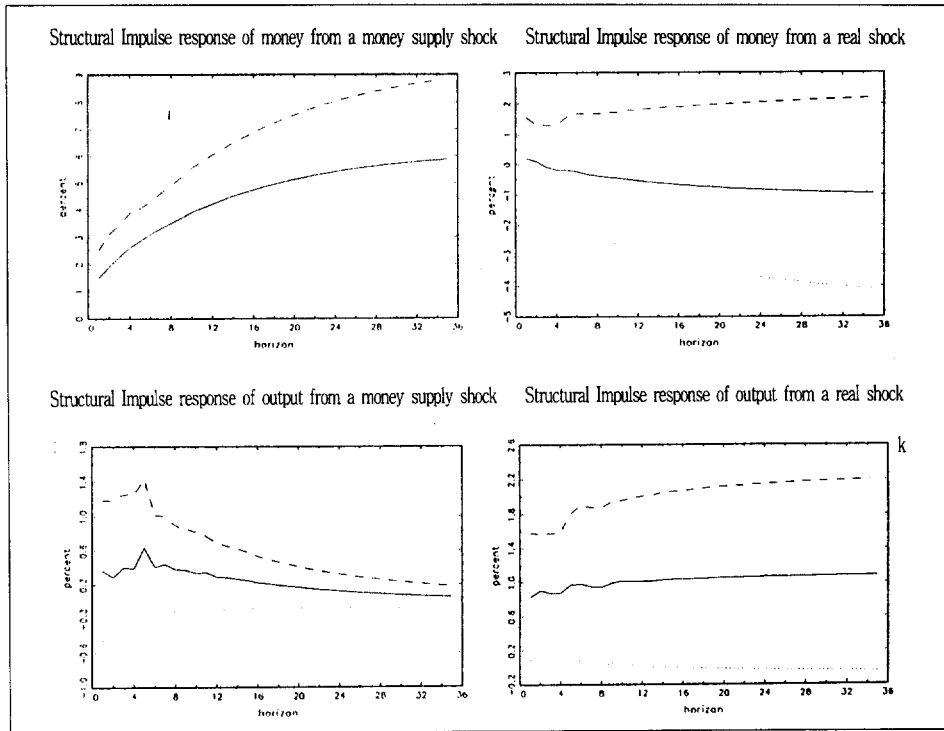
〈그림 4〉



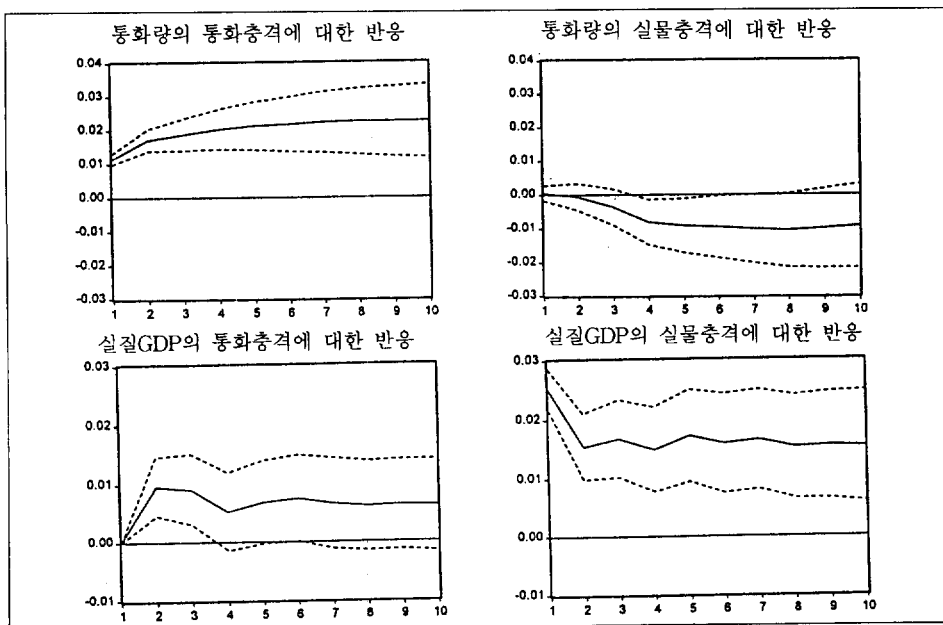
〈그림 5〉⁸⁾는 화폐의 장기중립성하에서 실질산출물과 통화량이 실물충격 및 화폐충격에 대해 어떻게 반응하는지를 나타내고 있으며, 〈그림 6〉은 이러한 화폐의 장기적 중립성을 가정하지 않고 통상적인 Choleski방식에 따라 화폐의 산출물에 대한 즉시적 효과가 0이라고 가정할 때, 산출물과 통화량이 실물충격 및 화폐충격에 어떻게 반응하는지를 나타내고 있다. 이 두 그림을 비교해 보면 각 변수의 화폐 및 실물충격에 대한 효과는 다소 상이함을 알 수 있는데, 특히 산출물의 화폐충격에 대한 효과가 두드러지게 다를 수 있다. 이처럼 어떠한 식별조건을 사용하는가에 따라 각 내생변수의 충격반응함수도 다르게 된다.

