

# 통화정책효과의 비대칭성 구분에 대한 타당성 연구: 한국의 경우\*

추 준 석\*\*

본고는 1970년 1/4~1997년 4/4분기 기간중 우리 나라의 통화정책이 실질소득에 미치는 영향을 추정함에 체계적인 통화공급 및 통화충격효과의 비대칭성을 총체적으로 고려하는 것이 타당한지의 여부를 제반 가설검정을 통하여 분석하였다. 통화정책의 비대칭성이 허용된 실질소득증가율모형에서 통화확장충격, 통화긴축충격, 예상된 통화확장, 예상된 통화긴축의 정책지표변수 모두 통계적으로 유의했으며, 그 계수들의 합은 양의 수치로 나타나 예상된 및 예상되지 않은 통화확대가 실질소득에 양의 효과를, 예상된 및 예상되지 않은 통화긴축이 소득에 음의 효과를 주는 것으로 밝혀졌다. 또한 “예상되지 않은 통화정책효과는 대칭적이다”, “예상된 통화정책효과는 대칭적이다”, “통화확장효과와 통화긴축효과는 대칭적이다”라는 귀무가설은 모두 안정적으로 기각되어 예상된 및 예상되지 않은 통화정책의 비대칭적 효과를 구분해 준 실질소득증가율모형이 대칭성 제약이 가해진 모형보다 적합하다는 증거로 판단된다. 특히 통화확장충격의 누적효과가 긴축충격의 누적효과보다 크게 나타나면서 통화충격 누적효과의 대칭성 가설이 기각되었다. 분석결과에 기초할 때 통화정책효과의 비대칭성은 존재하며, 이 경우 실질소득의 변화에 대한 통화정책의 효과를 올바르게 추정하기 위해서는 모형에서 비대칭성을 명시적으로 고려해 주는 것이 타당하다는 결론에 도달한다.

핵심주제어: 통화정책효과, 비대칭성, 대칭성, 비-초중립성, 실질소득증가율  
경제학문헌목록 주제분류: E5

## I. 서 론

Lucas(1973)와 Sargent and Wallace(1975)가 정책무용론(policy ineffectiveness)의 주장을 제기한 이래 통화정책의 유효성에 대한 논쟁이 끊임없이 이루어지고 있다.<sup>1)</sup> Barro(1977)는 실질생산에 대한 예측된 통화공급의 효과는 없으며, 예측되지

\* 본 논문에 대하여 유익한 지적과 논평을 해 주신 두 분의 심사자께 깊은 감사를 드립니다.

\*\* 영산대학교 디지털경제무역학부 조교수, 주소: 626-847 경상남도 양산시 웅상읍 주남리 산 150, 전화: (055) 380-9211, 팩스: (055) 380-9229, E-mail: jschu@mail.ysu.ac.kr

않은 통화공급만이 유효하다는 예상된 정책의 중립성(anticipated policy neutrality) 결론을 도출하였으나, Mishkin(1982)은 통화공급변수의 시차를 길게 할 경우 예상된 통화공급의 효과가 유의하다는 통화비중립성(non-neutrality)을 지지하였다.<sup>2)</sup> 이후에 Frydman and Rappoport(1987)는 실질생산을 설명하는 데 예견된 및 예견되지 않은 통화정책의 구분은 부적절하다는 AUDI(anticipated-unanticipated distinction is irrelevant)가설이 기각되지 않음을 보였다.

한편, 중립성 논쟁과 더불어 통화충격의 비대칭적 효과에 대한 연구가 1980년 말부터 1990년대에 걸쳐 활기를 띠었다. 실질변수에 대한 ‘-’통화충격(통화긴축충격)과 ‘+’통화충격(통화확장충격)의 효과가 달라 비대칭성(asymmetry)을 고려해 주어야 한다면 통화충격의 대칭성(symmetry) 제약을 둔 모형에서의 결과는 왜곡될 수 있다는 인식이 형성되었기 때문이다.<sup>3)</sup> DeLong and Summers(1988)와 Cover(1992)는 통화충격의 비대칭성을 허용했을 때 실질생산에 대한 ‘-’통화충격의 효과가 ‘+’통화충격효과보다 크다고 주장하였다.<sup>4)</sup> 특히 Cover(1992)는 ‘-’충격의 실질생산 감소에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지만, ‘+’충격의 경우 효과가 없다는 주장을 제기하면서 이 같은 결과가 예상하지 못한 총수요변화에 물가가 비신축적(sticky price)이며, 수직의 총공급곡선을 가정하는 경우나 임금이 하방경직적(sticky downward)이고 상방신축적(flexible upward)이며 완전고용수준에서 수직의 총공급곡선을 가정하는 경우에 모두 부합한다고 설명하고 있다. 그러나 ‘+’통화충격효과가 없다는 Cover의 주장은 합리적 기대

1) Lucas(1973), Sargent and Wallace(1975)는 예견된 총수요정책의 변화의 경우 이미 경제주체들의 행동에 반영되고 있기 때문에 더 이상의 실질생산이나 고용 등의 실질변수에 영향을 주지 못한다고 지적하였다.

2) Mishkin(1982)은 비선형 GLS(nonlinear generalized least squares) 방법으로 M1증가율과 실질소득증가율의 두 식을 결합추정(joint estimation)하였다.

3) 통화충격효과에 대한 비대칭성을 고려하지 않을 경우 발생할 수 있는 오류로서 Chu and Ratti(1997)는 일본의 경우 대칭성을 가정한 모형에서 콜금리 및 M2+CD 통화충격효과는 유의하지 않지만, 비대칭성을 고려할 경우 ‘+’와 ‘-’통화충격의 효과가 모두 유의하다는 증거를 제시하였다. 이는 비대칭성이 존재함에도 모형에서 이를 명시적으로 고려하지 않을 경우 모수추정량의 일관성(consistent estimator of parameter)에 문제가 생길 수 있기 때문이라고 설명하고 있다.

4) Macklem *et al.*(1996)은 캐나다의 금리스프레드를 통화정책의 대리변수(proxy variable)로 사용한 연구에서 실질생산에 대한 통화긴축충격의 효과가 확장충격효과보다 더 크게 나타난다는 비대칭성의 실증분석결과를 제시하였다. 그러나 모형에서 통화충격과 예상된 통화공급의 비대칭성을 모두 고려할 경우 통화충격의 비대칭적 효과는 현격히 감소하여 더 이상 통계적으로 유의하지 않게 되었다. 금리스프레드가 통화정책지표로서 유용한 정보를 제공하는 이유는 통화정책이 장단기금리에 미치는 효과가 다르거나 통화긴축시 회사채수익률이 국제수익률보다 더 큰 폭으로 오르기 때문이다.

와 신축적인 물가를 가정한 새고전학파(new classical)의 모형 내에서는 받아들여지기 어려우며, 또한 비신축적 물가의 가정하에서 ‘+’통화충격효과가 전혀 없다면 균형상태로의 조정은 무엇에 의해 이루어지는가에 대한 설명이 명확하지 않다는 Chu and Ratti(1997)의 지적을 받고 있다.

한편, 최근에 우리 나라 통화정책의 효과 또는 화폐의 장기중립성 여부를 분석하고 있는 연구로서 VAR 또는 SVAR기법을 사용한 논문들이 발표되고 있다.<sup>5)</sup> 하지만 이들 논문에서는 통화충격효과의 대칭성을 가정하고 있는 VAR형태의 모형을 분석도구로 삼고 있어 통화충격의 비대칭적 효과에 대한 면밀한 분석은 이루어지지 못하고 있다. 김영익(1998)과 Koo(1999)는 통화, 이자율, 소득변수 등을 포함시킨 전통적 VAR모형에서 충격반응함수를 분석한 결과 유동성 효과가 존재한다고 결론짓고, 통화정책의 과급효과가 이자율경로를 통해 나타날 수 있는 가능성을 제시하였다. 유병삼(1998)은 SVAR를 이용한 화폐의 장기중립성 분석에서 식별제약으로 통화와 산출량 간의 관계를 결정짓는 장단기내생성 계수값 및 단기의외생성 계수값을 변화시켜 가는 방법을 통하여 장기중립성 가설이 기각되기 어렵다는 증거를 제시하였다.<sup>6)</sup> 정용승(1999)은 King and Watson(1997)의 방법에 따라 특정한 식별조건을 가정하지 않은 SVAR모형에서 화폐수요의 소득탄력성값을 일정한 범위에서 변화시킬 때 도구변수를 이용하여 추정한 화폐의 장기중립성 파라미터값이 95% 신뢰구간을 벗어나지 않아 장기중립성이 기각되지 않음을 보였다. 주상영(2000)은 2변수 SVAR모형을 설정하고 통화와 소득의 단기관계에 대한 식별가정을 달리하면서 통화가 소득에 미치는 장기효과를 분석한 결과 통화충격의 효과가 식별가정에 관계 없이 안정적으로 나타나 통화가 비중립적이라는 결론을 내렸다.<sup>7)</sup>

- 5) 기존에 자주 사용되어 왔던 전통적인 VAR모형에서 콜레스키 분해(Choleski decomposition)를 통해 통화충격의 효과를 분석하는 경우 모형에 포함되는 변수의 순서에 따라 분산분해(variance decomposition) 및 충격반응(impulse response)의 결과가 크게 달라질 수 있다는 문제를 안고 있다. SVAR는 전통적 VAR분석방법이 가지는 이러한 문제점을 보완하기 위하여 모형식별시 경제이론에 기초한 변수 간의 장단기관계에 대한 가정(예컨대, 화폐의 장기중립성 등)을 도입함으로써 구조적 충격을 구별해 내고 있는데, 이 역시 조사자가 어떤 식별제약을 가하는지에 따라 분석결과가 상이하게 나타날 수 있다는 Sarte(1997)와 King and Watson(1997) 등의 비판을 받고 있다.
- 6) 유병삼(1998)의 연구에서 산출물의 통화에 대한 장단기영향을 나타내는 장단기내생성 계수와 통화의 산출물에 대한 단기효과를 나타내는 단기의외생성 계수를 변화시켜 가면서 화폐의 장기중립성을 검정할 수 있는 단기의외생성 계수가 통계적으로 유의한지를 분석하였다.
- 7) 이 밖에도 김소영(1999)은 1980년도 이후의 분석기간에서 한국 경제를 소규모 개방경제로 가정하고 7변수 SVAR모형으로부터 식별해 낸 긴축통화정책의 충격이 생산과 물가를 단기적으로 하락시킴을 밝혀 내고 통화가 비중립적임을 보였다.

지금까지 소개된 연구에서 통화정책효과를 분석하기 위하여 사용된 계량적 기법은 크게 두 가지로 구분해 볼 수 있다. 첫째, 합리적 기대(rational expectation)를 가정한 통화정책반응함수로부터 분리한 통화충격이 실질생산 추정식에 외생 변수로서 구성되게 한 다음 이 두 식을 비선형 결합추정(joint estimation)하는 Barro(1977)-Mishkin(1982)분석방법이다. Frydman and Rappoport(1987), DeLong and Summers(1988), Cover(1992), Macklem *et al.*(1996), Chu and Ratti(1997) 등의 논문들에서 사용되었다.<sup>9)</sup> 주로 통화충격 및 예상된 통화정책의 효과 그리고 대칭성 제약 및 비대칭성이 허용되었을 경우의 정책효과 등을 분석하는 데 초점을 두고 있다. 둘째, VAR 또는 SVAR모형에서 충격반응함수를 이용하여 통화정책의 효과 및 장기중립성을 분석한 논문들이 그것이다. 유병삼(1998), 정용승(1999), 주상영(2000) 이외에도 Sims(1992), Bernanke(1986), Bernanke and Blinder(1992), Gordon and Leeper(1994), Christiano, Eichenbaum, and Evans(1994), King and Watson(1997) 등이 있으며, 이 논문들에서도 역시 통화정책효과에 대한 견해는 서로 엇갈리고 있다. 두 가지 계량적 방법론에는 모두 장단점이 있으며, 아직까지 어느 방법이 더 적합한가에 대해서는 의견의 일치를 보지 못한 상태이다. 통화정책효과의 비대칭성을 모형에서 명시적으로 고려해 주고, 그 효과를 분석하기에는 Barro-Mishkin방법이 유용하다 할 수 있으나, 통화의 외생성 가정이 지적을 받을 수 있다.<sup>10)</sup> 다변량 시계열분석에 기초한 구조적 벡터자기회귀모형(SVAR)의 경우 경제이론에 기초한 변수 간의 장단기관계에 대한 가정은 도입함으로써 구조적 충격을 구별해 낼 수 있다는 장점이 있으며, 화폐의 중립성 분석에 빈번하게 사용되고 있다. 하지만 이 역시 식별제약의 자의성 문제에 대하여 지적받기 쉽다는 약점이 있다.

