

流動性 效果의 實證分析 方法과 韓國 데이터에 適用*

金 永 翊**

논 문 초 록 :

우리 나라 데이터에서 유동성 효과가 존재하는지를 보기 위해 기존의 방법론을 원용해 실증분석을 했다. 그 동안의 유동성 효과에 대한 실증적 연구에서 貨幣의 定義 및 貨幣衝擊의 認識問題, 推定方法의 問題, 推定期間의 問題 등이 주요한 이슈가 되었다. 본 연구에서는 이런 문제를 고려하여 우리 나라에서 流動性 效果를 실증분석했다. 실증분석결과에 따르면 추정방법이나 추정기간에 관계없이 貨幣準則下에서는 M1을 貨幣指標로 정의했을 때 대체로 유동성 효과가 있는 것으로 나타났다. 한편 유동성 효과의 기간에 따른 민감성을 보기 위해 우리 나라의 이자율이 부분적으로 자유화된 1988년을 전후로 구분해서 유동성 효과를 분석했다. 이에 따르면 1980~1988년에는 유동성 효과가 비교적 뚜렷하게 나타났으나, 1989년 이후에는 유동성 효과가 없거나 있더라도 그 크기가 줄어들고 지속기간도 짧아졌다. 그러나 M1 경우 1989년 이후에 오히려 유동성 효과가 더 크게 나타났다. 이 결과는 우리 나라 통화정책에 있어서 M2뿐만 아니라 M1도 중시해야 함을 시사하고 있다.

핵심주제어: 流動性 效果, 通貨準則, 利率準則

경제학문헌목록 주제분류: D1

I. 序 論

通貨政策의 波及經路에 있어서 가장 중요한 문제 중의 하나는 流動性 效果(liquidity effect)의 존재 여부이다. 미국 데이터에서 貨幣增加와 名目利率間에 陰(-)의 관계가 있다는 사실에 근거하여 많은 연구들이 유동성 효과에 대해서 실증분석하여 왔다.

* 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원들께 감사드린다. 이 논문에 오류가 있다면 그것은 전적으로 필자의 책임이다.

** 大信經濟研究所 責任研究員

최근까지의 유동성 효과에 관한 實證的 研究에서 다음과 같은 세 가지 주요한 문제점이 지적되고 있다.

첫째, 貨幣의 定義와 貨幣供給衝擊의 識別問題이다. 우선 유동성 효과의 실증 분석에서 貨幣指標를 어떻게 정의할 것인가가 중요한 문제이다. Christiano and Eichenbaum(1992), Strongin(1995) 등에 따르면 미국 데이터에서 NBR(nonborrowed reserves)와 같은 狹義의 화폐지표가 유동성 효과를 갖는 것으로 분석되었다. 한편, 화폐공급충격의 식별문제에 있어서는 貨幣準則(M-rules)과 利率準則(R-rules)으로 구분된다. Christiano and Eichenbaum은 화폐준칙하에서는 狹義의 화폐지표만이 유동성 효과를 가지나, 이자율준칙하에서는 M2와 같은 廣義의 화폐지표도 유동성 효과를 갖는 것으로 분석하였다.

둘째, 推定模型의 선택문제이다. 기존의 유동성 효과에 관한 실증분석은 單一方程式과 構造方程式을 이용하여 두 가지 방법으로 추정되고 있다. 단일방정식 추정모형은 이자율을 화폐에 대해 회귀분석하는 방법이다. Mishkin(1982), Reichenstein(1987), Thornton(1988), Leeper and Gordon(1992)에 따르면 단일방정식으로 추정했을 때 미국 데이터에서 유동성 효과가 나타나지 않았다. 한편, 구조방정식은 벡터자기회귀(vector autoregressions: VAR)모형에 의해 주로 추정된다. 1990년대 이후 많은 연구자들이 VAR모형을 이용해 유동성 효과를 분석하고 있다. Sims(1992), Christiano and Eichenbaum(1992), Lastrapes and Selgin(1994) 등이 분석한 바에 따르면, VAR모형에 의한 시스템적 接近方法으로 추정했을 때에는 미국의 데이터에서 유동성 효과가 있는 것으로 나타났다.

셋째, 推定期間에 따라 유동성 효과가 달라질 수 있는가의 문제이다. Leeper and Gordon(1992)이나 Strongin(1995)에 따르면 미국을 대상으로 한 실증 분석에서 추정기간의 변화에 따라 유동성 효과의 존재 여부는 물론 그 크기가 달라지고 있다.

본 연구에서는 이러한 세 가지 문제점을 고려하면서 VAR모형을 이용해 우리 나라 데이터에서 나타나는 유동성 효과를 실증분석했다. 본 연구결과에 의하면 貨幣準則下에서 세 가지 貨幣指標(M0, M1, M2) 중 M1의 충격만이 이자율을 하락시키는 것으로 나타났다. 그러나 이자율준칙하에서는 M0와 M2도 유동성 효과를 가졌다. 우리 나라 이자율이 부분적으로 자유화된 1988년을 기준

으로 분석대상 기간을 1980-1988년과 1989-1996년으로 구분하였다. 그 결과 1989년 이후에는 유동성 효과의 크기 및 지속기간이 감소된 것으로 분석되었다. 그러나 M1의 경우에는 貨幣衝擊에 따른 이자율 하락효과가 1989년 이후에 더 크게 나타나고 있다.

본 연구의 순서는 다음과 같다. 제 II절에서는 기존의 실증분석방법과 실증분석에서의 문제점을 요약한다. 그 후 제 III절에서는 구조방정식에 의해 우리 나라 데이터에서 관찰되는 유동성 효과를 실증적으로 분석한다. 제 IV절에서는 본 연구결과를 요약하고 시사점을 도출한다.

II. 流動性 效果에 대한 實證分析方法

1. 基本模型¹⁾

케인지안 經濟理論에 따르면 豫想치 못한 화폐증가는 流動性 效果에 의해 단기적으로 이자율을 하락시키는 것으로 알려지고 있다. 이에 대해서 다양한 방법으로 실증분석이 이루어져 왔다.

유동성 효과에 관한 가장 기본적인 실증분석방법은 貨幣의 需要 및 供給모형에서 출발한다. 화폐수요가 이자율뿐만 아니라 所得水準(혹은 富, wealth)과 價格水準에 의존하고 화폐공급은 貨幣當局의 反應函數(reaction function)에 영향을 받게 된다면 화폐의 수요 및 공급함수는 다음과 같다.

$$m_t^d = \alpha_1 + \alpha_2 r_t + \alpha_3 p_t + \alpha_4 y_t + \varepsilon_t^d \quad (1)$$

$$m_t^s = \beta_1 + \beta_2 r_t + \beta_3 p_t + \beta_4 y_t + \varepsilon_t^s \quad (2)$$

여기서 d 는 수요, s 는 공급, m_t 는 명목화폐의 로그값, r_t 는 명목이자율이다. 한편, ε_t^d 와 ε_t^s 는 상호 독립적인 수요 및 공급충격(mutually uncorrelated demand and supply shocks)을 나타낸다. 또한 p_t 와 y_t 는 각각 물가와 소득

1) 유동성 효과에 관한 실증분석의 방법론은 Pagan and Robertson(1995)에 의해 잘 정리되었다. 본 연구에서는 기존의 실증분석방법을 종합적으로 정리한다는 입장에서 이들을 주로 참조했다.

수준의 로그값이다. 위의 화폐수요함수를 이자율에 대해서 다시 쓰면 (3)식과 같다.

$$r_t = r_1 + r_2 m_t + r_3 p_t + r_4 y_t + \varepsilon_t^r \quad (3)$$

식 (3)을 화폐공급충격(ε_t^s)에 대해서 편미분하면 유동성 효과를 얻을 수 있다.

$$\frac{\partial r_t}{\partial \varepsilon_t^s} = r_2 \frac{\partial m_t}{\partial \varepsilon_t^s} + r_3 \frac{\partial p_t}{\partial \varepsilon_t^s} + r_4 \frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_t^s} \quad (4)$$

여기서 이자율(r_t)은 물가(p_t) 및 소득수준(y_t)의 변동을 통해 직·간접적으로 변동할 수 있기 때문에 유동성 효과는 α_2 와 β_2 외에 다른 매개변수(parameters)에 의존하게 된다. 따라서 유동성 효과에 대한 전체적 효과를 파악하기 위해서는 통화, 이자율, 물가, 소득수준의 네 변수로 구성된 시스템적 접근방법을 고려할 필요가 있다.