8) 〈그림 5〉와 〈그림 6〉에서의 점선은 100번의 Monte-Carlo시뮬레이션을 통하여 구한 2단위 표준편차를 나타내고 있다.

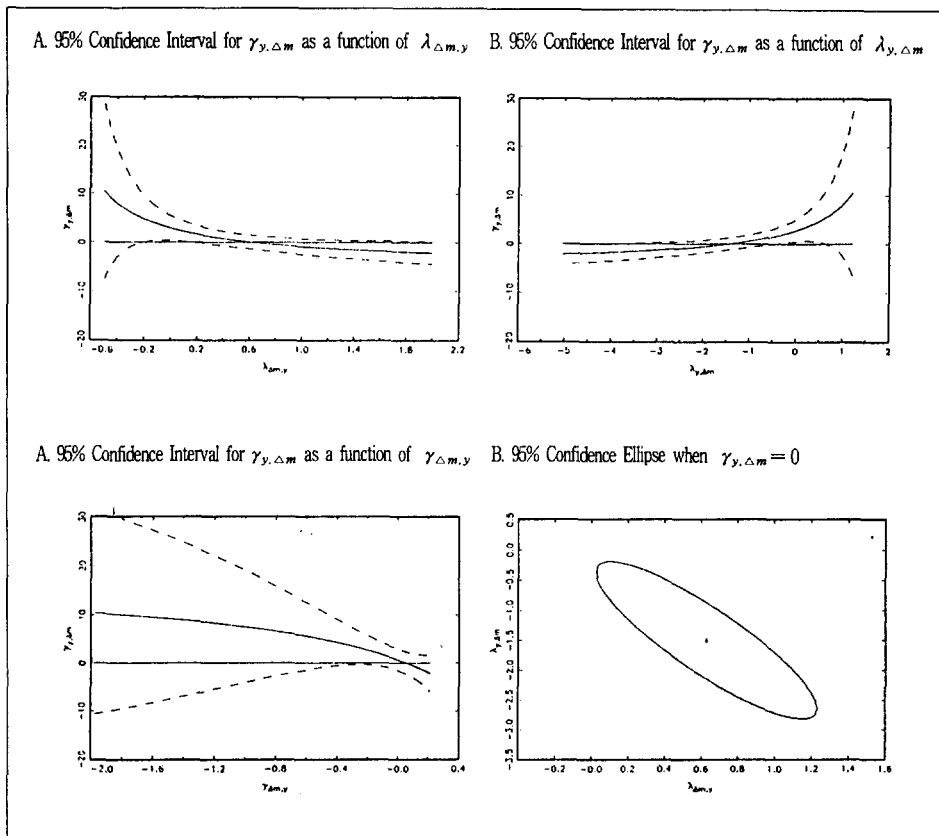
〈그림 5〉



〈그림 6〉 단순VAR의 충격반응함수



〈그림 7〉



마지막으로 〈그림 7〉은 화폐충격과 실물충격이 각각 실질GDP의 변동과 통화량의 변동을 얼마만큼 설명하는지를 SVAR의 예측오차를 무한시점에서 장기분산 분해하여 시각적으로 나타내고 있다. 〈그림 7〉을 보면 화폐의 장기적 효과가 어떻게 되는가에 따라 실물충격과 화폐충격이 실질GDP에 미치는 효과 역시 다르게 나타날 수 있음을 알 수 있다. 화폐의 장기적 중립성이 성립하는 경우, 실물충격이 실질GDP의 변동 대부분을 설명하며 명목충격 내지 화폐충격이 통화량변동의 대부분을 설명한다는 것을 알 수 있다.

4. 貨幣의 長期的 超中立性 檢證

단위근검증결과에서도 나타났듯이, 통화량이 $I(2)$ 라는 가설을 기각하지 못하는 경우가 기간별로 있다. 이에 따라 본 소절에서는 통화량이 $I(2)$ 과정을 따를 때

화폐가 실질산출물에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보도록 하겠다. 이는 화폐의 초중립성 여부의 검증과 직결되는데, 이를 구체적으로 살펴보기 위해 산출물결정식 (17)을 아래와 같이 재정리하자.

$$\Delta y_t = \alpha_{ym}(1)\Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{yy}^j \Delta y_{t-j} + \alpha_{ym}^*(L) \Delta^2 m_t + \varepsilon_t^y \quad (24)$$

단, $\alpha_{ym}^*(L) = [\alpha_{ym}(L) - \alpha_{ym}(1)](1-L)^{-1}$ 이다.

식 (24)에서 $\Delta^2 m_t$ 의 계수가 0인지의 여부를 검증하여 보면 화폐의 장기적 초중립성이 성립하는지를 알 수 있다. 실질GDP와 통화증가율로 이루어진 축약형 VAR모형에 있어서 예측오차의 상관계수는 0.02인 반면, 확률적 추세 간의 상관계수는 0.19로 나타나, 분석대상 기간중에 통화증가율과 실질산출물 간에는 장기적으로 미약하나마 양의 상관관계가 있음을 알 수 있다. 앞 소절에서와 마찬가지로 이러한 표면적인 결과를 보다 엄밀하게 살펴보기 위해 SVAR모형을 추정하고 단기 및 장기제약을 이용해 이로부터 보다 강인한 시사점을 도출해 보도록 하자.