장기화폐중립성에 대한 여러 경제학파들 간의 다양한 견해는 논외로 하더라도 다수의 국내외 실증분석 연구에서 적어도 단기에는 통화와 실물변수 간에

- 
- 8) 유병삼(1998), 정용승(1999)은 논문에서 각각 장단기제약에 대한 임의성 문제 및 모형식별을 위한 도구변수의 적합성에 관한 논란이 있을 수 있음을 기술하였으며, 주상영(2000)은 일반적으로 SVAR모형의 실증분석결과는 식별가정에 민감할 수 있음을 지적하고 있다.
- 9) 이 밖에도 Morgan(1993), Thoma(1994) 등이 Barro-Mishkin방법을 사용하여 통화정책의 비대칭적 효과에 대한 증거를 제시하였다.
- 10) Barro-Mishkin모형은 합리적 기대이론에 기초하고 있기 때문에 통화정책 추정식이  $t-i$ 기( $i=1, \dots, n$ )의 설명변수만을 포함하고 있어 당기에 통화가 실질생산의 변화에 영향을 받지 않는 것으로 설정되어 있다. 이는 통화당국이 이전 시점까지의 다양한 변수들의 움직임을 고려하여 당기의 통화공급량을 결정한다는 가정에 따른 것이다. 따라서 당기에 통화가 실물충격에 영향을 받는다는 주장에 대하여 합리적 기대에 기초한 Barro-Mishkin모형은 외생성 지적을 받을 수 있다.

양의 상관관계가 뚜렷하다는 증거들이 제시되고 있으며, 최근에는 예상된 통화정책효과의 중요성을 강조하는 주장들이 제기되고 있다. Bernanke and Mihov (1995)와 Cochrane(1995)은 실질소득 변화에 대한 통화정책효과를 분석하는 데 예상된 통화량변동효과를 모형에서 고려해 주는 것이 중요하며, 특히 Cochrane (1995)은 VAR모형에서 통화충격의 대칭성을 가정하고, 또한 예상된 통화정책효과를 배제할 경우 전체적인 통화정책효과를 왜곡시킬 수 있다고 주장하였다. 이는 예견된 통화변동이 실질변수에 중립적이라는 합리적 기대학파의 주장과는 상반된 견해인데, 실제로 통화당국의 체계적인 통화정책(systematic monetary policy)이 생산과 물가에 영향을 주어 경기조절이 이루어지고 있다는 사실을 볼 때 타당성이 있다고 하겠다. 특히 물가가 하방경직적(sticky downward)이고, 금융시장이 신용경로를 통하여 통화긴축에 민감하게 반응할 경우 예견된 통화긴축(또는 ‘-’통화충격)의 효과는 유의하게 나타날 수도 있다. 또는 과거 우리나라의 경우처럼 자금의 초과수요가 일반적이었던 상황에서 통화당국이 통화금융기관의 신용을 직접규제하면서 물가 및 통화관리를 해 왔다는 점을 생각할 때 일시적인 유동성 공급증가의 효과가 실물부문에 유효하게 작용했을 것이란 추론도 할 수 있다.

본 연구는 Bernanke and Mihov(1995), Cochrane(1995), Chu and Ratti(1997) 등의 주장을 반영하여 우리 나라 통화정책이 실질소득에 미치는 영향을 살펴볼 때 예상된 통화정책, 통화충격효과 그리고 그들의 비대칭적 효과를 총체적으로 고려하여 분석하고자 한다.<sup>11)</sup> 그런 다음 본 연구의 관심인 통화정책효과의 비대칭성 허용이 타당한지 여부를 제반 가설검정을 통하여 검토하고자 한다. 아울러 실질소득이 총공급의 변화에 의해서도 영향을 받고 있는만큼 경기변동을 일으킬 수 있는 비통화요인(non-monetary factor)인 원유가격 변동을 공급충격(supply shock)변수로서 모형에 포함시켰을 때 비대칭성 타당성의 결과에 어떤 변화가 있는지도 함께 살펴보고자 한다.

마지막으로 예견된 통화정책 및 통화충격변수를 추출하고 이들의 소득에 대한 효과를 분석하기 위한 계량기법의 문제이다. 본 연구에서는 통화정책지표(monetary policy indicator: MPI) 변수를  $MPI^{u+}$ (통화확장충격),  $MPI^{u-}$ (통화긴축충격),  $MPI^{e+}$ (예상된 통화확장),  $MPI^{e-}$ (예상된 통화긴축)의 네 가지로 구분

11) 본 연구에서 통화정책지표변수로서 채택한  $\log M2(=m)$ 가 분석기간중에 I(2) 특성을 보임에 따라 2차 차분한 값인 통화증가율 변화( $\Delta^2 m$ )를 사용하였다. 따라서 예상된 통화정책변수에도 비대칭성을 허용할 수 있게 된다.

하여 분석하고자 하며, 이런 목적에 비추어 볼 때 암묵적으로 통화충격효과만을 식별해 내는 VAR형태의 모형은 적합지 않다고 판단된다. 또한 통화당국의 행태를 나타내는 통화정책반응함수에 과거의 통화공급, 소득, 인플레이션, 실업, 이자율 등의 다양한 정보변수를 포함시키고, 실질소득추정식에 네 가지 통화정책지표 및 비통화요인 변수를 VAR시스템에서 모두 고려할 경우 자유도(degrees of freedom)가 급격하게 소진된다는 어려움이 있다. 따라서 이런 문제들을 고려하여 분석도구로서 Barro-Mishkin기법을 사용하고자 한다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 제II절에서는 모형설정과 추정방법을 설명하고 검정할 가설을 세운다. 제III절에서는 모형추정 및 가설검정의 결과를 기술하고, 제IV절에서는 실증분석결과를 요약한 후 결론 및 정책적 시사점을 제시하였다.

## II. 모형과 가설

Barro-Mishkin이 제안한 방법에 기초하여 통화정책지표식 및 실질소득증가율식을 구성하고, 이 두 식을 비선형 GLS(nonlinear generalized least squares)방법으로 결합추정(joint estimation)하기로 한다. 먼저 통화정책지표식은 합리적 기대(rational expectation)와 선형(linear form)을 가정할 때 다음과 같이 정의된다.

$$MPI_t = Z_{t-1}\gamma + u_t \tag{1}$$

여기서,  $Z_{t-1}$ :  $t-1$ 기에 이용가능한 정보변수들의 벡터  
 $\gamma$ : 계수벡터

통화정책지표인  $MPI_t$ 는  $Z_{t-1}$ 에 의하여 최적으로 추정되며, 이 때  $u_t$ 는 잔차항으로 계열상관(serial correlation)이 없고,  $Z_{t-1}$ 과는 독립적(independent)이라고 가정된다.<sup>12)</sup>

식 (1)로부터 얻어진 통화충격 및 예견된 통화공급변수들의 정책효과가 대칭적이라는 제약을 가하여 구성한 실질소득증가율식의 축약형태(reduced form)는 다음과 같다.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i^u MPI_{t-i}^u + \sum_{i=0}^n \beta_i^e MPI_{t-i}^e + W_t \theta + \eta_t \tag{2}$$

12) 합리적 기대를 가정할 때 이 요건들이 충족되어야 한다.

여기서,  $\Delta y_t$ : 실질소득증가율

$W_t$ : 실질소득에 영향을 미치는 변수들의 벡터

$\theta$ : 계수벡터

$\eta_t$ : 잔차항

식 (1)에서 구한 통화충격변수인  $MPI_t^u$ 와 예견된 통화공급을 나타내는 변수인  $MPI_t^e$ 는 다음과 같이 정의된다.<sup>13)</sup>

$$MPI_t^u = MPI_t - Z_{t-1}\gamma, \quad MPI_t^e = Z_{t-1}\gamma$$

이 때 기대의 합리성 가정에 따라 식 (1)과 식 (2)의  $\gamma$ 는 동일하다는 제약이 부여된다.

Frydman and Rappoport(1987)는 M1을 사용하여 식 (2)형태의 실질소득증가율 식에서 예견된 또는 예견되지 않은 통화정책의 구분은 부적절하다는 AUDI가설 ( $\beta_i^u = \beta_i^e \quad \forall i$ )이 기각될 수 없음을 보였다.

만일 식 (2)에 통화충격 및 예상된 통화공급효과의 비대칭성( $\beta_i^{u+} \neq \beta_i^{u-}$  and  $\beta_i^{e+} \neq \beta_i^{e-}$ )을 허용한다면 식 (3)의 형태로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i^{u+} MPI_{t-i}^{u+} + \sum_{i=0}^n \beta_i^{u-} MPI_{t-i}^{u-} \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} MPI_{t-i}^{e+} + \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-} MPI_{t-i}^{e-} + W_t \theta + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

$\varepsilon_t$ 는 잔차항이며,  $MPI_t^{u+}$ (통화확장충격)와  $MPI_t^{u-}$ (통화긴축충격)는 아래의 식에 따라 구해진다.  $MPI_t^{e+}$ (예상된 통화확장)와  $MPI_t^{e-}$ (예상된 통화긴축)를 구하는 방법도 동일하다.

$$MPI_t^{u+} = \frac{1}{2} [abs(MPI_t^u) + MPI_t^u] = \max[0, MPI_t^u]$$

$$MPI_t^{u-} = -\frac{1}{2} [abs(MPI_t^u) - MPI_t^u] = \min[0, MPI_t^u]$$

만일 식 (3)에서 가설  $\beta_i^{u+} = \beta_i^{u-}$ ,  $\beta_i^{e+} = \beta_i^{e-}$ ,  $\beta_i^{u+} = \beta_i^{u-}$  and  $\beta_i^{e+} = \beta_i^{e-} \quad \forall i$ 이

13) 본고에서 사용된 변수들에 대한 자세한 설명은 다음 절에 기술되어 있다.  $\Delta y_t$ 는 실질 GDP증가율이며, 로그 1차차분 후 안정적인(stationary) 시계열로 나타났다.  $MPI_t$ 는 M2의 로그 2차차분값, 즉 M2증가율의 변화( $\Delta^2 m$ )를 사용하였다. 분석기간중 M2는 I(2) 특성을 보였다.

기각된다면 통화정책의 효과를 설명하는 데 대칭성 제약이 가해진 식 (2)보다는 비대칭성이 허용된 식 (3)이 보다 적합한 형태라는 결론에 도달하게 된다. 또한 AUDI가설이 기각되지 않는 경우처럼 통화중립성을 지지하는 결과가 예견된 및 예견되지 않은 통화정책효과의 비대칭성이 존재함에도 불구하고 모형에서 그 효과들을 무시하였기 때문에 나타날 수 있다는 가능성을 지적하고자 한다. 이는 다음의 직관적인 설명을 통하여 살펴볼 수 있다.