이제 動態的 分析을 위해 화폐 및 이자율이 다른 변수의 현재치뿐만 아니라 과거치에도 의존한다고 하자. 그러면 식 (1)과 식 (3)은 다음과 같이 변형된다.

$$m_t = \alpha_1 + \alpha_2 r_t + \alpha_3 p_t + \alpha_4 y_t + B_{sz}(L) z_t + \varepsilon_t^d \quad (5)$$

$$r_t = r_1 + r_2 m_t + r_3 p_t + r_4 y_t + B_{rz}(L) z_t + \varepsilon_t^r \quad (6)$$

여기서 z_t 는 각 식에 나타나 있는 변수들의 과거치(lagged values)를 의미한다. 이 식들을 構造的 벡터自己回歸模型(structural vector autoregression model: SVAR) 형태로 표현할 수 있다.

$$B_0 z_t = B_1 z_{t-1} + \dots + B_p z_{t-p} + \varepsilon_t^z \quad (7)$$

여기서 z_t 는 內生變數들로 이루어진 벡터($n \times 1$)이며, ε_t^z 는 관측될 수 없는(unobservable) 外生變數들로 구성된 系列相關이 없는 구조적 화이트 노이즈(white noise)이다. 정방행렬($n \times n$) B_0 의 원소들은 같은 기간 내에 내생변

수 간의 相互作用을 나타내는 구조적 파라미터(contemporaneous structural parameters)이며, $B(i=1, \dots, p)$ 의 원소는 동태적 구조 파라미터(dynamic structural parameters)를 나타낸다.

식 (7)의 양변에 B_0^{-1} 를 곱해 주면 縮約型 벡터자기회귀모형(reduced-form vector autoregression model: RVAR)을 얻게 된다.

$$\begin{aligned} z_t &= B_0^{-1} B_1 z_{t-1} + \dots + B_0^{-1} B_p z_{t-p} + B_0^{-1} \varepsilon_t^z \\ &= A(L) z_{t-1} + e_t^z \end{aligned} \quad (8)$$

이를 이자율(r_t)에 대해서 풀면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} r_t &= D_r(L) e_t^z \\ &= D_r(L) B_0^{-1} \varepsilon_t^z \\ &= C_m(L) \varepsilon_t^m + C_r(L) \varepsilon_t^r \end{aligned} \quad (9)$$

여기서 \bar{z} 는 화폐(m_t)를 제외한 z 에 포함되는 모든 변수이고, ε_t^m 은 화폐공급충격을 나타낸다. 그리고 e_t^z 는 축약형 충격(reduced-form shocks), ε_t^z 는 구조적 충격(structural shocks)이다. 이들 사이에는 $e_t^z = B_0^{-1} \varepsilon_t^z$ 의 관계가 있다.²⁾

2. 推定方法

(1) 單一方程式 推定方法

단일방정식 추정방법은 식 (9)에서 기간에 따른 貨幣供給衝擊 $C_m(L) \varepsilon_t^m$ 를 직접 추정하는 것이다. Thornton(1988)은 식 (8)에서 m_t 를 m_t, y_t, p_t 의 과거 時差變數로 回歸分析하여 화폐공급충격 ε_t^m 을 구하였다.³⁾ 그러나 이러한 추

2) RVAR모형과 SVAR모형의 차이 및 SVAR모형의 추정방법에 대해서는 Keating (1992) 참조.

3) Leeper and Gordon(1992)은 단일방정식 추정방법으로 전통적 시차분포모형(traditional distributed lag regressions)에 의해 유동성 효과를 분석한 바 있다. 즉, $r_t = \alpha + \beta(L)\rho_t + \varepsilon_t$, 여기서 r_t 는 명목이자율, ρ_t 는 통화지표의 증가율이고, $\sum \beta_i$ 가 영(0)보다 작으면 유동성 효과가 있게 된다.

정방법은 화폐가 다른 변수에 같은 기간 영향을 미치지 않을 경우에만 타당하다. 또한 ε_i^m 은 구조적 화폐충격이 아니라 축약형 화폐충격이다.

한편, Mishkin(1981, 1982)은 Thornton과는 다른 단일방정식 추정방법으로 유동성 효과를 분석하고 있다.

$$E(r_t/\eta_{t-1}) = r_1 + r_2 E(m_t/\eta_{t-1}) + r_3 E(p_t/\eta_{t-1}) + r_4 E(y_t/\eta_{t-1}) \quad (10)$$

여기서 η_{t-1} 은 $(t-1)$ 기까지의 情報集合(information set)이다. 식 (6)에서 식 (10)을 빼면 각 변수들의 축약형 잔차들의 관계식을 얻을 수 있다.

$$e_i^r = r_2 e_i^m + r_3 e_i^p + r_4 e_i^y + \varepsilon_i^r \quad (11)$$

여기서 r_2 가 마이너스(-)이면 유동성 효과가 있게 된다. 그러나 이러한 추정방법도 여전히 문제점을 내포하고 있다. 여기서 화폐공급충격(e_i^m)은 화폐공급이 같은 기간의 물가나 소득수준에 영향을 미치지 않을 경우에만 타당하기 때문이다. 또한 e_i^p , e_i^y 은 일반적으로 구조적 충격 ε_i^r 과 관련되어 있다. 왜냐하면, 식 (8)에서 $e_i^r = B_0^{-1} \varepsilon_i^r$ 이어서 축약형 충격과 구조적 충격은 서로 관계가 있기 때문이다.

(2) 시스템 推定方法(VAR모형)

시스템 추정방법(systems estimation methods)은 식 (7)의 媒介變數를 어떻게 추정하느냐의 문제이다. 추정방법은 크게 세 가지로 구분된다.

첫번째 방법은 反復的 절차에 의해 VAR(recursive VAR: RVAR)를 추정하는 것이다. 이는 Sims(1980)에 의해 제시되었으며, 구조적 충격 ε_i^r 을 對角行列(diagonal matrix)로, 즉 B_0 를 下方三角行列(lower triangular matrix)로 가정하는 것이다. 이 방법은 유동성 효과의 실증분석에서 가장 널리 이용되고 있다. 예를 들면 유동성 효과의 실증분석에서 Leeper and Gordon(1992), Eichenbaum(1992), Christiano and Eichenbaum(1992), Sims(1992), Eichenbaum and Evans(1992) 등이 RVAR모형을 사용하여 美國 데이터에서 유동성 효과를 분석하고 있다.

여기서는 識別(identification)의 문제가 매우 중요하다. Leeper and

Gorden(1992)은 화폐(m), 물가수준(p), 소득수준(y), 이자율(r)로 구성된 4변수 VAR 모형에서 변수의 順序(ordering)를 $[m, r, p, y]$ 로 제안하고 있다.⁴⁾ 이는 순서에 있어서 어떤 변수는 자기 앞에 있는 변수의 현재치와 자기 자신 및 뒤에 있는 변수들의 과거치에 의존하는 것을 의미한다.⁵⁾ 그러나 이러한 반복 시스템 접근방법(recursive systems approach)의 문제점은 변수의 순서를 어떻게 결정하는가에 따라 결과가 달라질 수도 있다는 것이다. 예를 들면 여기서 화폐(m_t)가 이자율(r_t)에 대해 미리 決定(pre-determined)된다고 가정하였는데, 그렇지 않은 경우라면 같은 기간의 유동성 효과에 대한 最小自乘推定量(OLS estimator)은 陰(-)의 값으로부터 偏倚(biased)되어 陽(+)의 값을 초래할 수도 있다. 따라서 유동성 효과가 없게 되는데 이것이 실제 데이터상에서 나타난 현상인지 식별의 문제 때문에 발생한 것인지를 구별할 수 없게 된다.⁶⁾

두 번째 및 세 번째 추정방법은 소위 구조적 벡터자기회귀모형(SVAR)에 속하는 것으로 短期 SVAR모형과 長期 SVAR모형으로 나뉜다.⁷⁾ 단기 SVAR(contemporaneous SVAR approach) 모형은 식 (7)의 $B_j(j \geq 1)$ 에는 제약을 가하지 않고, B_0 에만 비삼각행렬(non-triangular matrix)형태의 제약을 가하는 것이다. 이는 Bernanke(1986), Sims(1986) 등이 제시한 방법이다. Gorden and Leeper(1993)는 단기 SVAR모형을 이용해 유동성 효과를 분석한 바 있다.