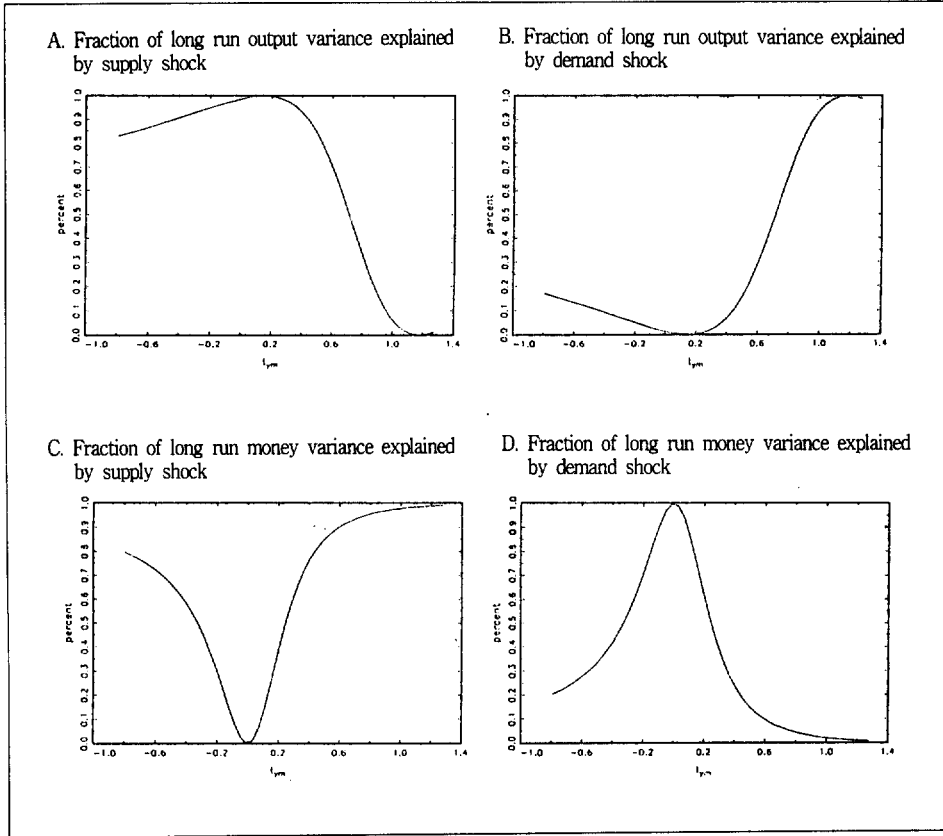
먼저 <그림 8>의 A를 보면 $\lambda_{\Delta my}$ 가 2보다 작을 경우에 통화의 장기적 초중립성을 나타내는 $\tau_{y\Delta m} = 0$ 선은 95%의 신뢰구간을 나타내는 점선 내에 대부분 포함되며, $\lambda_{\Delta my}$ 값이 0.2와 -0.1사이에 있을 때만 화폐의 장기적 초중립성 명제가 5%의 유의수준에서 한계적으로 기각된다는 것을 알 수 있다. 다음으로 <그림 8>의 B에서도 A와 마찬가지로 통화증가율의 산출물에 대한 즉시적 효과를 나타내는

<표 4> VAR모형이 $\{X_t = (\Delta^2 m_t, \Delta y_t)'\}$ 인 경우의 $\tau_{y\Delta m}$ 추정치

표본기간	시 차	$\lambda_{\Delta my} = 0$	$\lambda_{y\Delta m} = 0$	$\tau_{\Delta my} = 0$
1972-1997	6	2.91(1.29)	2.83(1.17)	0.67(1.12)
1975-1997	6	2.32(1.29)	2.60(1.32)	1.09(1.45)
1979-1997	6	2.42(1.92)	2.97(2.11)	0.42(2.12)