실질소득증가율식의 올바른 축약형 형태(true reduced form)가 식 (3)이라고 가정할 경우 식 (2)의 잔차항은 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$\begin{aligned} \eta_t = & \sum_{i=0}^n (\beta_i^{u+} - \beta_i^u) MPI_{t-i}^{u+} + \sum_{i=0}^n (\beta_i^{u-} - \beta_i^u) MPI_{t-i}^{u-} \\ & + \sum_{i=0}^n (\beta_i^{e+} - \beta_i^e) MPI_{t-i}^{e+} + \sum_{i=0}^n (\beta_i^{e-} - \beta_i^e) MPI_{t-i}^{e-} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

즉,  $\beta_i^{u+} \neq \beta_i^{u-}$  and  $\beta_i^{e+} \neq \beta_i^{e-}$  일 경우에 식 (2)에서의  $\eta_t$ 는  $MPI_{t-i}^{u-}$  ( $=MPI_{t-i}^{u+} + MPI_{t-i}^{u-}$ ) 및  $MPI_{t-i}^{e-}$  ( $=MPI_{t-i}^{e+} + MPI_{t-i}^{e-}$ ) 항들을 포함하고 있어 잔차항과 설명변수가 독립적이지 않게 된다. 따라서 모수추정량의 비일관성(inconsistent estimator of parameter) 문제가 발생할 수 있으며 결과적으로 통화정책효과가 왜곡될 수도 있다.

본고에서는 Mishkin(1982)이 제안한 방법에 따라 식 (1)과 식 (3)에서의  $\gamma$ 는 동일하다고 제약을 둔 상태에서 두 식을 비선형 GLS방법으로 결합추정하였다. 이 때 실질소득증가율식인 식 (3)을 축약형태로 가정함에 따라 식 (1)과 식 (3)의 잔차항 공분산은 0이 되도록 하였다. 첫 단계로 먼저 식 (1)과 식 (3)을 차례로 OLS방법으로 추정한 다음 각 추정식으로부터 얻어진 잔차제곱의 합(sum of squared residuals)으로 식 (1)과 식 (3)이 결합추정되는 시스템에서 사용될 분산-공분산행렬( $\hat{\Sigma}$ )을 구한다. 이 때 분산-공분산행렬  $\hat{\Sigma}$ 는 비대각원소(off-diagonal elements)가 0인 대각행렬(diagonal matrix)로 구성된다. 두 번째 단계로서 구성된  $\hat{\Sigma}$ 를 주어진 값으로 하여 식 (1)과 식 (3)을 비선형 GLS방법으로 결합추정한 뒤 새롭게 얻어진  $\hat{\Sigma}$ 과 시스템에서 추정된 계수들은  $\hat{\Sigma}$ 의 변화가 지극히 미세해질 때까지 반복적으로 재추정된다.<sup>14)</sup> 마지막으로 검정할 가설을 설정하고, 그에 따라 제약이 가해진 실질소득증가율식과 식 (1)을 앞에서 설명한 방법과

14) Mishkin(1982)에 따르면 이 때의 추정량은 최우도추정량(maximum-likelihood estimates)에 근사하게 된다. 또한 Mishkin은 이러한 추정방법을 통하여 모수 및 분산추정량의 일관성(consistency)과 모수추정량의 효율성(efficiency)이 보장된다고 설명하고 있다.



동일하게 결합추정하고 우도비검정(likelihood ratio test)을 실시한다. 식 (1)과 대칭적 통화정책효과가 가정된 식 (2)도 동일한 절차에 따라 추정되고 가설검정이 실시된다. 검정할 주요 가설은 다음과 같다.

식 (1)-식 (2) 시스템으로부터 예상되지 않은 통화정책과 예상된 통화정책의 구분이 부적절하다(AUDI).

$$H_0: \beta_i^u = \beta_i^e \quad \forall i$$

식 (1)-식 (3) 시스템으로부터

- ① 예상되지 않은 통화정책효과는 대칭적이다.

$$H_0: \beta_i^{u+} = \beta_i^{u-} \quad \forall i$$

- ② 예상된 통화정책효과는 대칭적이다.

$$H_0: \beta_i^{e+} = \beta_i^{e-} \quad \forall i$$

- ③ 통화확장효과와 통화긴축효과는 대칭적이다.

$$H_0: \beta_i^{u+} = \beta_i^{u-} \text{ and } \beta_i^{e+} = \beta_i^{e-} \quad \forall i$$

- ④ 통화공급의 확장효과는 대칭적이다.

$$H_0: \beta_i^{u+} = \beta_i^{e+} \quad \forall i$$

- ⑤ 통화긴축효과는 대칭적이다.

$$H_0: \beta_i^{u-} = \beta_i^{e-} \quad \forall i$$

- ⑥ 예상되지 않은 통화정책효과와 예상된 통화정책효과는 대칭적이다.

$$H_0: \beta_i^{u+} = \beta_i^{e+} \text{ and } \beta_i^{u-} = \beta_i^{e-} \quad \forall i$$

### III. 추정결과

#### 1. 자료 및 단위근검정

본고에서는 1970~1997년중 통화정책의 기초를 반영하는 지표변수로서 M2를 택하여 통화정책지표식을 구성하고 예상된 통화공급부분과 예상되지 않은 통화 충격으로 분리한 뒤 실질소득 추정식에서 그들의 효과를 살펴보고, 아울러 비대칭성을 허용할 경우 이 통화정책지표변수들의 효과 및 비대칭적 모형의 타당성 여부를 검정한다. 분석기간의 마지막을 1997년으로 잡은 이유는 1998년 이후의 M2 움직임이 이전과는 달리 통화정책기조에 대한 충분한 정보를 담고 있지 못하다는 판단 때문이다. 한국은행은 1979~1997년에 통화총량인 M2를 중간목표(intermediate target)로 관리하여 왔으나, 1998년 통화정책의 새로운 운영체제인 물가안정목표제를 도입한 이후 더 이상 통화총량변수를 중간목표로 운용하고 있지 않다.<sup>15)</sup> 1979년 이전에는 M1과 국내신용이 중간목표로 사용되었으나 이 역시 통화총량변수인 M2와 밀접한 연관성이 있기 때문에 분석기간중에 M2를 통화정책지표로서 사용해도 무리가 없다고 판단한다.<sup>16)</sup>

통화정책지표식 및 실질소득식을 구성하는 데 사용된 분기 시계열자료는 1970년 1/4~1997년 4/4분기의 실질GDP( $Y$ ), M2평잔( $M$ ), 실업률( $UR$ ), 소비자물가지수( $CPI$ ), 원유정제유 생산자물가지수( $OILPPI$ ), 3년만기 회사채유통수익률( $CBR$ )이 사용되었다.<sup>17)</sup> 회사채수익률을 제외한 다른 자료들은 X-12 ARIMA방

- 15) 물가안정목표제에서는 통화총량 등의 중간목표를 명시하지 않고 콜금리 등의 단기금리를 운용목표로 사용하여 설정된 인플레이션 목표치를 달성하기 위한 정책수행이 이루어지고 장기적으로 최종목표인 물가안정에 이르게 된다. 이 때 통화총량 및 금리 등은 정보변수의 일부로서 미래의 인플레이션율을 예측하는 데 사용되며, 통화당국은 이를 바탕으로 인플레이션 목표치와의 격차를 좁히기 위한 통화정책방향을 결정하게 된다. 따라서 이 제도에서는 운용목표와 최종목표인 물가안정과의 안정적이고도 긴밀한 관계가 중요하다.
- 16) 1957~1969년 상반기에는 M1, 1969년 하반기에는 본원통화, 1970~1977년에는 국내신용, 1978년에는 다시 M1, 1979~1997년에는 M2가 중심통화지표로 관리되었다. 1997년에는 M2와 MCT(M2+CD+은행신탁)가 병용되었다. 1998년 이후에는 미국의 연방기금금리(federal fund rate)와 마찬가지로 운용목표로 활용되고 있는 콜금리가 보다 유용한 통화정책방향에 대한 정보를 담고 있을 것으로 생각된다.
- 17) 통화당국이 시장금리 움직임을 반영하여 통화공급을 조절한다는 판단에서 통화정책지표식에 금리변수를 포함시키고자 한다. 과거 금리자유화 이전에 시장금리로서 사용할 만한 자료는 우리 나라의 경우 회사채수익률이라고 볼 수 있다. 3년만기 회사채유통수익률은 1972년 1/4~1986년 4/4분기까지는 장내수익률을, 1987년 1/4~1997년 4/4분기까지는 장외수익률(우량물)을 사용하였다. 1970~1971년 사이의 회사채수익률 분기자료는 추적

〈표 1〉 ADF 단위근검정

변 수	$\tau^{\mu}$ (절편 포함, 시간추세 제외)			$\tau^{\tau}$ (절편 및 시간추세 포함)		
	시차: 2	시차: 4	시차: 8	시차: 2	시차: 4	시차: 8
$y$	-0.830	-0.610	-0.918	-2.310	-2.498	-2.234
$m$	-3.011	-2.349	-3.515	-1.365	-1.449	-2.627
$UR$	-1.473	-1.391	-1.430	-2.330	-2.563	-1.959
$cpi$	-2.838	-2.006	-2.369	-1.467	-1.095	-1.064
$oilppi$	-2.398	-2.599	-2.452	-2.135	-2.314	-2.354
$CBR$	-2.623	-2.227	-1.949	-3.144	-2.701	-2.808
$\Delta y$	-5.741	-4.559	-3.636	-5.717	-4.559	-3.687
$\Delta m$	-2.953	-2.417	-1.309	-3.956	-3.129	-2.509
$\Delta UR$	-5.832	-4.932	-4.062	-5.804	-4.902	-4.020
$\Delta cpi$	-2.855	-2.258	-2.360	-3.185	-2.892	-3.160
$\Delta oilppi$	-4.303	-3.335	-2.472	-4.510	-3.509	-2.625
$\Delta CBR$	-8.090	-5.429	-3.656	-8.114	-5.435	-3.658
$\Delta^2 m$	-8.732	-6.452	-5.292	-8.693	-6.409	-5.243
$\Delta^2 cpi$	-6.974	-6.694	-4.105	-6.941	-6.663	-4.088

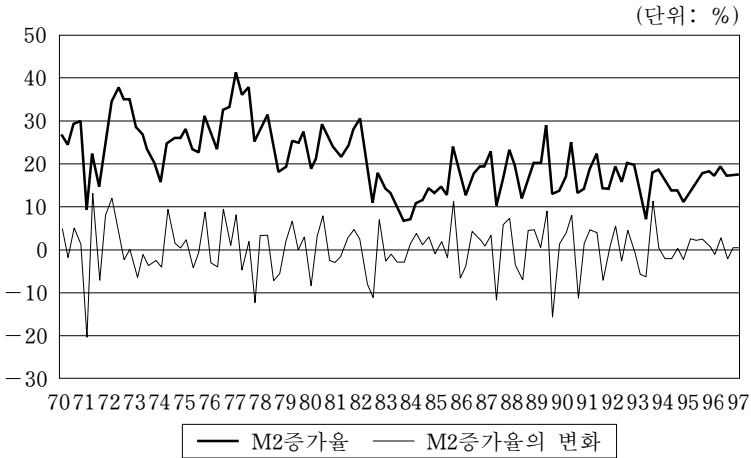
주:  $m = \log M$ ,  $\Delta m = m$ 의 1차차분,  $\Delta^2 m = m$ 의 2차차분을 의미하며, 다른 모든 변수들도 동일하게 정의된다.  $UR$ 와  $CBR$ 는  $\log$ 를 취하지 않았다.  $n=100$ 인 경우 5% 임계치는  $\tau^{\mu} = -2.89$ ,  $\tau^{\tau} = -3.45$ 이다.

법으로 시계열조정을 하였다.