한편, 장기 SVAR모형은 Shapiro and Watson(1988), Blanchard and

4) 보다 정확하게 표현하면 Leeper and Gorden(1992)은 m 대신에 이의 차분된 변수 Δm 을 사용하고 있다.

5) 부연해서 설명하면 이 경우 화폐(m_t)는 자기자신뿐만 아니라 다른 변수의 과거치에만 의존하나, 이자율(r_t)은 현재의 화폐와 자기자신을 포함한 다른 변수의 과거치에 의존한다. 물가수준(p_t)은 순서상 가장 뒤에 있으므로 화폐, 이자율 및 소득수준의 현재치와 자신을 포함한 모든 변수들의 과거치에 의존한다. 따라서 행렬 B_0 는 하방삼각행렬(lower triangular matrix) 형태를 갖게 된다. 즉,

$$B_0 = \begin{bmatrix} b_{11}^0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21}^0 & b_{22}^0 & 0 & 0 \\ b_{31}^0 & b_{32}^0 & b_{33}^0 & 0 \\ b_{41}^0 & b_{42}^0 & b_{43}^0 & b_{44}^0 \end{bmatrix}$$

6) 이런 문제를 해결하기 위한 한 가지 방법으로 Christiano and Eichenbaum(1992)은 변수들의 순서를 다양화하여 유동성 효과를 분석하고 있다.

7) 이에 대해서는 Keating(1992), Kim(1993), pp. 10-20 참조.

Quah(1989) 등에 의해 개발된 것으로 B_0 와 $B(j \geq 1)$ 에 같이 제약을 가하는 것이다. 유동성 효과의 실증분석에 있어서 Gali(1992), Lastrapes and Selgin(1994) 등은 장기 SVAR모형을 이용했다.

3. 기존의 연구결과

유동성 효과에 관한 실증분석이 여러 학자에 의해 이루어졌다. 이를 요약하면 〈표 1〉과 같다.

우선 Mishkin(1982), Reichenstein(1987), Thornton(1988), Leeper and Gordon(1992)에 따르면 단일 방정식으로 추정하는 경우 유동성 효과가 나타나지 않았다. 그러나 Sims(1992), Christiano and Eichenbaum (1992), Lastrapes and Selgin(1994) 등이 분석한 것처럼, VAR 모형에 의한 시스템적 접근방법으로 추정했을 때에는 미국의 데이터에서 유동성 효과가 있는 것으로 분석되었다.

이러한 기본模型設定 문제와 더불어 유동성 효과의 실증분석에 있어서 가장 큰 이슈가 되는 것은 다음 세 가지이다.

첫째, 貨幣의 定義와 貨幣供給衝擊의 識別問題이다. 유동성 효과를 추정하는데 있어서 貨幣指標(monetary aggregates)를 어떻게 정의하느냐는 매우 중요한 문제이다. 미국 데이터를 대상으로 한 최근의 주요 연구결과에 따르면 화폐를 나타내는 지표를 M0나 M1으로 사용했을 때에는 유동성 효과가 없거나, 이 효과가 뚜렷하게 나타나지 않았다. 그러나 화폐지표를 NBR(nonborrowed reserves)이나 NBRX(ratio of nonborrowed to total reserves)를 사용했을 때에는 유동성 효과가 있는 것으로 분석되었다.

화폐의 정의문제와 더불어 화폐공급충격의 식별문제도 유동성 효과 분석에 있어서 매우 중요하다.⁸⁾ 화폐공급충격의 식별문제는 貨幣準則(M-rules)과 利率準則(R-rules)으로 구분된다. 화폐준칙은 화폐방정식의 추정에서 발생하는 교란항(disturbance term)을 화폐공급충격으로 가정하는 것이다. 예를 들면 順序(ordering)에 있어서 화폐가 제일 앞에 있을 때 화폐를 이자율, 물가

8) 화폐의 정의문제 및 화폐공급충격의 식별문제에 대해서는 Christiano and Eichenbaum (1992)에 잘 정리되어 있다. 이들은 이 두 가지 문제를 다양한 조합으로 구성하여 유동성 효과를 분석하고 있다.

〈표 1〉 主要 研究에서 流動性 效果

연구자	표본 기간	관측 주기	화폐 변수	이자율	다른 변수	모형 형태	최대 시차	유동성 효과
Mishkin (1982)	1959 : 1- 1976 : 4	분기	$\Delta M2$, $\Delta M1$	$R6-R3$	$\Delta P, \Delta Y$	단일 방정식	4	없음
Reichenstein (1987)	1965 : 1- 1983 : 3	월	$\Delta M1$	$\Delta R3$	$\Delta P, \Delta Y$, U	단일 방정식	4	없음
Thornton (1988)	1958 : 8- 1987 : 6	월	$\Delta M1$, $\Delta M0$, ΔNBR	$\Delta R3$	$\Delta P, \Delta Y$	단일 방정식	6	없음/ 있음
Leeper & Gorden(1992)	1954 : 7- 1990 : 12	월	$\Delta M2$, $\Delta M1$, $\Delta M0$	FF	P, Y	단일 방정식, $RVAR$	36/18	없음/ 있음
Sims(1992)	1958 : 4- 1991 : 2	월	$M1$	FF	P, Y , ER, CP	$RVAR$	14	있음
Eichenbaum (1992)	1965 : 1- 1990 : 1	월	$M1, M0$, NBR	FF	P, Y	$RVAR$	14	없음/ 있음
Christiano & Eichenbaum (1992)	1959 : 1- 1990 : 3	월/ 분기	$M1, M0$, NBR	FF	P, Y	$RVAR$	14/5	없음/ 있음
Eichenbaum & Evans (1992)	1974 : 1- 1990 : 5	월	$NBRX$	FF	Y, P, RF , RER	$RVAR$	6	있음
Christiano, Eichenbaum & Evans (1994)	1960 : 1- 1992 : 3	분기	NBR	FF	P, Y , CP, TR	$RVAR$	4	있음
Lastrapes & Selgin(1994)	1959 : 1- 1993 : 12	월	$M0, M1$, $M2$	$R3$	$Y, M-P$	장기 $SVAR$	14	있음

주: TR : total reserves, NBR : non-borrowed reserves plus extended credit, BR : borrowed reserves excluding extended credit, $NBRX$: ratio of non-borrowed to total reserves, $R3$: three-month Treasury bill yield, FF : Federal funds rate, Y : industrial production index, P : consumer price index, urban, CP : industrial country commodity price index, U : unemployment rate, ER : weighted-average exchange rate. 이자율과 실업률을 제외한 나머지는 각 변수의 로그(log) 값.

자료: Pagan and Robertson(1995), p.39.

및 소득수준의 과거시차변수로 回歸分析하여 얻은 잔차를 화폐정책의 충격으로 인식하는 방법이다. 반면 이자율준칙은 이자율에 대한 방정식의 추정과정에서

발생하는 교란항을 화폐정책의 충격으로 인식하는 것이다.⁹⁾

기존의 VAR모형을 이용한 실증분석결과에 따르면 화폐준칙하에서 화폐 지표를 M0, M1으로 사용했을 때에는 유동성 효과가 없는 것으로 분석되었다. 그러나 화폐지표가 NBR이나 NBRX로 사용되었을 때에는 화폐 준칙하에서든지 이자율준칙하에서든지 관계없이 유동성 효과가 있는 것으로 나타났다.¹⁰⁾ 따라서 유동성 효과의 실증분석에 있어서 廣義의 화폐지표(broader money aggregates)보다는 狹義의 지표를 사용하는 것이 바람직하다는 결론을 얻을 수 있다.¹¹⁾

둘째, 推定模型의 문제이다. 실제 데이터를 대상으로 유동성 효과를 추정하는데 있어서 유일한 모형은 존재할 수 없다. 앞의 기본모형에서 고찰해 본 것처럼 추정모형은 크게 單一方程式과 構造方程式으로 구분된다. 단일방정식에서의 문제점은 화폐충격이 구조적 충격이 아니라는 데 있었다. 반면 VAR모형으로 대표되는 구조모형에서는 화폐충격의 식별문제가 중요하다. 이외에 구조모형에서 몇 개의 변수를 사용하는 것이 바람직한가도 유동성 효과의 실증분석에서 핵심 문제이다. 변수를 지나치게 작게 선정하면 식별문제는 용이하나 변수들 간의 잘못된 관계(misspecified relations)를 초래할 가능성이 높다. 이는 변수들간의 衝擊反應函數 추정에 영향을 줄 수 있게 된다.

