

通貨政策의 波及經路에 대한 構造的 推定: 韓國의 IMF위기 以前을 중심으로

김준원* · 손영기**

본 연구는 한국의 IMF 이전 통화량을 중심으로 하는 통화정책의 과급경로를 실증적으로 분석하고 있다. 기존의 축약형 벡터자기회귀모형을 이용한 국내외 연구에서는 확장적 통화정책 충격에도 불구하고 단기적으로 금리가 상승하는 유동성퍼즐과 물가가 하락하는 물가퍼즐이 흔히 발견되었다. 이에 대해 최근 단기 구조적 벡터자기회귀모형(SVAR)을 이용한 분석들은 모든 퍼즐을 해결하였다고 보고하고 있다. 본 연구에서는 전통적인 벡터자기회귀모형에 공적분 개념을 도입하여 벡터오차수정모형을 생성하고, 여기에 화폐수요함수의 장기적 안정관계 및 화폐의 장기중립성 등 최소한의 경제이론을 식별제약으로 이용한 장기 구조적 벡터오차수정(SVEC)모형을 이용하여 퍼즐해결을 시도하였다. 이 결과 한국의 경우에 장기 구조적 벡터오차수정모형을 이용할 경우 유동성퍼즐과 물가퍼즐을 해결할 수 있었다.

핵심용어 : 통화정책의 과급경로, 유동성퍼즐, 물가퍼즐

I. 서 론

통화당국이 통화량을 증가시킬 때 구체적으로 어떠한 경로를 통해 실물경제가 영향을 받는가는 이론적인 측면 및 실증적인 측면에서 거시경제학의 오랜 연구주제 중의 하나이다. 그러나 아직까지 이에 대해서는 완전한 합의가 도출되지 못하고 있다.

통화당국이 통화정책의 과급경로(transmission mechanism)에 대해 정확한 정보를 가지고 있지 못하면 정책의 효율성은 크게 떨어질 수밖에 없으며, 거시경제

* 서강대학교 경제학부 교수, E-mail: jwkim@sogang.ac.kr.

** 대한상공회의소 조사본부 차장, E-mail: yksohn@korcham.net.

환경의 변화에 대해 적절한 정책수단을 제시할 수도 없게 된다. 이러한 점을 고려할 때, 경제이론가는 물론 정책실무자의 입장에서도 통화정책의 과급경로를 구체적으로 밝히는 연구는 매우 중요시된다.

통화정책이 실물경제에 영향을 미치는 전통적인 경로는 이자율경로이다. 이자율경로는 양(+)¹⁾의 통화공급충격이 발생하면 단기적으로 이자율이 하락하는 유동성효과(liquidity effect)에 의해 투자가 증가하여 일시적으로 실물경제가 회복된다는 것이다. 한편, 통화정책의 또 다른 경로인 추가경로는 통화정책이 주식의 가치에 영향을 주어서 경제를 변화시킨다는 것으로 Tobin(1969)의 q이론 및 Modigliani(1971)의 소비에 대한 부(wealth) 효과 이론에 의해 설명이 되고 있다.¹⁾

그러나 이러한 통화정책의 과급경로가 실증분석에서 완전히 확인되고 있는 것은 아니다. 대표적인 것이 이른바 유동성퍼즐(liquidity puzzle)과 물가퍼즐(price puzzle)이다. Sims(1986)는 벡터자기회귀모형(vector autoregressive model: VAR)을 이용하여 미국 경제를 대상으로 한 연구에서 통화량의 증가에도 불구하고 이자율이 하락하지 않고 오히려 상승하는 유동성퍼즐을 발견하였다. 미국경제를 대상으로 NBR(nonborrowed reserves)을 이용한 Christiano, Eichenbaum and Evans(1996), 캐나다경제를 대상으로 초과현금보유를 이용한 Fung and Gupta(1994) 등의 분석에서는 확장적 통화정책에도 불구하고 물가가 하락하는 물가퍼즐이 나타났다.²⁾ 국내에서도 1980년 1월부터 1996년 12월까지의 월별 자료를 이용한 김영익(1998)의 연구에서 총통화(M2)의 증가가 이자율을 하락시키지 못하고 오히려 상승시켰고, 물가퍼즐도 발생하였다.