다음은 시계열변수들의 안정성(stationary) 여부를 판단하기 위하여 실업률과 회사채수익률을 제외한 변수들의 원시계열에 로그를 취한 뒤 ADF 단위근검정을 실시하였다. 〈표 1〉을 살펴보면 수준변수가 추세(trend)를 갖는  $y(=\log Y)$ ,  $m(=\log M)$ ,  $cpi(=\log CPI)$ ,  $oilppi(=\log OILPPI)$ 의  $\tau^{\tau}$  통계치와  $UR$  및  $CBR$ 의  $\tau^{\mu}$ ,  $\tau^{\tau}$  통계치가 각각의 5% 임계치인  $-2.89$  및  $-3.45$ 에 크게 못 미쳐 차분의 필요성이 있는 것으로 판단된다. 1차차분된  $\Delta y$ ,  $\Delta UR$ ,  $\Delta oilppi$ ,  $\Delta CBR$ 의  $\tau^{\mu}$  통계치는 5% 임계치를 하회하여  $I(1)$ 을 따르는 것으로 판단된다. 하지만  $\Delta m$ 과  $\Delta cpi$ 의 경우 시차 4 및 8의  $\tau^{\mu}$ ,  $\tau^{\tau}$  값이 5% 임계치보다 작아 2차차분의 필요성이 제기되었으며, 2차차분된  $\Delta^2 m(=M2$ 증가율의 변화) 및  $\Delta^2 cpi(=인플레이션율의 변화)$ 는 더 이상 단위근을 갖지 않는 것으로 나타나  $I(2)$ 로 판단된다.<sup>18)</sup>

이 불가능하여 회사채수익률과 유사한 수준을 나타내는 국민주택채권수익률로써 대응하였다. 자료의 출처는 한국은행, 대우경제연구소 데이터베이스이다.

18) M2가  $I(2)$  특성을 갖는다는 결과는 정용승(1999)과도 일치하며, M2와 CPI가  $I(2)$ 로 나타나는 이유는 1981~1983년 이후의 통화량증가율 및 인플레이션율이 이전에 비하여 크게 낮아졌기 때문이라고 풀이된다. 연율로 환산된 M2증가율 평균은 1970:1~1982:4에



주: 계절조정된 M2 분기평잔에 log를 취한 뒤 1차차분 및 2차차분한 값. 400을 곱하여 % 연율로 환산된 값. 횡축은 연도를 표시.

〈그림 1〉 M2증가율( $\Delta m$ )과 M2증가율의 변화( $\Delta^2 m$ )

ADF 검정결과에 따라 본고에서는  $I(1)$  변수인  $\Delta y$ ,  $\Delta UR$ ,  $\Delta oilppi$ ,  $\Delta CBR$  와  $I(2)$ 로 나타난  $\Delta^2 m$ ,  $\Delta^2 cpi$  변수를 사용하기로 한다. 변수들의 단위를 일치시키기 위하여 %연율변수인 회사채수익률 및 실업률을 제외한 나머지 변수는 400을 곱하여 %연율로 환산하였다. 통화정책지표변수로서  $\Delta^2 m$ 을 사용할 경우의 장점은 본 연구가 관심을 가지고 있는 통화충격의 비대칭효과 및 예상된 통화공급의 비대칭효과까지 모두 총체적으로 살펴볼 수 있다는 것이다.

〈그림 1〉에서 볼 수 있듯이 통화증가율( $\Delta m$ )은 모든 분석기간에서 양의 수치로 나타나기 때문에 통화정책지표식에서 추정된 예견된 통화공급변수 역시 양의 수치로 나타나게 된다. 이런 이유로 통화총량변수의 1차차분값을 사용한 그동안의 연구에서는 체계적인 통화정책효과의 대칭성을 가정할 수밖에 없었다. 반면, M2증가율의 변화( $\Delta^2 m$ )는 0선을 중심으로 위아래로 고르게 움직이고 있다. 따라서 예상된 통화공급의 추정치는 양과 음의 수치로 나타나며, 이를 ‘+’와 ‘-’부분으로 분리하여 각각 예견된 통화확장 및 예견된 통화긴축변수로 사용할 수 있다.

25.91%, 1983 : 1~1997 : 4에 15.66%, 그리고 인플레이션율의 평균은 1970 : 1~1981 : 3에 15.39%, 1981 : 4~1997 : 4에 4.91%로 나타났다. 〈그림 1〉에서 M2증가율의 추이를 볼 수 있다.

## 2. 통화정책지표식 추정결과

1970년 1/4분기~1997년 4/4분기 기간중 통화정책지표( $MPI$ )의 대응변수로서 M2증가율의 변화( $\Delta^2 m$ )를 사용하여 통화정책지표식인 식 (1)을 OLS방법으로 추정하였다. 통화당국이 과거의 주요 경제지표들의 움직임을 반영하여 당기의 통화공급을 결정한다는 사실에 기초하여 모형의 설명변수로서 M2증가율의 변화( $\Delta^2 m$ ), 인플레이션을 변화( $\Delta^2 cpi$ ), 실질GDP증가율( $\Delta y$ ), 이자율변화( $\Delta CBR$ ), 실업률변화( $\Delta UR$ )의 과거 4개 시차변수를 채택하였다. 모형추정 후 4개의 과거 시차를 가진 각각의 설명변수들에 대하여  $F$ -검정을 한 결과 5% 수준에서 유의하지 않게 나타난  $\Delta UR$ 는 모형에서 제외하였다.<sup>19)</sup>

다음 단계에서는 모형을 좀더 단순화(parsimony)시키기 위하여 Akaike 및 Schwarz기준에 따라 최적시차를 산출하고,  $\bar{R}^2$  값을 비교해 가면서 통계적으로 유의하지 않은 시차변수들의 일부를 제외시켰다. 한편, <그림 1>에서 볼 수 있듯이 M2증가율( $\Delta m$ )의 경우 1983년 1분기를 기점으로 이전에 비하여 눈에 띄게 안정적인 모습을 보이고 있는데, Chow검정결과 이 시점에서 구조변화(structural shift)가 있는 것으로 나타났다.<sup>20)</sup> 이에 따라 M2증가율의 변화( $\Delta^2 m$ )가 안정적인 구조를 가지고 있기는 하지만, 구조변동의 정보를 내포하고 있을 가능성을 고려하여 가변수(dummy variable)를 사용하여 모형을 일부 수정한 후 첫 번째 모형과 비교하여 보았다. 1983년 1/4분기를 전후로  $\Delta m_{t-1}^*$  및  $\Delta m_{t-2}^*$ 의 계수를 서로 달리하는 방법을 적용하였다.<sup>21)</sup> 모형의 추정결과는 <표 2>와 같다.

19) 이러한 설명변수의 선정방법은 Mishkin(1982)에서 사용되었다. 실업률변화의 과거 4개 시차변수 모두 유의하지 않았다. 한편, 이자율변화( $\Delta CBR$ )는  $F$ -검정에서 유의하지 않았으나,  $\Delta CBR_{t-2}$ 의  $t$ -값이 5% 수준에서 유의한 것으로 나타나 모형에 포함시키기로 하였다.

20) 제5공화국이 수립된 이후 물가안정을 강력하게 추진한 결과 통화증가율 및 인플레이션율이 급격하게 하락하였다. Chow검정에 사용된 모형에서 종속변수는  $\Delta m$ 로, 설명변수는 constant,  $\Delta m\{1 \text{ to } 4\}$ ,  $\Delta y\{1 \text{ to } 4\}$ ,  $\Delta cpi\{1 \text{ to } 4\}$ ,  $CBR\{1 \text{ to } 4\}$ ,  $AF83 \cdot \text{constant}$ ,  $AF83 \cdot \Delta m\{1 \text{ to } 4\}$ ,  $AF83 \cdot \Delta y\{1 \text{ to } 4\}$ ,  $AF83 \cdot \Delta cpi\{1 \text{ to } 4\}$ ,  $AF83 \cdot CBR\{1 \text{ to } 4\}$ 로 구성되었다. { }는 과거시차를 나타내며, AF83은 가변수(dummy variable)로서 1970 : 1~1982 : 4는 0, 1983 : 1~1997 : 4는 1로 구성되었다. 가변수의 곱으로 이루어진 추가적인 설명변수들의 계수들이  $F$ -검정결과 3% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 한편, 통화증가율의 변화( $\Delta^2 m$ )의 경우 Chow검정에서 구조변화가 없는 것으로 판명되었다.

21) 가변수 BF83은 1983년 1분기 이전에는 1, 이후에는 0으로 구성하고, 가변수 AF83은 1983년 1분기 이전에는 0, 이후에는 1로 구성하였다. 다음  $\Delta^2 m_{t-i}$ 를  $BF83 \cdot \Delta^2 m_{t-i}$ 와  $AF83 \cdot \Delta^2 m_{t-i}$ 로 분리하여 사용하였다. 보다 일반적인 방법으로서  $\Delta^2 m_{t-i}$ 를 모형에 그대로 두고  $AF83 \cdot \Delta^2 m_{t-i}$ 를 추가로 포함시킬 수도 있는데, 두 경우 모두 추정결과는 동일하다. 전자의 방법을 택한 이유는 1983년 전후의  $\Delta^2 m_{t-i}$  계수를 비교해 볼 수 있는 장점이 있기 때문이다. 1983년 1/4분기를 전후로 서로 다른 상수항을 포함시켜 보았으나 유의하

<표 2> 통화정책지표식( $MPI_t = Z_{t-1}\gamma + u_t$ ) 추정결과:  $MPI$ 의 대응변수는  $\Delta^2 m$

모형 1				모형 2 (가변수 사용)			
설명변수	계 수	표준오차	p-value	설명변수	계 수	표준오차	p-value
constant	2.486	1.178	0.037	constant	2.294	1.174	0.053
$\Delta^2 m\{1\}$	-0.385	0.094	0.000	BF83 $\Delta^2 m\{1\}$	-0.270	0.129	0.038
$\Delta^2 m\{2\}$	-0.300	0.100	0.003	BF83 $\Delta^2 m\{2\}$	-0.112	0.135	0.409
$\Delta^2 m\{3\}$	-0.251	0.095	0.010	AF83 $\Delta^2 m\{1\}$	-0.520	0.131	0.000
$\Delta y\{1\}$	-0.072	0.078	0.359	AF83 $\Delta^2 m\{2\}$	-0.489	0.133	0.000
$\Delta y\{2\}$	-0.067	0.079	0.399	$\Delta^2 m\{3\}$	-0.276	0.095	0.004
$\Delta y\{3\}$	-0.229	0.069	0.001	$\Delta y\{1\}$	-0.081	0.078	0.301
$\Delta^2 cpi\{1\}$	-0.081	0.086	0.349	$\Delta y\{2\}$	-0.047	0.078	0.551
$\Delta^2 cpi\{2\}$	-0.112	0.088	0.207	$\Delta y\{3\}$	-0.215	0.069	0.002
$\Delta^2 cpi\{3\}$	-0.162	0.086	0.061	$\Delta^2 cpi\{1\}$	-0.062	0.085	0.465
$\Delta^2 cpi\{4\}$	0.143	0.085	0.094	$\Delta^2 cpi\{2\}$	-0.092	0.088	0.296
$\Delta CBR\{1\}$	-0.051	0.150	0.735	$\Delta^2 cpi\{3\}$	-0.150	0.086	0.084
$\Delta CBR\{2\}$	-0.307	0.150	0.043	$\Delta^2 cpi\{4\}$	0.183	0.085	0.035
				$\Delta CBR\{1\}$	-0.038	0.150	0.802
				$\Delta CBR\{2\}$	-0.346	0.149	0.022
$\bar{R}^2$	0.265			$\bar{R}^2$	0.288		
DW	1.865			DW	1.880		
Q-test	$\chi^2(26)$	= 24.596(0.542)		Q-test	$\chi^2(26)$	= 20.866(0.748)	
LM(1)	$\chi^2(1)$	= 3.361(0.044)		LM(1)	$\chi^2(1)$	= 4.020(0.066)	
LM(4)	$\chi^2(4)$	= 4.522(0.339)		LM(4)	$\chi^2(4)$	= 5.472(0.242)	
LM(8)	$\chi^2(8)$	= 11.539(0.172)		LM(8)	$\chi^2(8)$	= 10.994(0.202)	
RESET	F(2, 103)	= 2.154(0.121)		RESET	F(2, 103)	= 1.584(0.210)	
RESET	F(3, 102)	= 1.930(0.130)		RESET	F(3, 102)	= 1.099(0.354)	
ARCH	$\chi^2(1)$	= 1.197(0.273)		ARCH	$\chi^2(1)$	= 0.135(0.712)	
ARCH	$\chi^2(4)$	= 7.549(0.109)		ARCH	$\chi^2(4)$	= 7.537(0.110)	
ARCH	$\chi^2(6)$	= 3.106(0.795)		ARCH	$\chi^2(6)$	= 3.536(0.739)	

주: 가변수 BF는 1970 : 1~1982 : 4에는 1, 1983 : 1~1997 : 4에는 0, AF는 1970 : 1~1982 : 4에는 0, 1983 : 1~1997 : 4에는 1로 구성됨. { }의 수치는 과거시차를 나타냄. DW는 Durbin-Watson, Q-test는 Ljung-Box의 고차자기상관, LM은 Breusch-Godfrey의 자기상관(serial correlation of residuals), RESET은 Ramsey의 설정오류검정(regression specification error test), ARCH는 자기회귀조건부 이분산(autoregressive conditional heteroscedasticity)검정통계량이며, 통계치 뒤에 있는 괄호 안의 값은 한계유의수준임.