한편, 모형에 지나치게 많은 변수를 포함하는 것은 식별문제에 있어서 경제이론과는 괴리가 있는 여러 가지 인위적인 제약을 가해야 한다는 단점이 있다. 기존의 화폐, 물가, 소득수준, 이자율의 4변수에 새로운 변수를 추가해서 유동성 효과를 분석한 대표적인 연구는 다음과 같다. Sims(1992)는 기존의 4변수 VAR모형에 先進國의 商品價格(industrial country commodity price)를 포함해서 유동성 효과를 분석하고 있다.¹²⁾ 그는 소득(Y), 물가(P), 상품가격

9) 예를 들어 4변수 VAR모형에서 변수의 순서가 $[m, r, y, p]$ 라면 이자율은 같은 기간의 화폐, 과거의 소득 및 물가수준의 함수가 되고, 이 추정식에서 얻은 잔차가 화폐정책의 충격이 된다. 실증분석모형에서 변수의 순서를 여러 가지로 설정할 수 있다.

10) 이에 대해서는 Pagan and Robertson(1995)의 pp.39-41 참조. 한편 Christiano and Eichenbaum(1992)은 이자율준칙하에서는 M0나 M1을 화폐지표로 사용하더라도 유동성 효과가 있음을 보인 바 있다.

11) Strongin(1995)은 광의의 화폐지표를 사용했을 때에는 정책충격(policy shock)이라기 보다는 순수한 수요충격(pure demand shock)이 되어 유동성 효과를 분석하는 데 있어서 잘못된 결과를 초래할 수 있다고 했다.

12) 화폐준칙하에 변수의 순서는 $[Y, P, CP, NBR, FF, TR]$ 이다. 여기서 CP는 상품가격을 나타낸다.

(CP)은 화폐정책 이전에 결정된 것으로 가정하였다. 한편, McKibbin and Sacks(1991)는 환율, 해외이자율 등을 포함한 開放經濟模型이 유동성 효과를 분석하는 데 타당하다고 주장하고 있다.¹³⁾

이외에 추정방법에 있어서 데이터를 어떻게 처리하느냐도 중요한 문제이다. 대부분의 거시경제 시계열이 불안정적(nonstationary)이기 때문에 변수들을 差分(differencing)해서 분석해야 된다는 주장이 있다.¹⁴⁾

셋째, 실증분석 期間의 문제이다. 유동성 효과의 실증분석에 있어서 標本期間을 어떻게 설정하느냐에 따라 결과가 달라질 수 있다. 예를 들면 Leeper and Gorden(1992)은 전체 분석기간인 1954년 7월에서 1990년 12월까지를 네 기간으로 구분하여 유동성 효과를 실증분석했다. 이들의 분석결과에 따르면 제 2기(1973.1-1979.9)에는 期待인플레이션 효과가 유동성 효과를 상쇄하여 화폐가 증가할 때 이자율은 하락하지 않았다. 그러나 제2기를 제외한 모든 기간에서 유동성 효과가 있었으며, 특히 제4기(1982.12-1990.12)에는 유동성 효과가 매우 강하게 나타났다.

한편, Strongin(1995)도 美國 聯邦銀行의 화폐정책 변화에 따라 1958년 8월에서 1992년 2월까지를 다섯 기간으로 구분하여 유동성 효과를 분석하였다. 그는 NBR(nonborrowed reserves)를 이용하여 화폐정책을 식별하는 새로운 방법을 제안하면서 표본기간에 관계없이 유동성 효과가 존재함을 보였다. 그러나 기간에 따라 유동성 효과의 크기가 다르게 나타나고 있다. 예를 들면 자유지불준비금(free reserves)을 주요 정책지표로 설정한 1959년과 1966년 사이에는 유동성 효과가 매우 크게 나타나고 있으나, NBR을 화폐정책지표로 설정한 1979년과 1982년 사이에는 유동성 효과가 약한 것으로 분석되었다.¹⁵⁾ 따라서 유동성 효과를 실증분석할 때 표본기간의 설정도 중요한 문제임을 알 수 있다.

13) Pagan and Robertson(1995)은 환율이나 해외금리를 모형에 포함했을 때가 그렇지 않은 경우보다 유동성 효과가 작아짐을 보였다. 이에 대해서는 Pagan and Robertson(1995), pp. 42-44 참조.

14) Lastrapes and Selgin(1994)은 화폐, 물가, 소득, 이자율 등의 변수가 불안정한 시계열이기 때문에 이들의 차분(differencing)된 변수들을 이용해 유동성 효과를 분석하고 있다.

15) 이 외에 Christiano and Eichenbaum(1992)도 1959년부터 1990년까지의 미국 시계열을 대상으로 기간을 두 개로 구분하여 분석한 결과, 1979년 이후에는 유동성 효과가 크기뿐만 아니라 지속성도 줄어들고 있음을 보였다

III. 우리 나라 데이터에서 流動性 效果

1. 縮約型 VAR模型

우리 나라 데이터에서 유동성 효과를 추정하기 위해 본 연구에서는 유동성 효과의 실증분석에서 가장 많이 이용되고 있는 벡터자기회귀모형(VAR)를 이용하였다.¹⁶⁾ 또한 모형에 이자율, 화폐, 소비자물가지수, 산업생산지수 등 네 변수를 포함하였다. 이자율을 대표하는 변수로는 會社債收益率(3년만기, 은행보증)을 사용하였고,¹⁷⁾ 화폐지표로는 本源通貨(M0), 通貨(M1), 總通貨(M2)를 대상으로 분석했다. 이 변수들은 1980년 1월에서 1996년 12월까지의 월별자료로 모두 RATS의 EZX-11 방법에 의해 季節調整되었다.

이와 같은 데이터로 축약형 벡터자기회귀모형(reduced form VAR: RVAR)에 의해 유동성 효과를 실증분석했다. 추정식은 다음과 같다.

$$Z_t = A_0 + A(L)Z_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim N(0, \Sigma) \quad (12)$$

여기서 Z_t 는 화폐(m), 이자율(r), 소비자물가지수(p), 산업생산지수(y)로 구성된 벡터이다(즉, $Z_t = (m_t, r_t, p_t, y_t)'$).¹⁸⁾ 모형의 구조를 결정하기 위해 最適時差를 결정해야 한다. 본고에서는 Sims(1980)가 제안한 우도비검정(likelihood ratio test)에 의해 전체기간(1980-1996)에는 적정시차를 14,

16) 단일방정식 추정결과에 대해서는 김영익(1997), pp. 81-91 참조.

17) 유동성 효과의 실증분석에서 이자율지표로는 주로 단기 이자율을 사용한다. 예를 들면 미국 데이터를 대상으로 한 실증분석에서 대부분의 연구들이 연방기금금리(Federal funds rate)를 이용하고 있다. 우리 나라를 대상으로 한 실증분석에서도 단기금리를 이용해야 하나, 현재 장기에 걸쳐서 이용할 수 있는 이자율 시계열은 회사채수익률로 한정되어 있는 실정이다.

18) 화폐지표, 물가지수 및 산업생산지수에는 수준변수에 로그를 취했다. 이들이 모두 불안정한 시계열이어서 차분(differencing)해서 사용할 수 있으나, 이 경우 시계열이 갖는 정보를 상실할 가능성이 있기 때문에 수준변수를 그대로 사용했다. Sims(1980)와 일부 학자(RATS User's Manual)들은 변수들이 단위근을 갖는다 할지라도 VAR모형에서는 수준변수를 사용할 것을 권고하고 있다. 이는 VAR모형의 주요한 분석목적이 파라미터를 추정하는 것보다는 변수들의 상호관계를 분석하는 데 있기 때문이다. 본고의 <표 1>에서 볼 수 있는 것처럼 미국을 대상으로 한 실증분석에서 대부분의 연구들이 차분변수 대신 수준변수를 이용하고 있다.

전기(1980-1988)와 후기(1989-1996)에는 모두 9로 결정하였다.

RVAR모형에서는 변수의 順序(ordering)를 어떻게 결정하느냐가 매우 중요하다. 왜냐하면, 이 모형에서는 변수의 순서에 따라 VAR의 주요 分析道具(hallmark)인 衝擊反應函數(impulse response function: IRF)나 分散分解函數(variance decomposition function: VDF)가 달라질 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 外生性 檢定¹⁹⁾(block exogeneity test)에 의해 변수의 순서를 $[m, y, p, r]$ 로 결정하였다.