1972-1997	4	1.64(0.89)	1.50(0.69)	0.95(0.77)
1972-1997	8	2.02(1.18)	2.01(1.06)	1.06(1.50)

주: ()는 표준편차를 나타낸다.

〈그림 8〉



파라미터인 λ_{ydm} 의 거의 모든 범위의 값에 대하여 화폐의 장기적 초중립성 명제를 5% 유의수준에서 기각할 수 없음을 알 수 있다. 다만 λ_{ydm} 의 값이 $[-0.5, 0.5]$ 범위에 있을 때만 화폐의 장기적 초중립성 명제를 5% 유의수준에서 기각할 수 있다. 〈그림 8〉의 C에서도 A와 마찬가지로 통화증가율의 산출물에 대한 장기적 효과를 나타내는 τ_{my} 의 모든 범위의 값에 대하여 화폐의 장기적 초중립성 명제를 5% 유의수준에서 기각할 수 없음을 나타내고 있다.

화폐의 장기적 중립성 명제검증에서와 마찬가지로 화폐의 장기적 초중립성 명제 검증에서도 화폐수요의 단기적 소득탄력성(λ_{my})이 -0.2 에 수렴할수록 화폐의 산출물에 대한 장기효과뿐만 아니라 통화증가율의 산출물에 대한 장기효과도 발산하고 신뢰구간도 발산하는 양상을 보이고 있다. 이는 이 구간의 파라미터값을 가지고 SVAR모형을 식별하고 추정할 때 도구변수의 적합성 여부를 보다 세심하게 검토하여야 한다는 것을 시사하고 있다.