모형 1에서  $\Delta^2 m_{t-i}$  이외에도  $\Delta y_{t-3}$ ,  $\Delta^2 cpi_{t-3}$ ,  $\Delta CBR_{t-2}$ 가 통계적으로 유의하며,  $F$ -검정에서도 각각의 시차변수들이 유의한 것으로 나타나 설명변수의 선정이 적절한 것으로 판단된다.  $\Delta^2 m_{t-i}$ ,  $\Delta y_{t-i}$  및  $\Delta^2 cpi_{t-i}$  ( $i=1, 2, 3$ )의 계수 부호가 음으로 나타나 당기의 통화공급이 과거의 통화공급, 인플레이션을 및 소득변화에 역행적으로 이루어진 것으로 해석된다.  $\Delta CBR_{t-i}$ 의 계수가 음의 부호를 가지는 것은 통화당국의 인플레이션에 대한 대응의 영향이 반영되었기 때문이라고 판단된다. 모형 2에서 가변수를 사용하여 1983년 1/4분기를 전후로  $\Delta m_{t-1}^2$  및  $\Delta m_{t-2}^2$ 의 계수를 서로 달리하여 추정한 결과 1983년 이후의  $\Delta m_{t-i}^2$  설명력이 이전에 비하여 확연하게 높게 나타났다. 이는 1983년 이후의 통화공급 행태가 과거의 정보를 반영하여 보다 체계적으로 이루어진 것으로 해석된다.

다음은 추정된 모형과 그로부터 얻어진 잔차(residuals)에 대한 여러 가지 진단(diagnostic checking)을 실시하였다. 진단결과 설정된 모형에는 오류나 문제점이 없어 식 (1)의 제반 가정을 충족하고 있는 것으로 나타났다.<sup>22)</sup> Ljung-Box의  $Q$ -검정 및 Breusch-Godfrey의 LM검정에서 잔차항의 고차자기상관(higher-order serial correlation)이 없다는 귀무가설 및 자기회귀조건부 이분산(ARCH)검정에서 잔차항의 이분산이 없다는 귀무가설은 5% 수준에서 기각되지 않았다. 모형 1의 LM(1)검정에서 1차 자기상관이 없다는 귀무가설은 5% 수준에서 기각되나, 모형 2의 경우 5% 수준에서 기각되지 않았다. 모형에서 유용한 설명변수가 누락되었는지 여부를 진단하는 Ramsey의 RESET(regression specification error test, 설정오류검정법)검정에서 설정오류가 없다는 귀무가설은 5% 수준에서 기각되지 않는다. 전체적으로 두 모형의 추정결과 및 제반 진단검정결과는 큰 차이는 없으나, 가변수를 사용한 모형 2의 경우  $\bar{R}^2$  값이 다소 높고, LM(1) 및 RESET의 결과가 보다 안정적으로 나타났다. 본고에서는 통화정책지표식으로 모형 2를 택하여 사용하기로 한다.

### 3. 실질소득증가율식의 추정 및 가설검정결과

앞에서 설명한 바와 같이 채택된 통화정책지표식으로부터 얻어진  $MPI_t^e$ ,  $MPI_{t-i}^e$ , 또는  $MPI_t^{e+}$ ,  $MPI_{t-i}^{e+}$ ,  $MPI_t^{e-}$ ,  $MPI_{t-i}^{e-}$  변수( $i=0, \dots, n$ )가 포함

지 않은 것으로 나타났다. Frydman and Rappoport(1987)는 미국의 통화증가율식을 추정하면서 1970년대의 Bretton Woods system의 붕괴를 반영하여 1971년 3분기를 전후로 통화증가율 2개의 과거시차변수의 계수를 달리하였다.

22)  $MPI_t$ 는  $Z_{t-1}$ 에 의하여 최적으로 추정되며,  $u_t$ 는 잔차항으로 계열상관이 없다고 가정된다.

된 실질소득증가율식과 통화정책지표식을 비선형 GLS방법으로 결합추정하였다. 이 때 두 식에서의  $\gamma$ 는 동일하게 설정하였다. 설정된 가설을 검정하기 위하여 제약이 가해진 실질소득증가율식과 통화정책지표식을 마찬가지로 방법으로 결합추정하고 우도비검정(likelihood ratio test)과 Wald검정을 실시하였다.<sup>23)</sup> 모형에서의 설명변수의 과거시차는 다음의 과정에 따라 설정하였다. 종속변수인  $\Delta y_t$ 의 과거시차는  $t-4$ 까지가 유의하였으며, Akaike기준 역시 동일한 결과를 나타내 4개의 시차변수를 포함시켰다. 다음으로 정책지표변수들의 시차를 결정하기 위하여  $\Delta y_t$ 의 4개 과거시차가 포함된 추정식에서  $MPI_{t-i}^u$  및  $MPI_{t-i}^e$ 의 최적시차를 Akaike기준을 적용하여 산출하였다.  $MPI_{t-i}^u$  ( $i=0, \dots, n$ )의 경우 6개의 과거시차 그리고  $MPI_{t-i}^e$  ( $i=0, \dots, n$ )의 경우 5개의 과거시차가 최적으로 나타났으며, 시차를 맞추기 위하여 시차의 길이를  $t-6$ 까지 통일하였다.<sup>24)</sup>

식 (1)과 대칭성 제약을 가한 식 (2)의 결합추정으로부터 얻어진 실질소득증가율식의 추정결과가 <표 3>에 나타나 있다.<sup>25)</sup> 통화정책지표변수들의 과거시차를 최적으로 나타난  $n=6$ 까지로 하여 추정하였고, 다시 시차를 좀더 늘여  $n=8$ 까지로 하여 추정하여 보았다. 설명변수들의 계수합을 표기함으로서 추정결과를 요약하였다.  $n=6$ 인 경우  $MPI_{t-i}^u$ 와  $MPI_{t-i}^e$  ( $i=0, \dots, 6$ )의 계수합인  $\sum_{i=0}^n \beta_i^u$  및  $\sum_{i=0}^n \beta_i^e$ 은 모두 양의 수치로 5% 수준에서 유의하며, 모든  $i$ 에 대해서 각각의 계수가 0이라는 귀무가설은 안정적인 수준에서 기각된다. 따라서 통화충격 및 예상된 통화공급의 효과 또는 누적적 효과 모두 실질소득 변화와 유효한 양의 관계를 가지는 것으로 판단된다. 이는 우리 나라의 경우 통화충격뿐 아니라 체계적인 통화정책의 역할도 중요했음을 시사한다.

다음으로 예상되지 않은 통화정책과 예상된 통화정책의 구분이 부적절하다는 귀무가설( $H_0: \beta_i^u = \beta_i^e \forall i$ )은 Wald검정에서는 6% 수준에서, 우도비검정에서는 1% 이하 수준에서 기각됨에 따라 실질소득 변화를 설명하는 데 체계적인 통화정책의 효과와 통화충격의 효과가 구분되는 것이 타당하다는 증거로 판단된다. 하지만 각각의 통화정책의 누적적인 효과가 같다는 가설( $\sum_{i=0}^n \beta_i^u = \sum_{i=0}^n \beta_i^e$ )은 기각되지 않음으로써 체계적인 통화정책의 누적효과와 통화충격의 누적효과 중 어느 것이 더 큰가는 판단하기 어렵다.

23) 본고의 주된 관심인 통화정책효과의 비대칭성 검정에는 우도비검정과 Wald검정을 함께 실시하였고, 나머지 개별변수들의 유의도검정 등에는 Wald검정을 실시하였다.

24) 통화정책의 파급시차를 분석한 김현의(2000)의 연구에서도 실물생산에 대한 통화정책의 효과는 4~6분기 중에 가장 크게 나타난다고 밝혔다.

25) 결합추정에서 얻어진 통화정책지표식의 추정결과는 앞에서의 OLS 추정결과와는 약간 다르게 나타나나 본질적인 측면에서의 차이는 없어 기록을 생략하였다.



〈표 3〉 대칭성 제약이 가해진 모형에서의 통화정책의 효과

$$\text{추정식: } \Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i^u MPI_{t-i}^u + \sum_{i=0}^n \beta_i^e MPI_{t-i}^e + \eta_t$$

n=6				n=8		
	계 수 합	통 계 량	p-value	계 수 합	통 계 량	p-value
$\sum_{i=1}^4 \alpha_i$	0.238	$\chi^2(1)=0.95^a$	0.3279	0.179	$\chi^2(1)=0.51$	0.4729
$\sum_{i=0}^n \beta_i^u$	2.259	$\chi^2(1)=8.63^a$	0.0033	2.547	$\chi^2(1)=5.72$	0.0168
$\sum_{i=0}^n \beta_i^e$	1.604	$\chi^2(1)=4.90^a$	0.0268	3.588	$\chi^2(1)=4.62$	0.0315
$H_0: \alpha_i=0, \forall i$		$\chi^2(4)=9.53^b$	0.0490		$\chi^2(4)=10.33$	0.0351
$H_0: \beta_i^u=0, \forall i$		$\chi^2(7)=14.91^b$	0.0371		$\chi^2(9)=14.80$	0.0965
$H_0: \beta_i^e=0, \forall i$		$\chi^2(7)=17.23^b$	0.0159		$\chi^2(9)=17.58$	0.0403
$H_0: \beta_i^u=\beta_i^e, \forall i$		$W\chi^2(7)=13.31^c$ $LR\chi^2(7)=25.74^d$	0.0648 0.0005		$W\chi^2(9)=12.37$ $LR\chi^2(9)=24.28$	0.1934 0.0040
$H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^u = \sum_{i=0}^n \beta_i^e$		$\chi^2(1)=0.66^e$	0.4159		$\chi^2(1)=1.59$	0.2068
$\bar{R}^2$		0.479			0.494	

주: 통화정책지표식과 실질소득증가율식을 비선형 GLS방법으로 결합추정하여 얻어진 결과임. 통화정책지표변수의 최적시차는 n=6으로 나타났음. 절편계수표기는 생략하였음.

$\bar{R}^2$ : 조정된(adjusted) 결정계수

a: 계수의 합이 0이라는 귀무가설의 Wald-test통계량

b: 모든 i에 대하여 계수가 0이라는 귀무가설의 Wald-test통계량

c: 각각의 i에 대하여 계수가 서로 같다는 귀무가설의 Wald-test통계량

d: 각각의 i에 대하여 계수가 서로 같다는 귀무가설의 우도비검정통계량

e: 계수의 합이 서로 같다는 귀무가설의 Wald-test통계량

과거시차를 8개로 늘렸을 경우  $\bar{R}^2$  값은 0.479에서 0.494로 근소하게 증가하여 추가적인 변수 포함에 모형의 설명력 향상에 별도움이 되지 않았다. 전체적인 추정결과는 n=6인 경우와 유사하나 통화충격변수 각각의 계수가 0이라는 귀무가설이 10% 수준에서 기각되고, 예상되지 않은 통화정책과 예상된 통화정책의 구분은 부적절하다는 귀무가설은 우도비검정에서는 기각되는 반면, Wald검정에서는 기각되지 않는다.