이러한 RVAR모형에서 주요 화폐충격과 이자율의 관계를 보면 <그림 1>과 같다. 우선 全期間(1980-1996)에 있어서는 1單位の 標準偏差만큼 화폐지표에 충격이 가해졌을 경우 M1만이 7개월에 걸쳐 유동성 효과를 갖는 반면, M0나 M2의 경우에는 유동성 효과가 거의 없는 것으로 분석되었다. 한편, 유동성 효과의 敏感性(sensitivity)을 보기 위해 기간을 둘로 구분해서 분석했다.²⁰⁾ 전기(1980-1988)에는 세 가지 화폐지표 모두가 유동성 효과를 갖는 것으로 나타났다. 특히 M1의 경우 화폐충격이 주어진 후 9개월까지 뚜렷하게 명목이자율을 하락시킨 것으로 분석되었다.

後期(1989-1996)에는 前期와는 달리 M0와 M2의 경우 유동성 효과가 거의 나타나지 않았다. 그러나 M1은 오히려 前期보다도 後期에 유동성 효과가 컸고 그 지속기간도 길게 분석되었다. 즉, M1의 경우에는 화폐충격이 있는 후 7개월까지 명목이자율의 하락폭이 지속적으로 증가했다. 그 이후 하락효과가 줄어들기는 했으나, 15개월 후까지 M1의 증가는 이자율하락을 초래했다.

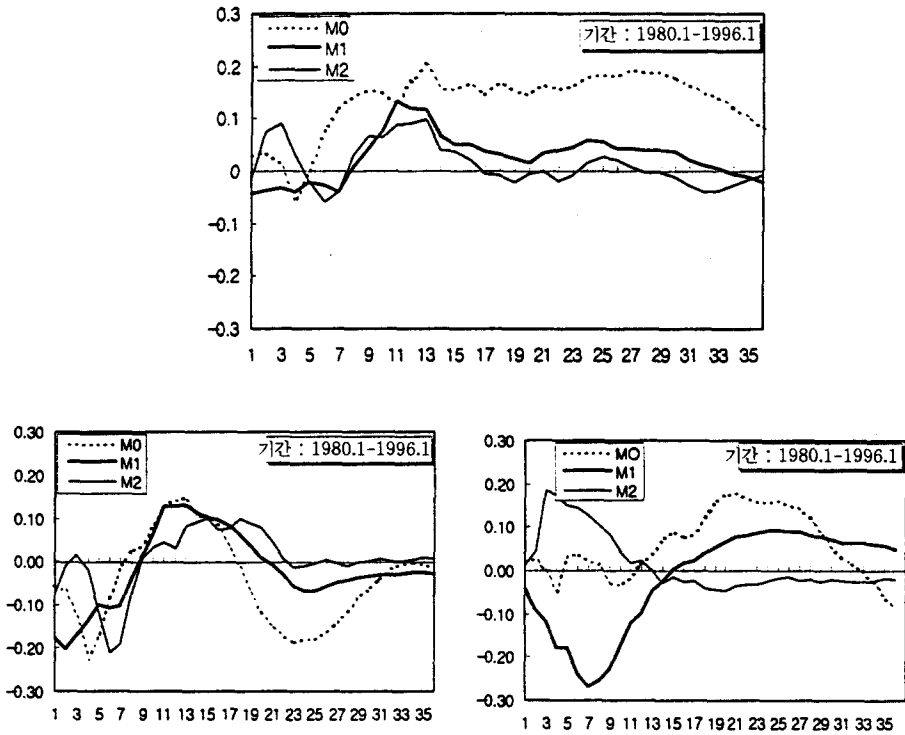
앞에서는 외생성 검정에 의해 변수의 순서를 결정하였다. 그러나 변수의 순서에 따라 충격반응함수에 대한 결과가 달라질 수 있기 때문에 이하에서는 반복적 절차에 의한 VAR(recursive VAR)모형을 이용하여 분석하고자 한다.²¹⁾

19) 외생성 검정결과 이자율(r)을 제외한 세 변수가 다른 변수들에 그랜저의미에서 인과관계(Granger causality)를 가졌다. 따라서 이자율을 순서상 가장 뒤에 두었다. 실증분석결과 이자율을 제외한 다른 변수의 순서를 변화시켜도 충격반응함수에는 큰 변화가 없었다. Leeper and Gordon(1992)은 변수의 순서를 $[\Delta m, r, p, y]$ 로 하여 미국 데이터에서 유동성 효과를 실증분석한 바 있다.

20) 이와 같이 1988년을 기준으로 기간을 구분한 것은 우리 나라의 금리자유화가 1988년 12월 이후 부분적으로 이루어진 데 근거했다. 우리 나라의 금리자유화 일정에 대해서는 김주훈·이명훈(1993), pp. 1-15 참조. 이들도 우리 나라 금리변동패턴을 연구하면서 1988년을 기준으로 기간을 구분한 바 있다.

21) 축약형(reduced form) VAR과 반복적 절차(recursive)에 의한 VAR은 동일한 의미에서 사용되었다.

〈그림 1〉 貨幣衝擊에 따른 利率率의 反應經路



주: 그림의 종축은 % 포인트, 횡축은 개월수를 의미함. 이하 같음.

VAR모형을 풀기 위해서는 식 (7)에서 같은 기간 내에 내생변수 간의 상호 작용을 나타내는 구조적 파라미터 B_0 에 일정한 制約을 가해야 한다.²²⁾ 미국을 대상으로 유동성 효과의 실증분석에서 Christiano and Eichenbaum(1992)을 포함한 대부분의 연구들이 데이터의 Wold causal interpretation을 채택하여 B_0 에 제약을 가하고 있다. 이는 모형에 포함된 변수의 순서(ordering)를 어떻게 정할 것인가의 문제이다.²³⁾

변수의 순서는 기존의 연구에서 두 가지 방법으로 이루어지고 있다.

첫째는 소위 貨幣準則(M-rules)의 부류에 해당하는 것으로 화폐를 순서상

22) 제약은 $\frac{n(n-1)}{2}$ 개이다. 여기서 n 은 모형에서 사용되는 변수의 개수이다. 이에 대한 자세한 내용은 Keating(1992), pp. 39-40 참조.

23) 순서의 문제에 대해서는 각주 6) 참조.

제일 먼저 두는 방법이다.²⁴⁾ Leeper and Gordon(1992)은 화폐(m), 이자율(r), 물가지수(p), 산업생산지수(y)의 네 변수로 구성된 벡터자기회귀모형에서 순서를 $Z_t = [\Delta m_t, r_t, p_t, y_t]$ 로 결정하여 유동성 효과를 실증분석하였다. 이는 화폐충격 혹은 화폐증가율이 미국의 연방준비위원회(FOMC)에 의해서만 결정되고, 같은 기의 이자율, 물가 그리고 산업생산에는 의존하지 않는 것을 전제로 한다.

둘째는 利率準則(R-rules)에 의한 것으로서, Bernanke and Blinder(1992)와 Sims(1986, 1992) 등이 제시한 방법이다. 이는 미국의 단기 이자율(Federal funds rate)이 FOMC의 의사결정에 의해서 크게 영향을 받는 것을 가정하는 것이다. 따라서 이 경우 단기 이자율은 같은 기간의 화폐, 물가, 산출량에 영향을 받지 않고 이들의 과거치에만 의존하게 된다.²⁵⁾

2. 貨幣準則下에서 流動性 效果

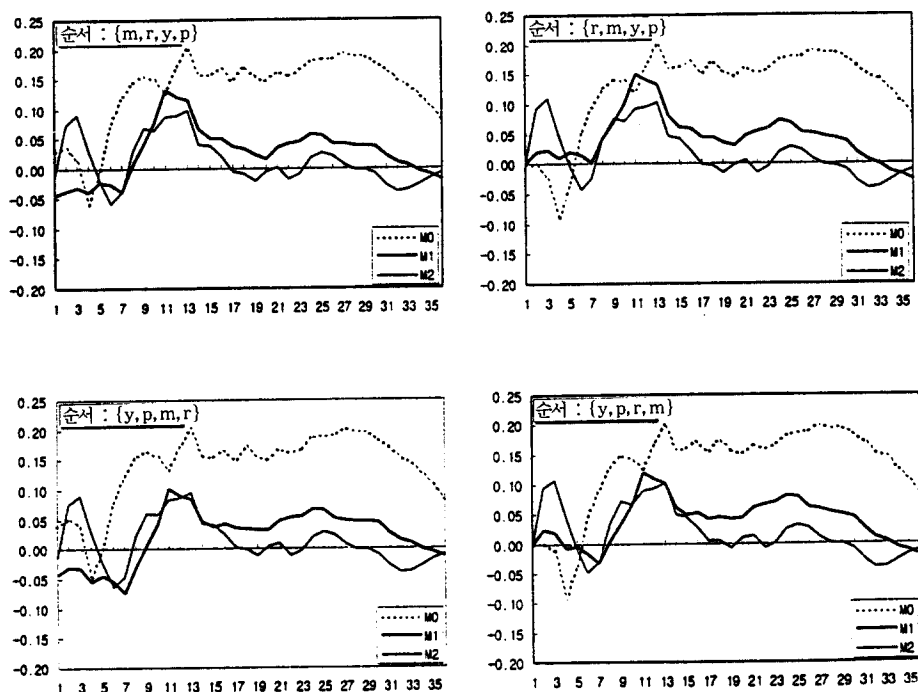
우선 화폐준칙에 따라 변수의 순서를 네 가지 방법으로 구분하여 1980년 1월에서 1996년 12월까지의 데이터를 대상으로 유동성 효과를 분석하였다. 이 결과가 <그림 2>에 나타나 있다.