IV. 結 論

본고에서는 구조적 벡터자기회귀모형을 이용하여 화폐의 장기적 중립성 명제가 우리 나라의 경우 과연 성립하는지를 살펴보았다. 이러한 실증결과로부터 우리가 얻을 수 있는 결론은 다음 세 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 이론적으로나 실증적으로 적절한 화폐수요함수의 파라미터값의 범위에서뿐만 아니라 매우 넓은 화폐수요의 소득탄력성값의 범위에 있어서도 화폐의 장기적 중립성 명제를 5%의 신뢰구간에서 기각할 수 없다. 둘째, 화폐의 장기적 초중립성 명제도 화폐의 장기적 중립성 명제와 마찬가지로 적절한 범위의 화폐수요의 소득탄력성값에 대하여 기각할 수 없다. 셋째, 화폐의 장기적 초중립성 명제는 통화증가율의 산출물에 대한 즉시적 효과가 $[-0.5 \ 0.5]$ 범위에 있을 경우에만 한계적으로 기각된다.

그러나 본고의 이러한 결론은 SVAR모형의 추정에 있어서 가정되는 잔차항과 도구변수 간의 상관관계에 크게 의존하는 한계가 있으므로 추후에 이를 보완하는 연구가 필요한 것으로 사료된다.

參 考 文 獻

1. Ahmed, S. and J.H. Rogers, "Long-Term Evidence on the Tobin and Fisher Effects: A New Approach", *Working Paper*, FRB of Washington, 1996.
2. Bayoumi, T. and J. Gagona, "Taxation and Inflation: A New Approach for International Capital Flows", *mimeo*, 1996.
3. Bernanke, B., M. Gertler, and S. Gilchrist, "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", *NBER Working Paper* # 6455, 1998.
4. Beveridge, B. and C. R. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'," *Journal of Monetary Economics* 7, 1981, pp.151-174.

5. Blanchard, O. and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 79, 1989, pp.655-673.
6. Clarida, R. and J. Gali, "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 1994, pp.1-56.
7. Cochrane, J.H., "Shocks", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41, 1994, pp.295-364.
8. Cooley, T.F. and G. Hansen, "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model", *American Economic Review*, 79, 1989, pp.733-748.
9. Fisher, M. and J.J. Seater "Long Run Neutrality and Super-neutrality in an ARIMA Framework", *American Economic Review*, 83, 1993, pp. 402-414.
10. Friedman, M. and A. J. Schwartz, *A Monetary History of the United States*, Princeton University Press, 1963.
11. Goodfriend, M. and R.G. King, "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy", *1997 NBER Macroeconomics Annual*, 1997.
12. Gali, J., "How Well the IS-LM Model Fit Postwar US Data?", *Quarterly Journal of Economics*, 1992, pp.709-738.
13. Geweke, J., "The Superneutrality of Money in the United States: An Interpretation of the Evidence", *Econometrica*, 54, 1986, pp.1-21.
14. King, R. and M. Watson, "Testing Long Run Neutrality", *FRB of Richmond Economic Quarterly* 83, 1997, pp.69-101.
15. King, R. G, C. I. Plosser, J. H. Stock, and M. W. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review* 81, 1991, pp.819-840.
16. Leeper, E.M., C.A. Sims, and T. Zha, "What Does Monetary Policy Do?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996.
17. Lucas, R.E. Jr., "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis", in O. Eckstein, ed., *The Econometrics of Price Determination*, Was-