식 (1)과 비대칭성을 허용한 식 (3)의 결합추정으로부터 얻어진 실질소득증가율식의 추정결과가 〈표 4〉에 나타나 있다. n=6인 경우  $MPI_{t-i}^{u+}$ ,  $MPI_{t-i}^{u-}$ ,  $MPI_{t-i}^{e+}$ ,  $MPI_{t-i}^{e-}$  (i=0, ..., 6)의 계수합인  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{u+}$ ,  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{u-}$ ,  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+}$ ,  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$ 는

〈표 4〉 비대칭성이 허용된 모형에서의 통화정책의 효과

$$\begin{aligned} \text{추정식: } \Delta y_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i^u M P I_{t-i}^u + \sum_{i=0}^n \beta_i^y M P I_{t-i}^y \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_i^e M P I_{t-i}^e + \sum_{i=0}^n \beta_i^e M P I_{t-i}^e + \varepsilon_t \end{aligned}$$

	n=6			n=8		
	계수 합	통계량	p-value	계수 합	통계량	p-value
$\sum_{i=1}^4 \alpha_i$	0.266	$\chi^2(1)=1.185^a$	0.2762	0.264	$\chi^2(1)=0.81$	0.3671
$\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+}$	4.535	$\chi^2(1)=21.88^a$	0.0000	7.322	$\chi^2(1)=9.18$	0.0024
$\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+}$	1.872	$\chi^2(1)=4.58^a$	0.0322	2.312	$\chi^2(1)=4.46$	0.0346
$\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+}$	4.658	$\chi^2(1)=11.20^a$	0.0008	6.908	$\chi^2(1)=9.52$	0.0020
$\sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$	5.384	$\chi^2(1)=12.36^a$	0.0004	10.078	$\chi^2(1)=9.07$	0.0025
$H_0: \alpha_i=0, \forall i$		$\chi^2(4)=14.36^b$	0.0062		$\chi^2(4)=19.24$	0.0007
$H_0: \beta_i^u=0, \forall i$		$\chi^2(7)=52.33^b$	0.0000		$\chi^2(9)=38.02$	0.0000
$H_0: \beta_i^y=0, \forall i$		$\chi^2(7)=43.52^b$	0.0000		$\chi^2(9)=56.16$	0.0000
$H_0: \beta_i^{e+}=0, \forall i$		$\chi^2(7)=18.68^b$	0.0092		$\chi^2(9)=29.32$	0.0006
$H_0: \beta_i^{e-}=0, \forall i$		$\chi^2(7)=48.47^b$	0.0000		$\chi^2(9)=44.69$	0.0000
$H_0: \beta_i^u=\beta_i^y, \forall i$		$W\chi^2(7)=37.24^c$ $LR\chi^2(7)=20.47^d$	0.0000 0.0046		$W\chi^2(9)=45.19$ $LR\chi^2(9)=14.76$	0.0000 0.0977
$H_0: \beta_i^{e+}=\beta_i^{e-}, \forall i$		$W\chi^2(7)=32.21^c$ $LR\chi^2(7)=27.31^d$	0.0000 0.0003		$W\chi^2(9)=34.51$ $LR\chi^2(9)=24.37$	0.0001 0.0037
$H_0: \beta_i^u=\beta_i^y$ and $\beta_i^{e+}=\beta_i^{e-}, \forall i$		$W\chi^2(14)=57.90^c$ $LR\chi^2(14)=39.06^d$	0.0000 0.0003		$W\chi^2(18)=62.54$ $LR\chi^2(18)=36.41$	0.0000 0.0062
$H_0: \beta_i^u=\beta_i^{e+}, \forall i$		$W\chi^2(7)=17.98^c$ $LR\chi^2(7)=12.30^d$	0.0120 0.0909		$W\chi^2(9)=26.25$ $LR\chi^2(9)=16.48$	0.0018 0.0575
$H_0: \beta_i^y=\beta_i^{e-}, \forall i$		$W\chi^2(7)=26.70^c$ $LR\chi^2(7)=19.64^d$	0.0004 0.0064		$W\chi^2(9)=28.03$ $LR\chi^2(9)=14.30$	0.0009 0.1119
$H_0: \beta_i^u=\beta_i^{e+}$ and $\beta_i^y=\beta_i^{e-}, \forall i$		$W\chi^2(14)=41.65^c$ $LR\chi^2(14)=29.24^d$	0.0001 0.0097		$W\chi^2(18)=43.99$ $LR\chi^2(18)=25.61$	0.0006 0.1089
$H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^u = \sum_{i=0}^n \beta_i^y$		$\chi^2(1)=4.75^e$	0.0292		$\chi^2(1)=5.30$	0.0213
$H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$		$\chi^2(1)=0.25^e$	0.6135		$\chi^2(1)=2.06$	0.1514
$H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^u = \sum_{i=0}^n \beta_i^y$ and $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$		$\chi^2(2)=4.99^e$	0.0825		$\chi^2(2)=5.36$	0.0682
$H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^u = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e+}$ and $\sum_{i=0}^n \beta_i^y = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$		$\chi^2(2)=8.06^e$	0.0177		$\chi^2(2)=8.62$	0.0134
$\bar{R}^2$		0.754			0.796	

주: 절편의 계수표기는 생략하였음. 〈표 3〉의 주 참조.

모두 양의 수치로 5% 수준에서 유의하여 통화확장이 실질소득을 증가시키고, 통화긴축이 실질소득을 감소시키는 효과를 가지는 것으로 나타난다. 또한 통화정책지표 변수의 계수가 모든  $i$ 에 대해서 0이라는 귀무가설은 안정적인 수준에서 기각된다. 이에 따라 예상된 및 예상되지 않은 통화확장 및 통화긴축정책 모두가 실질소득 변화에 유효하게 작용하였음을 암시한다.

본고에서 관심을 가지는 주요한 가설인 예상되지 않은 통화정책효과는 대칭적이라는 귀무가설( $H_0: \beta_i^{u+} = \beta_i^{u-} \forall i$ )과 예상된 통화정책효과는 대칭적이라는 귀무가설( $H_0: \beta_i^{e+} = \beta_i^{e-} \forall i$ )은 Wald검정과 우도비검정에서 모두 안정적으로 기각된다.<sup>26)</sup> 통화확장효과와 통화긴축효과는 대칭적이라는 결합귀무가설( $H_0: \beta_i^{u+} = \beta_i^{u-}$  and  $\beta_i^{e+} = \beta_i^{e-} \forall i$ ) 역시 안정적으로 기각되어 예상되지 않은 통화정책 및 예상된 통화정책의 비대칭적 효과를 구분해 준 식 (3)의 모형이 대칭성 제약이 가해진 식 (2)의 모형보다 적합하다는 증거로 제시된다. 더욱이 그들의 누적적인 효과가 같다는 귀무가설( $H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^{u+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{u-}$  and  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$ )이 8% 수준에서 기각되어 비대칭성 허용의 타당성 결론을 뒷받침한다.

$\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+}$  값이  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$  값보다 크게 나타나며, 통화충격의 누적적인 효과에 대한 대칭성을 검정하는 가설( $H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^{u+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{u-}$ )이 3% 수준에서 기각되었다. 이와 같은 결과는 통화확장충격의 누적적인 효과가 통화긴축충격의 누적적인 효과보다 컸음을 의미하며, 통화충격효과의 비대칭성을 지지하는 보다 뚜렷한 증거로 판단된다. 과거 우리 나라가 경험했던 만성적인 자금부족상황과 통화당국이 통화금융기관의 신용을 직접규제하면서 물가 및 통화관리를 비교적 엄격하게 하였다는 점을 생각할 때 통화확장충격의 영향이 실물부문에 대하여 보다 효과적으로 나타난 것으로 해석된다. 한편,  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+}$  값과  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$  값은 큰 차이를 보이지 않으며, 귀무가설  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$  은 기각되지 않는다. 이는 체계적인 통화확장 및 긴축정책의 누적적인 영향이 경기조절에 모두 유효하게 작용했으며 효과의 정도도 비슷했던 것으로 해석된다.<sup>27)</sup>

26) 비대칭성이 허용된 모형의 경우 우도비검정통계량은 Wald검정통계량보다 작게 나타났다.

27) 통화정책의 비대칭성은 확장정책과 긴축정책에 대하여 실질생산이 변화하는 시점이 서로 다르거나 변화의 크기가 서로 상이하게 나타나는 것에 기인한다. 이 때 정책효과의 크기에는 큰 차이가 없더라도 효과가 나타나는 시점이 다른 경우 본고의 결과처럼 대칭성 가설( $\beta_i^{e+} = \beta_i^{e-}$ )은 기각되나 누적효과의 대칭성 가설( $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$ )은 기각되지 않을 수 있다. 비대칭성은 대칭성 제약이 가해진 모형과 비대칭성을 허용한 모형을 설정하고,  $\beta_i^{e+} = \beta_i^{e-}$  형태의 가설을 설정한 후 이 가설이 기각되는지의 여부로 판단하는 것이 일반적이다. 따라서 비대칭성 분석에서 보다 중요하게 여기는 가설검정은  $\beta_i^{e+} = \beta_i^{e-}$  형태의 것이다. 통화충격의 경우처럼  $\beta_i^{u+} = \beta_i^{u-}$  뿐만 아니라  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{u+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{u-}$  가설이 모두 기각된다면

통화확장충격과 예상된 통화공급 확장효과의 대칭성 가설( $H_0: \beta_i^{u+} = \beta_i^{e+} \forall i$ ) 및 통화긴축충격과 예상된 통화긴축효과의 대칭성 가설( $H_0: \beta_i^{u-} = \beta_i^{e-} \forall i$ )은 각각 유의한 수준에서 기각됨에 따라 예상되지 않은 통화공급효과와 예상된 통화공급효과가 비대칭적이라는 또 하나의 증거로 제시된다. 이 같은 결과는 귀무가설 ( $\beta_i^{u+} = \beta_i^{e+}$  and  $\beta_i^{u-} = \beta_i^{e-} \forall i$ ) 및  $\left( \sum_{i=0}^n \beta_i^{u+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e+}$  and  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{u-} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-} \right)$ 이 기각된다는 사실에서 더욱 명확해진다.

과거시차를  $n=8$ 까지 늘인 경우 추가적인 설명변수 포함으로 인한  $\bar{R}^2$  값은 0.754에서 0.796으로 4% 정도 증가하여 모형의 설명력 향상은 미미하며, 전체적인 추정결과 및 가설검정의 결과는  $n=6$ 인 경우와 질적인 측면에서 차이가 없는 것으로 나타났다.

통화충격 및 예견된 통화정책효과의 비대칭성을 허용한 실질소득증가율식의 추정결과와 가설검정결과에 기초할 때 정책효과의 비대칭성은 존재하며, 특히 통화충격의 비대칭성이 뚜렷한 것으로 판단된다. 이 경우 비대칭성을 모형에서 명시적으로 고려해 주는 것이 바람직할 뿐만 아니라, 그로 인하여 추정결과와 왜곡가능성을 방지할 수 있음을 시사한다고 하겠다.

#### 4. 실질소득증가율식에 공급충격변수를 포함시킨 경우

소득에 대한 통화정책의 비대칭적 효과를 분석함에 있어 비통화요인(non-monetary factor)을 함께 고려하지 않는 경우 올바른 통화정책효과를 식별해 내지 못할 가능성이 있다. 실질소득이 통화량 조절을 통한 총수요정책뿐만 아니라 총공급의 변화에 의해서도 영향을 받고 있는만큼 경기변동을 일으킬 수 있는 비통화요인을 함께 반영시킬 필요가 있다. Hamilton(1983)은 제2차 세계대전 이후 미국의 경기침체 경험이 원유시장 붕괴와 밀접한 연관성이 있음을 보였다. 따라서 원유가격 변동을 공급충격(supply shock)변수로서 모형에 포함시켰을 경우 추정 및 비대칭성 결론에 어떤 변화가 있는지 살펴보았다.<sup>28)</sup> 분석결과 원유가격 포

비대칭성이 보다 뚜렷하다는 증거로 받아들여진다. 본고에서도 비대칭성을 판단할 주요 가설로서  $\beta_i^{e+} = \beta_i^{e-}$  형태의 가설을 설정하였다. 따라서 가설  $\beta_i^{e+} = \beta_i^{e-}$ 은 기각되나, 가설  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$ 은 기각되지 않는 결과에 대하여 예견된 통화정책효과가 비대칭적이라고 해석한 부분에는 큰 무리가 없다고 본다.