첫번째 방법은 화폐준칙의 基本概念에 의해 화폐지표를 순서상 제일 앞에 두었다. 이는 화폐충격이 오직 通貨當局의 政策에만 의존하는 것을 전제로 한 것이다. 즉, 당기의 화폐충격 혹은 화폐증가가 같은 기간의 이자율, 물가, 산업생산에 의존하지 않고 이들 변수의 과거치에만 영향을 받는 것으로 가정하는 것이다. 이런 가정하에서 우리 나라 데이터를 실증분석한 결과가 <그림 2>의 좌측 첫번째 그래프에 나타나 있다. 여기서 세 가지 화폐지표 중 M1만이 유동성 효과를 갖는 것으로 분석되었다. 즉, M1의 예상치 못한 증가는 7개월에 걸쳐서 이자율을 하락시켰다.

24) 통화정책의 충격을 어떻게 인식하느냐에 따라 화폐준칙(M-rules)과 이자율준칙(R-rules)으로 구분된다. 화폐준칙은 화폐가 종속변수일 경우 이에 따른 잔차항을 통화정책의 충격으로, 이자율준칙은 이자율이 종속변수일 때 이의 잔차항을 통화정책의 충격으로 인식하는 방법이다. 전자는 화폐공급이 이자율에 완전 비탄력적임을, 후자는 화폐공급이 이자율에 완전 탄력적임을 가정한다. 이에 대한 자세한 내용은 Pagan and Robertson (1995), pp. 39-40 참조.

25) Christiano and Eichenbaum(1992)은 이 두 가지 준칙 외에 다양한 순서로 미국 데이터에서 유동성 효과를 분석한 바 있다.

〈그림 2〉 順序의 變化時 貨幣衝擊에 따른 利率의 反應經路
(貨幣準則의 경우)

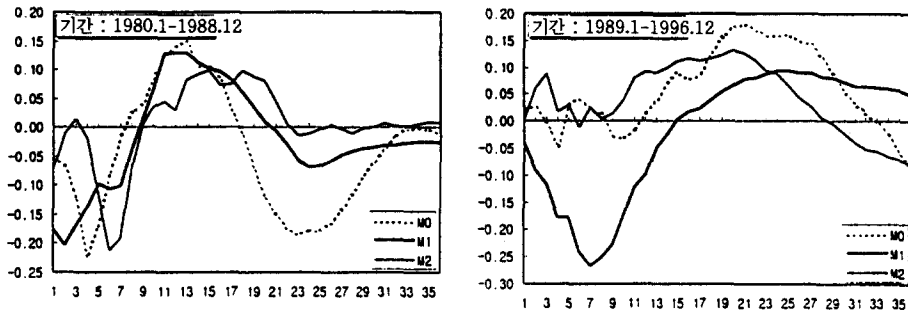


주: m은 M0, M1, M2의 로그값, r은 이자율, y는 산업생산지수의 로그값, p는 소비자물가지수의 로그값임.

둘째로는 이자율을 제일 앞에 두고 실증분석을 시도했다. 이 경우 화폐를 제일 앞에 두었던 앞의 결과와는 달리 M1의 경우 유동성 효과가 전혀 나타나지 않았고, 대신 화폐지표를 M0로 사용했을 때 단기에 걸쳐서 유동성 효과가 있는 것으로 분석되었다. 한편, M2 경우에는 이상의 두 가지 방법에서 유동성 효과가 없는 것으로 나타났다.

세 번째 방법으로는 當期의 화폐충격이 當期 및 過去의 산업생산과 물가, 과거의 이자율에 의존하는 경우를 가정하여 실증분석을 시도했는데, 그 결과가 〈그림 2〉의 하단 좌측에 나타나 있다. 이는 첫번째 경우와 매우 유사한 결과이다. 즉, 세 가지 화폐지표 중 M1만이 유동성 효과를 갖고 있다. 그러나 그 효

〈그림 3〉 期間區分時 貨幣衝擊에 따른 利率의 反應經路
(順序가 $[m, r, y, p]$ 인 경우)



과는 첫번째 방법보다는 약간 크게 나타났다.

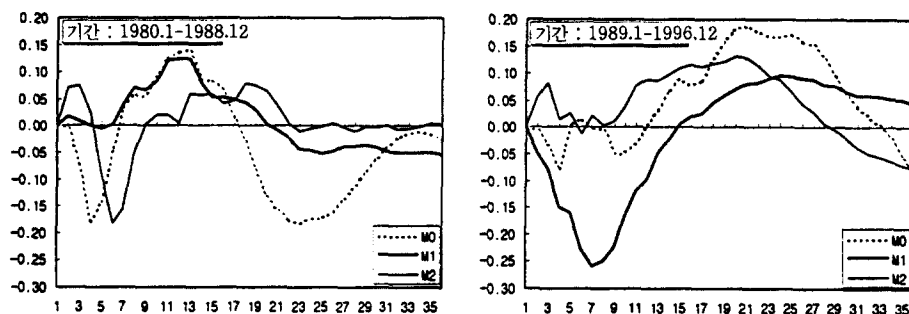
네번째로 순서상 화폐지표를 가장 뒤에 두고 유동성 효과를 실증분석하였다. 이는 당기의 화폐가 같은 기간뿐만 아니라 과거의 산업생산, 물가, 이자율에 의존하고 있는 것을 가정한 것이다. 이 경우 각 화폐지표의 충격에 따른 이자율 반응이 두 번째 경우의 결과와 거의 동일하다. 즉, M0만이 단기에 걸쳐 유동성 효과를 가지고 있다.

한편 화폐준칙하에서 유동성 효과가 기간에 따라 달라지는가를 보기 위해 기간을 구분해서 실증분석을 시도했다. 화폐를 제일 앞에 두고 실증분석한 결과는 〈그림 3〉과 같다. 이에 따르면 1980-1988년에는 세 가지 화폐지표 모두가 단기적으로 유동성 효과를 가지고 있다. 그러나 1989년 이후에는 M1만이 유동성 효과를 갖고 그 크기 및 持續性이 前期에 비해서 확대되었다.

다음으로 이자율을 제일 앞에 두고 유동성 효과를 기간에 따라 실증분석했다. 이 결과가 〈그림 4〉에 나타나 있다.

전기(1980.1-1988.12)에는 M0가 유동성 효과를 갖는 것으로 분석되었다. 그러나 후기(1989.1-1996.12)에는 M1의 경우에 유동성 효과가 나타났고, 그 크기도 화폐가 先行位置한 경우와 같이 크게 분석되었다. 반면 화폐지표가 M0일 경우 유동성 효과가 후기에 들어와서 작아졌다. 그러나 M2의 경우에는 화폐가 제일 선행한 경우와 마찬가지로 여기에서도 유동성 효과를 갖지 못한 것으로 분석되었다.

〈그림 4〉 期間區分時 貨幣衝擊에 따른 利子率의 反應經路
(順序가 $[r, m, y, p]$ 인 경우)



3. 利子率準則下에서 流動性 效果

유동성 효과의 실증분석에 있어서 利子率準則(R-rules)은 화폐정책의 예상되지 못한 변화가 이자율의 충격에 의해 측정된다.