퍼즐을 발생시킨 대부분의 기존 모형이 단순 축약형(reduced) VAR모형에 근거하고 있는데 반해 현재 이러한 퍼즐을 해결하기 위해 많이 활용되고 있는 모형은 단기 구조적(short-run structural) VAR모형이다. 단순 축약형 VAR모형은 변수간의 축차적 인과관계(recursive causal ordering)를 자의적으로 가정하여 변수의 순서에 따라서 분석 결과가 달라질 수 있고, 이론적인 해석이 어렵다는 근본적인 문제가 있다. 아울러 4변수 혹은 5변수로써 통화당국의 반응함수를 반영하기에는 너무 간단하다는 비판이 있었다. 이에 따라 Gordon and Leeper(1994)는 화폐수요와 화폐공급을 분리하기 위해 변수 간에 當期 制約(contemporaneous restriction)을 주고, 상품 가격과 같은 부가적인 변수를 도입하여 미국에서의 유동성퍼즐 및 가격퍼즐을 해결하였다. Grill and Roubini(1996)와 Kim and Roubini

1) 이 밖의 환율경로에 관한 자세한 내용은 Mishkin(1996) 참조.

2) 각종 퍼즐에 관해서는 Kim and Roubini(2000) 참조.

(2000) 등은 이러한 방법에 근거하여 주요 선진국을 대상으로 한 연구에서 모든 퍼즐을 해결하였다고 보고하고 있다. 한국에서는 김소영(1999)이 선진국에 적용한 단기 구조적 VAR모형을 한국에 수정 적용하였는데 1980년 1월부터 1996년 12월 까지의 월별 자료를 이용하여 유동성퍼즐 및 물가퍼즐을 모두 해결하였다고 보고하고 있다.

한편, 퍼즐을 해결하기 위한 또 하나의 방법이 King, Plosser, Stock and Watson(1991)의 장기 구조적 벡터오차수정모형(structural vector error-correction: VECM)에 의한 분석이다.³⁾ 이 방법은 대부분의 거시경제 시계열이 불안정하다는 점을 인식하고, 차분 변수를 이용하되 차분으로 인한 원시계열의 장기적인 정보손실을 수준 변수간의 공적분 관계를 통해 조정하는 벡터오차수정 모형에 근거하고 있다.⁴⁾ 여기에 경제적인 장기 공리인 화폐의 장기중립성 가설⁵⁾과 변수간의 장기적인 관계를 나타내는 공적분 벡터를 식별제약으로 사용하여 구조적 해석을 가능하게 하는 방법이다. 이 방법의 특징은 시스템에 대한 충격(innovation)을 항구적인(permanent) 것과 일시적인(temporary) 것으로 구분한다. 항구적인 충격은 특정 경제 변수에 장기적으로 지속적인 영향을 미치는 반면, 일시적인 충격은 특정 경제 변수에 장기적인 영향을 미치지 않는 것으로 제약한다.⁶⁾ 여기서 일시적인 충격의 數는 공적분 관계의 數로 정의된다. 즉 다변량 시계열 모형에서 개별 시계열은 불안정하지만 결합된 상태에서는 안정적인 공적분 관계를 보인다면 장기적으로 이들 시계열들은 일정한 균형으로 수렴한다. 그리고 이러한 시스템에서는 예기치 못한 충격이 주어지더라도 일시적인 변동에 그치며 장기적으로는 균형으로 흡수된다. 반면 전체 변수에서 공적분 관계를 제외한 공통추세부분(common stochastic trend)은 장기적으로 균형경로에서 무한히 벗어나려는 힘이 강하며 이러한 부문에 대한 충격은 경제에 항구적인 영향을 미치게 된다.⁷⁾ 따라서 King,

3) 기존의 장기 구조적 VAR 모형인 Blanchard and Quah(1989) 모형 등에서 공적분 개념이 적용되지 않은 것과 달리, 이 방법은 공적분 개념이 포함된 오차수정모형(VECM)에 근거한 구조적 모형이라는 의미에서 장기 구조적 벡터오차수정(SVEC)모형이라고 칭한다.