28) 다른 비통화요인으로 원/달러의 명목환율을 생각해 볼 수 있는데, 이는 환율변화가 수출입에 영향을 미쳐 소득을 변동시킬 수 있기 때문이다. 그러나 1970년대 말까지 사실상 환율이 미달러화에 고정되어 있어 변수로서 사용하기에 부적절하여 제외시켰다.

〈표 5〉 공급충격이 포함된 대칭적 모형에서의 통화정책효과

$$\text{추정식: } \Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \theta_i \Delta \text{oilppi}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i^u \text{MPI}_{t-i}^u + \sum_{i=0}^n \beta_i^e \text{MPI}_{t-i}^e + \eta_t$$

$n=6$			
	계 수 합	통 계 량	$p$ -value
$\sum_{i=1}^4 \alpha_i$	0.062	$\chi^2(1)=0.06^a$	0.8103
$\sum_{i=0}^3 \theta_i$	-0.069	$\chi^2(1)=7.71^a$	0.0054
$\sum_{i=0}^n \beta_i^u$	1.725	$\chi^2(1)=4.32^a$	0.0376
$\sum_{i=0}^n \beta_i^e$	1.846	$\chi^2(1)=1.69^a$	0.1938
$H_0: \alpha_i=0, \forall i$		$\chi^2(4)=10.25^b$	0.0363
$H_0: \theta_i=0, \forall i$		$\chi^2(4)=11.17^b$	0.0246
$H_0: \beta_i^u=0, \forall i$		$\chi^2(7)=13.27^b$	0.0656
$H_0: \beta_i^e=0, \forall i$		$\chi^2(7)=15.30^b$	0.0322
$H_0: \beta_i^u=\beta_i^e, \forall i$		$W\chi^2(7)=13.82^c$ $LR\chi^2(7)=26.50^d$	0.0544 0.0004
$H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^u = \sum_{i=0}^n \beta_i^e$		$\chi^2(1)=0.02^e$	0.8790
$\bar{R}^2$		0.552	

주: 절편의 계수표기는 생략하였음. 〈표 3〉의 주 참조.

함이 비대칭성의 결론에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

공급충격변수가 포함된 대칭적 모형의 추정결과가 〈표 5〉에 나타나 있다.  $\Delta y_{t-i}$  ( $i=1, \dots, 4$ ),  $\text{MPI}_{t-i}^u$  및  $\text{MPI}_{t-i}^e$  ( $i=0, \dots, 6$ )이 포함된 실질소득증가율 추정식(대칭적 모형)에 원유정제유의 생산자물가지수증가율( $\Delta \text{oilppi}_t$ )의 최적시차를 Akaike기준을 적용하여 산출한 결과  $t-3$ 으로 나타남에 따라  $\Delta \text{oilppi}_{t-i}$  ( $i=0, \dots, 3$ )를 포함시켜 추정하였다. 원유가격변수는 계수합이  $-0.069$ 로서 수치는 작지만 1% 수준에서 유의했으며,  $\bar{R}^2$  값은 0.479에서 0.552로 향상되었다. 가설  $\beta_i^u=0 \forall i$ ,  $\beta_i^e=0 \forall i$ ,  $\sum_{i=0}^n \beta_i^u=0$ ,  $\sum_{i=0}^n \beta_i^e=0$ 은 각각 6%, 3%, 4%, 19% 수준에서 기각되었다.  $\sum_{i=0}^n \beta_i^e$ 의 유의도가 낮아진 것을 제외하고는 전체적인 추정 결과는 〈표 3〉의 결과와 비교할 때 질적인 차이는 없으며, 가설  $\beta_i^u=\beta_i^e \forall i$ 은 Wald검정 및 우도비검정에서 모두 안정적인 수준으로 기각되었다. 〈표 3〉의 결

〈표 6〉 공급충격이 포함된 비대칭적 모형에서의 통화정책효과

$$\begin{aligned} \text{추정식: } \Delta y_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \theta_i \text{Oil}pp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i^{u+} \text{MPI}_{t-i}^{u+} \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_i^{u-} \text{MPI}_{t-i}^{u-} + \sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} \text{MPI}_{t-i}^{e+} + \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-} \text{MPI}_{t-i}^{e-} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

n=6			
	계 수 합	통 계 량	p-value
$\sum_{i=1}^4 \alpha_i$	0.095	$\chi^2(1)=0.11^a$	0.7370
$\sum_{i=0}^3 \theta_i$	-0.036	$\chi^2(1)=1.87^a$	0.1716
$\sum_{i=0}^n \beta_i^{u+}$	4.584	$\chi^2(1)=16.35^a$	0.0001
$\sum_{i=0}^n \beta_i^{u-}$	1.626	$\chi^2(1)=3.20^a$	0.0735
$\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+}$	3.927	$\chi^2(1)=5.94^a$	0.0148
$\sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$	5.839	$\chi^2(1)=10.95^a$	0.0009
$H_0: \alpha_i=0, \forall i$		$\chi^2(4)=2.93^b$	0.5702
$H_0: \theta_i, \forall i$		$\chi^2(4)=3.40^b$	0.4936
$H_0: \beta_i^{u+}=0, \forall i$		$\chi^2(7)=40.34^b$	0.0000
$H_0: \beta_i^{u-}=0, \forall i$		$\chi^2(7)=33.04^b$	0.0000
$H_0: \beta_i^{e+}=0, \forall i$		$\chi^2(7)=14.25^b$	0.0469
$H_0: \beta_i^{e-}=0, \forall i$		$\chi^2(7)=44.22^b$	0.0000
$H_0: \beta_i^{u+}=\beta_i^{u-}, \forall i$		$W\chi^2(7)=28.06^c$ $LR\chi^2(7)=22.17^d$	0.0002 0.0023
$H_0: \beta_i^{e+}=\beta_i^{e-}, \forall i$		$W\chi^2(7)=31.97^c$ $LR\chi^2(7)=22.88^d$	0.0000 0.0017
$H_0: \beta_i^{u+}=\beta_i^{u-}$ and $\beta_i^{e+}=\beta_i^{e-}, \forall i$		$W\chi^2(14)=50.13^c$ $LR\chi^2(14)=29.83^d$	0.0000 0.0080
$H_0: \beta_i^{u+}=\beta_i^{e+}, \forall i$		$W\chi^2(7)=16.06^c$ $LR\chi^2(7)=11.32^d$	0.0245 0.1253
$H_0: \beta_i^{u-}=\beta_i^{e-}, \forall i$		$W\chi^2(7)=22.92^c$ $LR\chi^2(7)=12.65^d$	0.0017 0.0811
$H_0: \beta_i^{u+}=\beta_i^{e+}$ and $\beta_i^{u-}=\beta_i^{e-}, \forall i$		$W\chi^2(14)=32.92^c$ $LR\chi^2(14)=23.13^d$	0.0029 0.0581
$H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^{u+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{u-}$		$\chi^2(1)=5.44^e$	0.0197
$H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$		$\chi^2(1)=1.38^e$	0.2389
$H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^{u+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{u-}$ and $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$		$\chi^2(2)=5.52^e$	0.0634
$H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^{u+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e+}$ and $\sum_{i=0}^n \beta_i^{u-} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$		$\chi^2(2)=7.92^e$	0.0190
$\bar{R}^2$		0.763	

주: 절편의 계수표기는 생략하였음. 〈표 3〉의 주 참조.

과와 동일하게 가설  $\sum_{i=0}^n \beta_i^u = \sum_{i=0}^n \beta_i^e$  은 유의한 수준에서 기각되지 않았다.

다음은 통화정책지표변수의 비대칭성이 허용된 실질소득증가율식( $n=6$  경우)에  $\Delta oilppi_{t-i}$  ( $i=0, \dots, 3$ )를 포함시켜 추정한 결과가 <표 6>에 나타나 있다. 원유가격변수의 계수함은  $-0.036$ 으로 작아지면서 유의하지 않게 되었으며,  $\bar{R}^2$  값은  $0.754$ 에서  $0.763$ 으로 거의 증가하지 않았다.  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{u+}$ ,  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{u-}$ ,  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+}$ ,  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$  값은 거의 변화가 없었으며, 각각 1%, 7%, 1%, 1% 수준에서 유의하게 나타났다. <표 4>의 결과와같이 귀무가설  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{u+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{u-}$  및  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$  and  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{e+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$  는 각각 2% 및 6% 수준에서 기각되었지만, 가설  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{u+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{e-}$  은 유의한 수준에서 기각되지 않았다. 대칭성에 대한 제반 가설  $\beta_i^{u+} = \beta_i^{u-}$ ,  $\beta_i^{e+} = \beta_i^{e-}$ ,  $\beta_i^{u+} = \beta_i^{e-}$  and  $\beta_i^{e+} = \beta_i^{u-} \forall i$  은 모두 안정적인 수준에서 기각됨으로써 원유가격변수 포함이 비대칭성의 결과에는 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 밝혀졌다.

#### IV. 요약 및 결론

본 연구는 우리 나라 통화정책이 실질소득에 미치는 영향을 추정함에 있어 체계적인 통화공급 및 통화충격효과의 비대칭성을 총체적으로 고려하는 것이 타당한지의 여부를 제반 가설검정을 통하여 분석하였다. 1970년 1/4~1997년 4/4 분기 기간중  $I(2)$ 로 파악된 M2증가율의 변화( $\Delta^2 m$ )를 통화정책지표(MPI)의 대용변수로서 사용하여 합리적 기대에 기초한 통화정책지표식을 구성하고, 이로부터 추출한  $MPI^u$ (통화충격)와  $MPI^e$ (예상된 통화공급), 또는  $MPI^{u+}$ (통화확장충격),  $MPI^{u-}$ (통화긴축충격),  $MPI^{e+}$ (예상된 통화확장),  $MPI^{e-}$ (예상된 통화긴축)의 정책변수들을 사용하여 실질소득증가율식을 구성하였다. 그런 다음 합리적 기대의 제약하에서 통화정책지표식과 실질소득증가율식을 비선형 GLS방식으로 결합추정하고 비대칭성 허용의 타당성을 검정하였다.

통화정책의 대칭성 제약이 가해진 실질소득증가율식에서 예상된 또는 예상되지 않은 통화정책( $MPI_{t-i}^u$  및  $MPI_{t-i}^e$ )효과는 모두 통계적으로 유의하게 나타났으며, 두 가지 정책효과의 구분이 부적절하다는 귀무가설( $\beta_i^u = \beta_i^e \forall i$ )은 유의한 수준에서 기각되었다. 이는 통화충격뿐 아니라 체계적인 통화정책 역시 실질소득에 영향을 미치고 있으며, 따라서 소득변화를 설명하는 데 적어도 두 가지 통화정책효과를 구분하는 것이 타당하다는 증거로 제시된다.