Bernanke and Blinder(1992), Sims(1986, 1992) 등은 M1이나 M2와 같은 廣義의 화폐지표에 대해서는 화폐정책의 예상되지 못한 변화를 측정하는데 있어서 화폐스톡에 대한 잔차항보다는 이자율에 대한 잔차항이 보다 적합하다고 주장했다. Christiano and Eichenbaum(1992)은 미국의 데이터에서 M0나 M1이 화폐준칙하에서는 유동성 효과를 가지지 못하나, 이자율 준칙하에서는 유동성 효과를 가지고 있음을 보였다.²⁶⁾

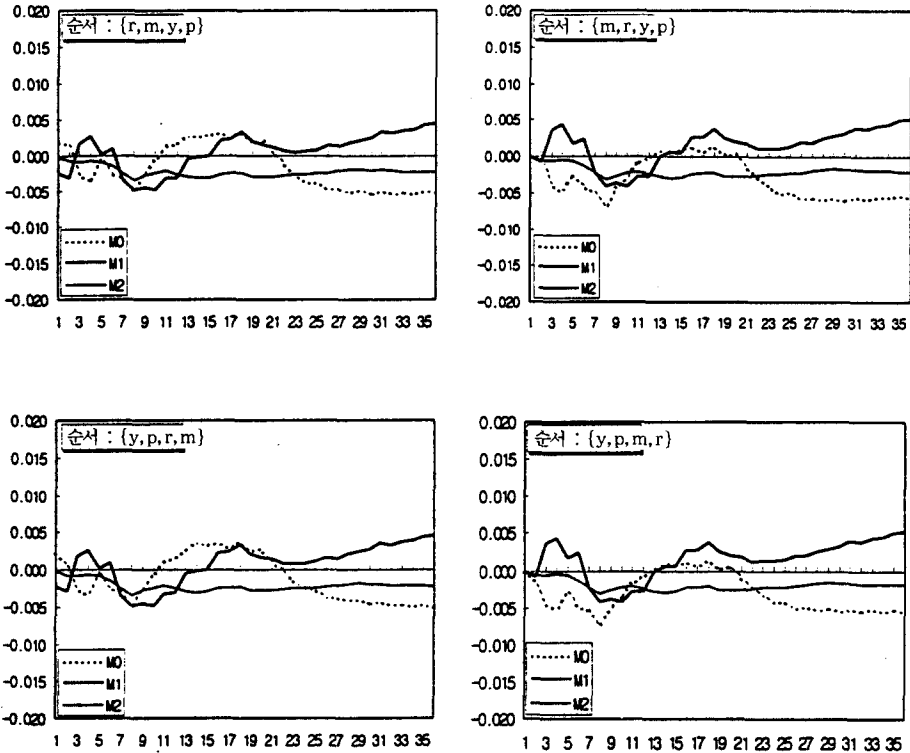
이자율준칙하에서는 이자율이 政策當局에 의해서 결정되기 때문에 順序(Wold ordering)에서 이자율이 제일 먼저 나온다. 즉 이자율은 앞의 4변수로 구성된 VAR모형에서 이자율, 화폐, 산업생산, 물가의 과거치에만 의존한다.

이자율준칙하에서 우리 나라의 유동성 효과를 분석한 경우가 〈그림 5〉의 상단 좌측에 나타나 있다. 이 경우 M1보다는 M0와 M2에서 유동성 효과가 분명하게 나타나고 있어서 화폐 준칙하에서와는 다른 결과를 보여주고 있다.²⁷⁾ 〈그림 5〉의 다른 그래프들은 변수의 순서를 변화시켰을 때 이자율준칙하에서 유동성 효과를 측정한 것이다. 이들을 이자율을 제일 앞에 둔 경우와 비교해 보

26) 이자율에 대한 정의 충격이 주어졌을 때 화폐지표가 감소하면 유동성 효과가 있는 것으로, 그 반대의 경우에는 유동성 효과가 없는 것으로 해석한다.

27) 〈그림 2〉에서 보았던 것처럼 화폐준칙하에서는 M1만이 분명하게 유동성 효과를 갖는 것으로 분석되었다.

〈그림 5〉 順序의 變化시 利率 衝擊에 따른 貨幣의 反應經路
(利率 準則의 경우)

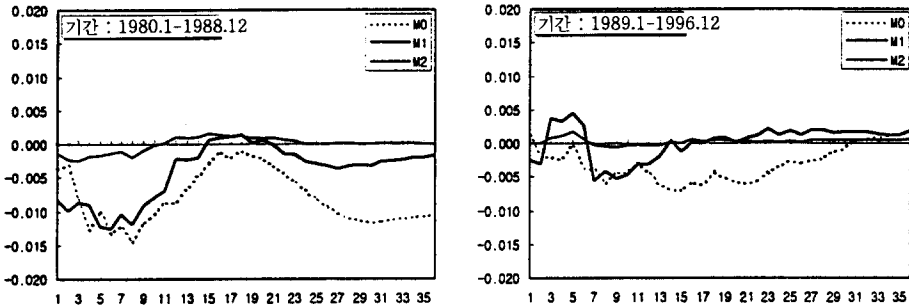


면 衝擊反應의 크기에 있어서는 약간의 차이가 있으나 방향은 거의 동일하게 나타났다. 따라서 이자율준칙하에서는 화폐준칙하에서와는 달리 M0와 M2가 유동성 효과를 갖는 것으로 분석되었다.

한편 이자율준칙하에서 유동성 효과가 기간에 따라 달라지는가를 보기 위해 기간을 1980-1988년, 1989-1996년으로 구분했을 때 전기에는 세 가지 화폐 지표에 대해 유동성 효과가 나타났으나, 후기에서는 M0의 경우에만 유동성 효과가 나타났다. 특히 M2의 경우에는 全期間에 걸쳐서는 유동성 효과가 오랫동안 지속되었으나 1989년 이후에는 유동성 효과가 거의 없는 것으로 나타났다.

지금까지 우리는 VAR모형을 이용해 화폐준칙과 이자율준칙하에서 우리나라의 유동성 효과를 실증분석했다. 우선 화폐준칙하에서는 M1만이 유동성 효과를 가졌으나, 이자율준칙하에서는 M0와 M2가 유동성 효과를 가져 대조를

〈그림 6〉 期間區分時 利率率 衝擊에 따른 貨幣의 反應經路
(順序가 $[r, m, y, p]$ 인 경우)



이루고 있다. 문제는 이 두 가지 실증분석결과 중 우리가 어떠한 결과에 더 신뢰를 두느냐에 있다. 이를 판단하기 위한 한 가지 방법으로 화폐준척하에서와 이자율준척하에서 화폐정책충격이 물가에 미치는 영향을 분석했는데, 그 결과는 〈그림 8〉과 같다.

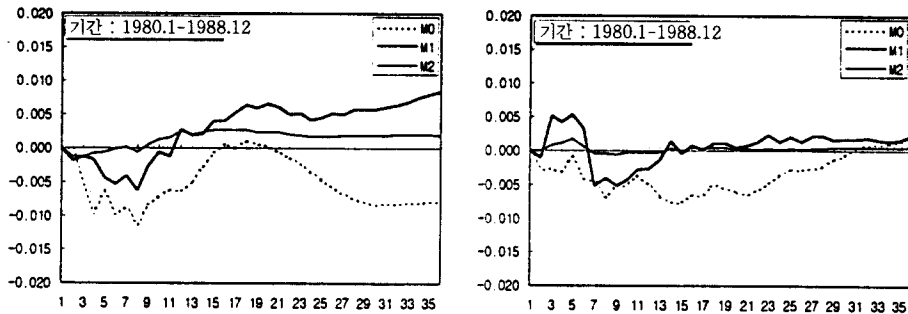
우선 〈그림 8〉의 좌측 그래프에서 볼 수 있는 것처럼 화폐 준척하에서는 陽의 화폐충격이 있을 때 물가가 모두 상승하여 이론과 일치했다. 그러나 이자율 준척하에서는 화폐지표가 M1과 M2일 경우 화폐정책이 緊縮的인 경우 물가가 오히려 상승하는 것으로 나타났다. Sims(1992)는 이러한 현상을 ‘price puzzle’이라 지칭한 바 있다.