4) Faust and Leeper(1997)는 장기 구조적 모형도 유한한 표본을 가지고 무한한 미래를 추정하므로 추론상의 문제가 있음을 지적하고 있다.

5) 화폐의 장기중립성 가설은 화폐의 수요와 공급을 분리하는 수단으로써 대부분의 거시경제 모형에서 일반적으로 채택되고 있다.

6) Beveridge and Nelson(1981)과 Nelson and Plosser(1982) 등 참조. 이들은 많은 경제 시계열이 1차 차분을 통해서 안정적 자료로 변환되는 불안정한 상태인 I(1)임을 밝혔다. 아울러 이러한 시계열은 항구적 성분과 일시적 성분으로 구분되며, 항구적 성분이 시계열의 불안정성을 야기하는 주요 원인이라고 해석하였다.

7) Stock and Watson(1988)과 Gonzalo(1995) 등은 다변량 시계열의 결합 관계에서 공적분 관계와 공통 추세 관계를 분류하였다. 이때 공통 추세 관계는 확률적 과정으로 장기

Plosser, Stock and Watson(1991)의 방법은 공적분 검정을 통해서 공적분 개수를 결정하고, 전체 변수에서 공적분 개수를 제외한 확률적 공통추세부분만을 분리하여 항구적인 충격에 대한 경제적 과급효과를 살펴보는 것이라고 볼 수 있다.

이러한 방법을 이용하여 통화정책의 효과에 대해 본격적으로 분석한 연구로는 Fung and Kasumovich(1998)가 있다. 이들은 캐나다, 프랑스, 독일, 일본, 영국 및 미국 등 선진 6개국을 대상으로 분석하였는데, 대부분의 국가에 있어서 확대 통화정책 충격에 대해 이자율이 단기적으로 하락하고, 물가는 상승하여 유동성피클 및 물가피클이 해결되었음을 보고하였다.

본 연구에서는 국내에서는 처음으로 Fung and Kasumovich(1998)의 연구모형을 활용하여 통화량을 중심으로 통화정책을 운영한 IMF 이전 한국자료를 이용하여 통화정책의 과급경로를 분석하였다. 그 결과 단기 구조적 VAR모형과 장기 구조적 벡터오차수정모형을 이용한 선진국의 분석결과와 동일하게 유동성피클 및 물가피클을 해결할 수 있었다. 아울러 기존의 피클 연구와 달리 주가를 모형에 직접 포함하여 주가경로도 확인할 수 있었다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 통화정책의 과급경로를 분석하는데 이용되고 있는 장기 구조적 벡터오차수정모형의 방법론과 연구모형을 설정하고 있다. 단위근 및 공적분 검정을 행한 후, 통화정책의 과급경로에 대한 실증분석 결과는 제Ⅲ장에서 논의된다. 본 연구에서 우리는 분석모형을 4변수 및 5변수로 확장하여 통화정책의 과급경로를 분석하고 있으며, 그 결과의 통계적 유의성을 신뢰구간을 통해 살펴보고 있다. 마지막으로 제Ⅳ장은 본 연구의 논의를 마감하고 있다.

Ⅱ. 방법론

통화정책의 과급경로를 추정하기 위해 본 연구에서 시도하는 장기 구조적 벡터오차수정(SVEC)모형은 King, Plosser, Stock and Watson(1991)에 의해 처음으로 시작된 방법인데, 개별 시계열은 불안정하지만 시계열 간에 공적분 관계가 있는 경우 분석 가능한 모형인 벡터오차수정모형에 근거하고 있다. 특히, 벡터오차수

적으로 균형으로 복원되지 못하여 이러한 관계에서는 충격이 주어지면 장기적이고 항구적인 반응을 나타낸다.