통화정책의 비대칭성이 허용된 모형에서 통화정책지표인  $MPI_{t-i}^{u+}$ ,  $MPI_{t-i}^{u-}$ ,  $MPI_{t-i}^{e+}$ ,  $MPI_{t-i}^{e-}$ 는 모두 통계적으로 유의했으며, 그들의 계수합은 양의 수치로 나타나 예상된 및 예상되지 않은 통화확장이 실질소득을 증가시키고, 예상된 및 예상되지 않은 통화긴축이 소득을 감소시키는 것으로 밝혀졌다. 본고에서 관심을 가지는 주요 가설 ① 예상되지 않은 통화정책효과는 대칭적이다( $H_0: \beta_i^+ = \beta_i^- \forall i$ ), ② 예상된 통화정책효과는 대칭적이다( $H_0: \beta_i^+ = \beta_i^- \forall i$ ), ③ 통화확장효과와 통화긴축효과는 대칭적이다( $H_0: \beta_i^+ = \beta_i^-$  and  $\beta_i^+ = \beta_i^- \forall i$ )는 모두 안정적으로 기각되어 예상된 또는 예상되지 않은 통화정책의 비대칭적 효과를 구분해 준 실질소득증가율모형이 대칭성 제약이 가해진 모형보다 적합하다는 증거로 제시된다. 또한 가설  $\beta_i^+ = \beta_i^+$ ,  $\beta_i^- = \beta_i^-$ ,  $\beta_i^+ = \beta_i^+$  and  $\beta_i^- = \beta_i^- \forall i$ 이 각각 유의한 수준에서 기각되었는데, 이는 예상되지 않은 통화공급효과와 예상된 통화공급효과를 구분할 필요가 있다는 결론을 뒷받침하는 또 다른 증거로 볼 수 있다.

아울러 통화정책효과의 비대칭성 결론으로부터 다음과 같은 정책적 시사점이 도출된다. 통화정책효과가 비대칭적이란 것은 통화확장정책과 긴축정책에 대하여 실질생산이 변화하는 시점 및 크기가 서로 다르게 나타난다는 것이다. 통화당국은 이와 같은 비대칭적 특성을 명확하게 구분하여 정책을 실시하여야 하고 시간흐름에 따라 생산변화의 효과가 나타나는 것을 지켜보면서 통화정책의 기조 및 강도를 조절하여야 정책의 효율성을 높일 수 있다.<sup>29)30)</sup>

한편,  $MPI_{t-i}^{u+}$ 의 계수합이  $MPI_{t-i}^{u-}$ 의 계수합보다 크게 나타났으며, 그들의 누적적인 효과에 대한 대칭성을 검정하는 가설( $H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i^+ = \sum_{i=0}^n \beta_i^-$ )이 기각되었다. 이는 통화확장충격의 누적적인 효과가 통화긴축충격의 누적적인 효과보

29) 비대칭성에 대한 정책시사점은 심사자가 지적한 내용이며, 필자는 이를 요약하여 본문에 포함시켰다.

30) 본고에서 밝힌 통화정책의 비대칭성 결론이 현재의 새로운 통화정책체계에서는 어떻게 이해되어야 하는지 생각해 볼 필요가 있다. 과거 중간목표인 통화총량을 활용했던 경우나 현재의 물가안정목표제에서 운용목표인 콜금리를 활용하는 경우나 통화당국의 정책수행에 대한 실질생산의 반응이 비대칭적으로 나타나는 효과는 유사하리라 예상된다. 다만, 물가목표제에서는 콜금리조절이 단기금리, 장기금리, 인플레이션율에 차례로 영향을 미치게 되는 금리경로와 금리변동이 대출에 영향을 미치는 신용경로를 통하여 통화정책의 효과가 발생하게 되는데, 과거의 통화경로를 통하여 정책효과가 나타난 경우와 비교할 때 정책효과의 시차 및 강도가 다소 다르리라 생각된다. 이 때 통화정책의 효과는 과거 통화량 중심이었던 경우와 마찬가지로 비대칭적이 될 것으로 예상된다. 따라서 통화당국은 금리경로를 통한 확장정책과 긴축정책의 효과가 서로 어떻게 다르게 나타나는지 파악하고, 비대칭적 특성을 고려하여 통화정책을 수행하여야 할 것이다.



다 크다는 것을 의미하며, 통화충격효과의 비대칭성에 대한 보다 뚜렷한 증거라고 판단된다. 과거 우리 나라의 만성적인 자금초과수요상황과 통화당국이 통화금융기관의 신용을 직접규제하면서 통화공급기조를 비교적 엄격하게 유지해 왔다는 점을 감안할 때 단기적인 유동성 공급증가의 영향이 실물부문에 대하여 보다 효과적이던 것으로 해석된다.  $MPI_{i,t}^{+}$ 와  $MPI_{i,t}^{-}$ 의 계수합은 크게 차이가 나지 않았고, 가설  $\sum_{i=0}^n \beta_i^{+} = \sum_{i=0}^n \beta_i^{-}$ 은 기각되지 않았다. 이는 체계적인 통화확장 및 긴축정책의 누적적인 영향이 경기조절에 모두 유효하게 작용했으며 효과 정도도 비슷했던 것으로 해석된다.

실질소득 변화에 영향을 줄 수 있는 비통화요인으로서 공급충격변수인 원유가격 변동을 모형에 포함시켰을 경우에도 대칭성에 대한 제반 가설들은 안정적인 수준에서 기각됨으로써 원유가격 포함이 비대칭성의 결론에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 밝혀졌다.

이상의 분석결과에 기초할 때 통화정책효과의 비대칭성, 특히 통화충격의 비대칭성은 뚜렷이 존재하며, 이 경우 실질소득 변화에 대한 통화정책의 효과를 올바르게 추정하기 위해서는 모형에서 비대칭성을 명시적으로 고려해 주는 것이 타당하다는 결론에 도달한다. 그렇지 않을 경우 추정결과가 왜곡될 수도 있음을 시사하여 주는 것이다. 아울러 대칭적 모형 및 비대칭적 모형의 추정결과 밝혀진 정책지표변수들의 통계적 유의성은 통화의 비-초중립성(non-super neutrality) 가능성에 대한 단서로 제시된다.<sup>31)</sup>

## 참 고 문 헌

- 김소영, 「소규모 개방경제에서의 통화정책충격의 영향: 한국 경제의 경우」, 『경제분석』 제5권 제4호, 한국은행, 1999.
- 김영익, 「유동성효과의 실증분석방법과 한국데이터에의 적용」, 『경제학연구』 제46집 제1호, 한국경제학회, 1998, 141~164.

31) 이는 통화정책지표 변수로서  $\Delta^2 m$ 을 사용하였기 때문이다. 한편, 초중립성은 장기적인 관점에서 판단해야 할 문제이며, 장기모형의 설정을 통하여 검증되어야 한다. 본고에서 사용한 실질소득증가율식은 단기모형으로서 이로부터 얻어진 결과를 가지고 장기 초중립성을 판단할 수는 없다. 다만, 비-초중립성 가능성에 대한 단서로 삼고자 한다. 저자는 초중립성 판단에 대한 이 같은 지적을 해 주신 심사자에게 감사를 드린다.

- 김현의, 「통화정책의 과급시차」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2000. 1.
- 유병삼, 「한국 경제에서 화폐의 장기적 중립성이 성립하는가?」, 1997년도 한국 경제학회 정기학술대회 발표논문, 1998. 2.
- 정용승, 「SVAR모형을 이용한 한국의 통화정책 고찰」, 『경제학연구』 제47집 제 1호, 한국경제학회, 1999. 3, 43~69.
- 주상영, 「통화정책의 효과: 구조VAR모형의 식별문제를 중심으로」, 『금융학회 지』 제5권 제3호, 한국금융학회, 2000. 12, 117~141.
- Barro, R. J., “Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States,” *American Economic Review* 67(1), 1977, 101~115.
- Bernanke, B. S., “Alternative Explanations of the Money Income Correlation,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, 1986, 49~99.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder, “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review* 82(4), 1992, 901~921.
- Bernanke, B. S. and I. Mihov, “Measuring Monetary Policy,” National Bureau of Economic Research Working Paper No. 5145, 1995.
- Cochrane, J. H., “Identifying the Output Effects of Monetary Policy,” National Bureau of Economic Research Working Paper No. 5154, 1995.
- Cover, J. P., “Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks,” *Quarterly Journal of Economics* 107, 1992, 1260~1282.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. Evans, “The Effects of Monetary Policy Shocks: Some Evidence from the Flow of Funds,” National Bureau of Economic Research Working Paper No. 4699, 1994.
- Chu, J. S. and R. A. Ratti, “Effects of Unanticipated Monetary Policy on Aggregate Japanese Output: The Role of Positive and Negative Shocks,” *Canadian Journal of Economics* XXX, No. 3, 1997, 722~741.
- DeLong, B. and L. Summers, “How Does Macroeconomic Policy Affect Output?,” *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1988, 433~494.
- Frydman, R. and P. Rappoport, “Is the Distinction between Anticipated Money and Unanticipated Money in Explaining Aggregate Output?,” *American Economic Review* 77(4), 1987, 693~703.
- Gordon, D. B. and E. M. Leeper, “The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An

- Exercise in Tentative Identification,” *Journal of Political Economy* 102, 1994, 1228~1247.
- Hamilton, J. D., “Oil and the Macroeconomy Since World War II,” *Journal of Political Economy* 91, 1983, 228~248.
- King, R. G. and M. Watson, “Testing Long-Run Neutrality,” *Economic Quarterly* Vol. 83, No. 3, Federal Reserve Bank of Richmond, 1997.
- Koo, Jaewoon, “The Liquidity Effects: Evidence from Regulated Financial Markets,” *Korean Economic Review*, Vol. 15, No. 1, 1999, 147~159.
- Lucas, R. E., Jr., “Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs,” *American Economic Review* 63(3), 1973, 326~334.
- Macklem, T., P. Paquet, and L. Phaneuf, “Asymmetric Effects of Monetary Policy: Evidence from the Yield Curve,” Working Paper(42), Center for Research on Economic Fluctuations and Employment, University of Quebec at Montreal, 1996.
- Mishkin, F. S., “Does Anticipated Policy Matter? An Econometric Investigation,” *Journal of Political Economy* 90(1), 1982, 22~51.
- Morgan, D., “Asymmetric Effects of Monetary Policy,” *Economic Review* 78, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1993, 21~33.
- Sargent, T. J. and N. Wallace, “Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule,” *Journal of Political Economy* 83(2), 1975, 241~254.
- Sarte, Pierre-Daniel G., “On the Identification of Structural Vector Autoregressions,” *Economic Quarterly*, Vol. 83, No. 3, Federal Reserve Bank of Richmond, 1997.
- Sims, C. A., “Interpreting the Macroeconomic Facts: The Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review* 36(5), 1992, 975~1000.
- Thoma, M. A., “Subsample Instability and Asymmetries in Money-Income Causality,” *Journal of Econometrics* 64, 1994, 279~306.

[Abstract]

## A Study on the Relevance of Distinctions of Asymmetry in the Effects of Monetary Policy: The Case of Korea

Joonsuk Chu

This paper examines the relevance of distinctions of asymmetry in the effects of anticipated and unanticipated monetary policy in explaining movement in real output for the period 1970:I~1997:IV.

From the results of estimation of real output growth equation with asymmetry imposed, it has been found that each of the four components of monetary policy indicator(positive money shock, negative money shock, anticipated expansionary money supply, and anticipated contractionary money supply) is statistically significant and that the sum of coefficients on each policy component is significant with positive value, respectively. This outcome implies that both anticipated and unanticipated expansionary(contractionary) money supply lead to an increase(decrease) in output growth.

Also, the null hypotheses of no asymmetry in unanticipated money policy, no asymmetry in anticipated policy, and no asymmetry between stimulative and contractionary policy are rejected. This results can be strong evidence that allowing asymmetries in anticipated and unanticipated monetary policy in output equation is appropriate in compare with the model of symmetric effects. Especially, the sum of coefficients on negative shocks is revealed to be smaller than the sum of coefficients on positive shocks, which leads the rejection of hypothesis that the cumulative responses are equal both for positive and negative innovations.

From the finding of asymmetric effects of monetary policy, it is argued that distinctions among positive innovations, negative innovations, anticipated stimulative money supply, and anticipated contractionary money supply are relevant for explaining movements in real output.

**Keywords:** effects of monetary policy, asymmetry, symmetry, non-super neutrality, growth rate of real output

**JEL Classification:** E5