이는 VAR에서 모형의 設定誤謬(misspecification)가 발생했거나, 이자율 준척하에서 화폐정책충격이 외생적이 아님을 시사해주고 있다.²⁸⁾

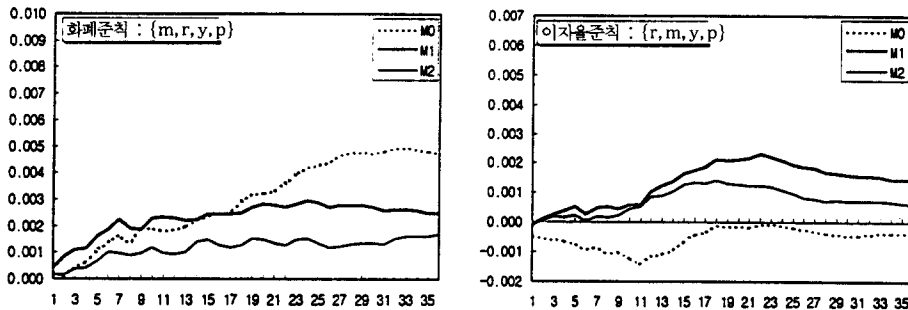
따라서 우리 나라의 유동성 효과의 실증분석에 있어서 이자율준척보다는 화폐준척이 보다 합리적인 것으로 사료된다. 1980년 이후의 최근까지 우리 나라의 화폐정책이 이자율보다는 화폐총량을 더 중시했던 것과 본 연구의 시스템적 접근방법 서두에서 보았던 것처럼 4변수 VAR모형에서 화폐는 외생성이 있는 반면, 이자율은 외생성이 없는 것도 이러한 推論을 뒷받침해 준다.

28) Sims(1992)에 따르면 4변수로 구성된 VAR모형에서 화폐지표를 M1으로 사용했을 때 price puzzle이 나타났다. Eichenbaum(1992)은 화폐지표를 M1이나 M0에서 NBR로 대체하고 변수의 순서를 $[P, Y, M, R]$ 로 하였을 때에는 화폐준척하에서 이러한 puzzle이 나타나지 않음을 보였다. 우리나라 데이터에서도 〈그림 8〉에서 볼 수 있는 것처럼 화폐가 이자율 앞에 왔을 때 화폐준척하에서 陽의 화폐충격은 물가를 상승시키고 있다.

〈그림 7〉 期間區分時 利率率 衝擊에 따른 貨幣의 反應經路
(順序가 $[m, r, y, p]$ 인 경우)



〈그림 8〉 貨幣 및 利率率 準則下에서 貨幣衝擊에 따른 物價의 反應經路



IV. 要約 및 結論

우리 나라 데이터를 대상으로 유동성 효과가 존재하는지를 보기 위해 실증분석을 했다. 그 동안의 유동성 효과에 대한 실증적 연구에서 貨幣의 定義 및 貨幣衝擊의 認識問題, 推定方法의 問題, 推定期間의 問題 등이 주요한 이슈가 되었다. 본 연구에서는 이런 문제를 고려하여 우리 나라에서 流動性 效果를 실증 분석했다. 실증분석결과에 따르면 추정방법이나 추정기간에 관계없이 貨幣準則 下에서는 M1을 貨幣指標로 정의했을 때 대체로 유동성 효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 NBR 등 보다 좁은 의미의 화폐지표에서 유동성 효과가 나타나는 美國 데이터를 대상으로 한 研究結果와 대조를 이루고 있다. 한편 유동성 효과의 기간에 따른 민감성을 보기 위해 우리 나라의 이자율이 부분적으로 자유화된

1988년 전후로 구분해서 유동성 효과를 분석했다. 이에 따르면 1980-1988년에는 유동성 효과가 비교적 뚜렷하게 나타났으나, 1989년 이후에는 유동성 효과가 없거나 있더라도 그 크기가 줄어들고 지속기간도 짧아졌다. 그러나 M1의 경우 1989년 이후에 오히려 유동성 효과가 더 크게 나타났다.

본 연구의 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 현재 우리 나라는 M2를 중심으로 通貨管理를 하고 있다. 그러나 본 연구결과에 따르면 화폐지표가 M2일 경우에는 1989년 이후에는 유동성효과가 존재하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 M2 일변도의 通貨政策은 止揚할 필요가 있는 것으로 사료된다.

둘째, 통화지표가 M1일 경우를 제외하고는 1989년 이후 유동성효과가 존재하지 않거나 그 크기가 줄어들고 있다. 그러므로 利率의 下向安定化를 위해서는 통화를 안정적으로 공급해 期待인플레이션을 낮춰야 할 것으로 생각된다.

參 考 文 獻

1. 김영익, “임금계약하에서 이자율과 물가에 관한 연구,” 서강대학교 경제학과 대학원 박사학위 논문, 1997.
2. 김주훈, 이명훈, “우리 나라 금리변동패턴과 통화 및 실물변수와의 관계분석,” 『금융경제연구』 제54호, 한국은행 금융경제연구소, 1993.
3. Bernanke, B. S., “Alternative Explanations of Money-Income Correlation,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1986, pp. 49-100.
4. Bernanke, B. S. and A. Blinder, “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review*, 82, 1992, pp. 901-921.
5. Blanchard, O. J. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, 79, 1989, pp. 655-673.
6. Christiano, L. J. and M. Eichenbaum, “Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock,” in Alex Cuikerman, Zvi Hercowitz, and Leonardo Leiderman (ed.), *Political Economy, Growth,*

- and Business Cycle*, MIT Press, Cambridge, 1992, pp. 335-370.
7. Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. Evans, "The Effect of Monetary Policy Shocks: Some Evidence from the Flow of Funds," *National Bureau of Economic Research Working Paper* No. 4699, 1994.
 8. Eichenbaum, M., 'Comments' on Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effect of Monetary Policy," by C. Sims, *European Economic Review*, 1992, pp. 1001-1011.
 9. Eichenbaum, M. and C. Evans, "Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates," *National Bureau of Economic Research Working Paper* No. 4271, 1992.
 10. Galí, J., "How Well Does the IS-LM Fit Postwar U.S. Data?," *Quarterly Journal of Economics*, 1992, pp. 709-738.
 11. Gordon, D. B. and E. M. Leeper, "The Dynamic Impact of Monetary Policy: An Exercise in tentative Identification," Federal Reserve Bank of Atlanta, *Working Paper* No. 93-5, 1993.
 12. Keating, J. W., "Structural Approach to Vector Autoregressions," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, pp. 37-57.
 13. Kim, Joonwon, *Essays on Liquidity and Money*, Ph. D. Dissertation, Los Angeles: University of California, 1993.
 14. Lastrapes, W. D. and G. Selgin, "The Liquidity Effect: Identifying Short-Run Interest Rate Dynamics Using Long-Run Restrictions," *Working Paper*, University of Georgia, 1994.
 15. Leeper, E. M. and D. B. Gordon, "In Search of the Liquidity Effect," *Journal of Monetary Economics*, 29, 1992, pp. 341-369.
 16. McCallum, B. T., *Monetary Economics-Theory and Policy*, New York: Macmillan Publishing Company, 1989.
 17. McKibbin, W. J. and J. D. Sachs, *Global Linkage: Macroeconomic Interdependence and Cooperation in the World Economy*, Brookings Institution, 1991.
 18. Melvin, M., "The Vanishing Liquidity Effect of Money on Inter-

- est: Analysis and Implication for Policy," *Economic Inquiry*, 21, 1983, pp. 188-202.
19. Mishkin, F. S., "Monetary Policy and Long Term Interest Rates: An Efficient Markets Approach," *Journal of Monetary Economics*, 7, 1981, pp. 29-55.
 20. Mishkin, F. S., "Monetary Policy and Short Term Interest Rates: An Efficient Markets Rational Expectations Approach," *Journal of Finance*, 37, 1982, pp. 63-72.
 21. Pagan, A. R. and J. C. Robertson, "Resolving the Liquidity Effect," Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, 77(3), 1995, pp. 33-53.
 22. RATS, Estima, 1995.
 23. Reichenstein, W., "The Impact of Money on Short-Term Interest Rates," *Economic Inquiry*, 25, 1987, pp. 67-82.
 24. Shapiro, M. D. and M. W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations," in S. Fisher(ed.), *NBER Macroeconomics Annual* 1988, MIT Press, 1988, pp. 111-148.
 25. Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, 1980, pp. 1-48.
 26. _____, "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 10, 1986, pp. 2-16.
 27. _____, "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, 36, 1992, pp. 976-1000.
 28. Strongin, S., "The Identification of Monetary Policy Disturbances Explaining the Liquidity Puzzle," *Journal of Monetary Economics*, 35, 1995, pp. 463-497.
 29. Thornton, D. L., "The Effect of Monetary Policy on Short-Term Interest Rates," Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, 70, 1988, pp. 53-72.