정모형내의 공적분벡터는 경제변수간의 장기적 관계를 구성하여 모형의 이론적 해석을 가능하게 한다.

우선 통화(M2) m , 이자율(콜금리) R , 실질소득(산업생산지수) y 및 물가(소비자물가지수) p 등 4변수로 구성된 모형을 통해서 경제의 장기공리가 경제적 충격을 어떻게 식별하는지 살펴보자. 모든 변수는 1차 차분 후에 안정적으로 변환되는 1차 적분과정 I(1)이라고 가정한다. 이때 전통적인 화폐모형에 의하면 장기 화폐수요함수를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$m_t^d = \mu + p_t + \beta_1 y_t - \beta_2 R_t + \varepsilon_t^T \quad (1)$$

식 (1)에서 μ 는 상수항이고, β_1 은 화폐수요의 소득탄력성, β_2 는 이자율탄력성, ε_t^T 는 화폐수요 충격이다. 이때 만약 화폐수요 충격이 안정적이라면 변수들은 공적분 관계에 있다고 해석할 수 있다. 다시 말하면 $X' = [y \ R \ m \ p]$ 모형에서 공적분 벡터는 $\beta' = [-\beta_1 \ \beta_2 \ 1 \ -1]$ 로 주어진다. 이처럼 공적분 검정에서 공적분 관계가 1개 존재한다면, 다변량 모형에서 1개의 일시적 충격과 3개의 항구적 충격이 있다고 해석할 수 있다.

여기서 식별 전략의 핵심은 (4×4) 의 장기승수행렬로 표시되는 $\Phi(1)$ 에 공적분 제약을 부여하는 것이다. 장기승수를 $\Phi(1) = [A \ 0]$ 로 나타낼 때, 처음 세 열은 3개의 항구적 충격에 대한 X_t 의 장기반응을 나타낸다. 마지막 열은 일시적 충격에 대한 X_t 의 장기반응을 나타내는데, 이는 0으로 가정되었다. 한편, 공적분 벡터의 모수는 항구적 충격의 장기승수를 제약하는데 사용하였다. 특히, $A = \widetilde{A}\Pi$ 로 분해하면, 행렬 \widetilde{A} 는 각각의 열이 공적분 벡터와 직교한다는 조건($\beta' \widetilde{A} = 0$)에 의해서 그 구성 요소를 알 수 있는 $n \times k$ 공적분 구조행렬이다. 한편, 3×3 완전위수행렬 Π 는 대각선 원소가 1로 정규화된 하방삼각행렬이다. 이러한 조건으로 우리는 모형의 항구적 충격을 유일하게 식별할 수 있다.

이제, 4변수 모형은 $\Delta X_t = \widetilde{A}\Pi\varepsilon_t$ 의 형태로 다음과 같이 나타난다.

$$\Delta X_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \beta_1 & -\beta_2 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \pi_{21} & 1 & 0 \\ \pi_{31} & \pi_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

여기서 공적분 구조행렬 \widetilde{A} 각각의 열은 Π 와 함께 항구적 충격을 해석하는 데

이용된다. 이 경우 첫 번째 열은 실물충격, 두 번째 열은 이자율충격, 세 번째 열은 통화정책충격이다. 위 식에 따르면, 통화정책충격은 장기적으로 통화와 물가수준에는 비례적인 영향을 미치지만 산출수준(y)과 명목이자율(R)에는 영향을 미치지 못한다. 물론 이러한 식별 방법에는 식별제약으로 활용된 화폐의 장기중립성과 화폐수요함수의 장기적 안정성이 중요한 문제가 된다.⁸⁾