- hington D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1972.
18. Lucas, R. E. Jr., "Equilibrium in a Pure Currency Economy," *Economic Inquiry* 18, 1980, pp. 203-220.
 19. Lucas, R. E. Jr., and N. S., Stokey, "Money and Interest Rates in a Cash-in-advance Economy", *Econometrica* 55, 1987, pp.491-513.
 20. McCallum, B.T., "On Low-frequency Estimates of Long-Run Relationships in Macroeconomics", *Journal of Monetary Economics*, 14, 1984, pp.3-14.
 21. Orphanides, A. and R.M. Solow, "Money, Inflation, and Growth", in B.M. Friedman and F. Hahn ed., *Handbook of Monetary Economics*, Amsterdam: North-Holand, 1990.
 22. Rotemberg, J. and M. Woodford, "An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version", *NBER Technical Working Paper* # 233, 1998.
 23. Sargent, T.J., "A Note on the Accelerationst Controversy", *Journal of Money, Banking and Credit*, 3, 1971, pp.50-60.
 24. Sargent, T.J. and N. Wallace, "Rational Expectations, the Optimal Money Supply Instrument, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 83, 1975, pp.241-254.
 25. Shapiro, M. and M.W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations", *NBER Macroeconomics Annual*, 3, 1988, pp.111-156.
 26. Shapiro, M. D. and M. W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations", *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 3, 1988, pp.111-156, MIT Press.
 27. Sims, C.A. and T. Zha, "Does Monetary Policy Generate Recession?", *Working Paper*, Yale University, 1996.
 28. Stockman, A. C., "Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy", *Journal of Monetary Economics*, 8, 1981, pp.387- 393.
 29. Tobin, J., "Money and Economic Growth", *Econometrica*, 33, 1965,

pp.671-684.

30. Weber, A., "Testing Long-run Neutrality: Empirical Evidence for G-7 countries with Special Emphasis on Germany", *Carregie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 1994, pp. 67-118.
31. Yun, T., "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeniety, and Business Cycles", *Journal of Monetary Economics* 36, 1996, pp.655-677.

〈부 록 : 식 (14)의 유도〉

통과공급과정을 나타내는 식 (10)의 분해식인 식 (12)와 같이 실물충격을 나타내는 식 (11)의 분해식도 (A1)과 같이 쓸 수 있다.

$$\gamma_t = \zeta(1)\bar{\gamma}_t + \zeta(L)\varepsilon_t^y + y_0 \quad (A1)$$

한편 식 (12)에 j 기의 전방기대연산자(forward expectation operator)를 적용하면 식 (A2)을 구할 수 있다.

$$E_t m_{t+j} = \mu(1)\bar{m}_t + [L^{-j}\bar{\mu}(L)]_+ \varepsilon_t^m + m_0 \quad (A2)$$

단, $j \geq 0$.

따라서 식 (8), 식 (9)의 우변에 있는 항들은 각각 아래의 식 (A3)~(A6)으로 주어진다.

$$\phi_m(F)[E_t m_t] = \phi_m(1)\mu(1)\bar{m}_t + [\phi_m(L^{-1})\bar{\mu}(L)]_+ \varepsilon_t^m + \phi_m(1)m_0 \quad (A3)$$

$$\phi_\gamma(F)[E_t \gamma_t] = \phi_\gamma(1)\zeta(1)\bar{\gamma}_t + [\phi_\gamma(L^{-1})\bar{\zeta}(L)]_+ \varepsilon_t^y + \phi_\gamma(1)\gamma_0 \quad (A4)$$

$$\varphi_m(F)[E_t m_t] = \varphi_m(1)\mu(1)\bar{m}_t + [\varphi_m(L^{-1})\bar{\mu}(L)]_+ \varepsilon_t^m + \varphi_m(1)m_0 \quad (A5)$$

$$\varphi_\gamma(F)[E_t \gamma_t] = \varphi_\gamma(1)\zeta(1)\bar{\gamma}_t + [\varphi_\gamma(L^{-1})\bar{\zeta}(L)]_+ \varepsilon_t^y + \varphi_\gamma(1)\gamma_0 \quad (A6)$$

단, $\left[\sum_{k=-i}^l a_k x^k \right]_+ = \sum_{k=0}^l a_k x^k$ 이다.

식 (A3)~(A6)을 식 (8), (9)에 대입하여 y_t 에 대하여 해를 구하면 식 (14)가 된다.