또한 전통적인 4변수 모형에 주식가격 변수를 포함한 5변수 모형을 통해서 식별구조를 살펴보면 다음과 같다. 5변수 모형은 통화($M2$) m , 이자율(콜금리) R , 실질소득(산업생산지수) y 및 물가(소비자물가 지수) p 로 구성된 모형에 추가(종합주가지수) S 를 포함한 것이다. 즉 5변수 모형은 $X' = [y R S m p]$ 로 나타난다. 확장모형에서는 국내 화폐함수에 주식을 직접적인 변수로 포함시켜 공적분 벡터를 구하고, 이것을 식별제약으로 사용할 수 있다.⁹⁾ 이 모형에서 공적분 벡터는 $\beta' = [-\beta_1 \beta_2 -\beta_3 1 -1]$ 로 주어진다.

$\Delta X_t = \tilde{A} \Pi \varepsilon_t$ 는 다음과 같이 나타난다.

$$\Delta X_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_1 & -\beta_2 & \beta_3 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{21} & 1 & 0 & 0 \\ \pi_{31} & \pi_{32} & 1 & 0 \\ \pi_{41} & \pi_{42} & \pi_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

8) 화폐충량의 증가가 장기적으로 실물변수에 영향을 미치지 못한다는 가설은 많은 경제학자가 동의하고 있지만, 이론적으로나 실증적으로 논란의 대상이 되고 있는 것은 사실이다. Cochrane(1994)은 VAR모형에서 예상되었거나 예상되지 않았거나 관계없이 통화정책충격은 산출물에 영향을 준다고 밝혔다. Gordon and Leeper(1994)도 통화정책충격이 장기간에 걸쳐서 산출물에 영향을 미친다고 밝혔다. 그런데, 최근 화폐의 장기 중립성 가설에 대한 실증 분석 연구에 있어서는 대체로 구조적 모형을 이용해야 한다는데 의견이 모아지고 있고, 미국 자료를 이용하여 구조적 VAR모형을 이용한 King and Watson(1997)에서는 화폐 중립성 가설을 받아들이고 있다. 국내에서는 정용승(1998)이 구조적 VAR을 이용한 King and Watson(1997)의 방법을 적용하여 실질GDP와 통화화(M2)의 시계열 자료를 이용해 우리나라의 화폐 중립성 명제를 기각할 수 없다고 보고하였다.

9) Fung and Kasumovich(1998)의 연구와 달리 본 연구에서는 주식가격을 화폐수요함수에 포함하였는데, 화폐수요함수에 있어서 주식가격의 역할에 관한 실증 분석에서 대부분의 연구들이 유의적인 관계가 있는 것으로 보고하고 있다. Choudhry(1996), Thornton(1998) 및 Ibrahim(1999)은 공적분 관계를 이용하여 주식가격과 화폐수요의 장기적인 함수관계를 분석하였다. Choudhry(1996)는 미국과 캐나다의 경우를 분석하였으며, Thornton(1998) 및 Ibrahim(1999)은 각각 독일과 말레이시아를 대상으로 분석하여 주식가격이 화폐수요의 중요한 변수임을 주장하였다.

이 경우에 첫 번째 열은 실물충격, 두 번째 열은 이자율충격, 세 번째 열은 주가충격, 네 번째 열은 통화정책 충격이다. 여기서 통화정책 충격은 장기적으로 통화와 물가 수준에는 비례적인 영향을 미치지만 산출수준(y)와 명목이자율(R) 및 명목주가(S)에는 영향을 미치지 못한다.

III. 실증분석

1. 사전적 자료 분석

본 연구에 사용된 변수는 통화량($M2$), 소비자물가지수, 콜금리, 산업생산지수, 종합주가지수(KOSPI)의 월별자료이다. 통화량, 물가, 산업생산지수, 종합주가지수는 자연 대수(로그)를 취했다. 그리고 통화량, 물가, 산업생산지수는 X12 ARIMA에 의해서 계절 조정된 자료이다. 분석기간은 1980년 1월부터 1997년 11월까지로 하였다.¹⁰⁾ 본 연구의 자료와 출처 등은 <표 1>에 정리되어 있다.

<표 1> 분석 자료의 설명

구 분	변 수	전 환	자 료 원	분 석 기 간
통화(m)	M2	계절조정 자연대수화	한국은행	1980.1~1997.11
물가(p)	소비자물가지수	계절 조정 자연대수화	통계청	
실질소득(y)	산업생산지수	계절조정 자연대수화	통계청	
이자율(R)	콜금리(1일물)	원계열	IMF	
주가(S)	종합주가지수	원계열 자연대수화	증권거래소	

10) 본 연구는 통화량 중심으로 통화정책이 운용된 IMF 이전 한국의 통화정책 효과를 분석하고자 한다. 분석기간인 1980년부터 국내 금융자유화가 본격화되면서 금리자유화의 기반이 조성되었고, 국내주식시장이 활성화되는 등 국내금융시장의 질적 변화가 있었다. 그리고 1997년 11월 이후에는 IMF 체제하에 들어가면서 통화정책이 금리중심으로 운용되었고, 거시변수의 변동도 이전과는 다른 불안정한 모습을 보인 것으로 판단된다.

장기 구조적 벡터오차수정모형(SVEC)은 기본적으로 분석 시계열이 1차 적분과정 I(1)일 것을 가정한다. 즉 모든 시계열이 단위근을 가진 불안정한 시계열이며, 1차 차분을 통해서 안정적인 시계열로 전환되어야 하는 것이다. 이러한 조건을 확인하기 위하여, 우리는 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 및 Phillips-Perron(PP)의 방법을 이용하여 분석대상 변수들의 단위근 존재유무를 검정하였다. 검정 모형은 상수항만 있는 모형 및 상수항과 추세가 동시에 있는 모형을 모두 선정하여 민감도를 살펴보았다. <표 2>의 단위근 검정결과에 의하면 모든 수준변수들에 단위근이 존재하여 1차 차분을 하여야 안정적인 시계열로 전환되었다.

<표 2> 단위근 검정결과

	ADF				Phillips-Perron			
	수 준		1차 차분		수 준		1차 차분	
	상수항	추세 첨가	상수항	추세 첨가	상수항	추세 첨가	상수항	추세 첨가
통화(m)	-1.75*	-2.84*	-7.49	-7.66	-1.87*	-2.63*	-14.44	-14.38
물가(p)	0.71*	-2.84*	-5.11	-4.88	-2.56*	-3.25*	-9.66	-9.93
실질소득(y)	-1.14*	-1.28*	-14.33	-14.38	-1.24*	-1.78*	-25.43	-25.58
이자율(R)	-3.23**	-2.94*	-11.18	-11.32	-2.91**	-2.62*	-15.65	-15.81
주가(S)	-1.51*	-0.00*	-7.85	-8.05	-1.48*	-0.11*	-9.84	-10.00

주석: *와 **는 각각 5%와 1%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못 함을 뜻함.

앞에서 살펴보았듯이 본 연구의 방법론은 공적분 관계의 수와 공적분 벡터를 SVEC 모형의 식별제약으로 사용하고 있다. 따라서 분석모형에서 장기적인 화폐 수요함수의 안정성, 즉 공적분 관계의 성립 여부가 매우 중요하다.

공적분 관계의 성립여부를 확인하기에 앞서 필요한 것은 분석모형에서 적용할 시차길이(lag-length)의 선정이다. 이를 위해 우리는 일반적으로 이용되는 AIC(Akaike information criteria) 정보기준이나 SIC(Schwartz information criteria) 정보기준 대신 우도비(Likelihood-ratio: LR) 검정에 근거하여 시차를 결정하였다.¹¹⁾ <표 3>은 우도비(LR) 검정의 결과를 보여 주고 있는데, 전통적인 4변수 모형과 주가가 포함된 5변수 모형의 경우 적정 시차는 각각 16과 12로 채택되었다.

11) DeSerres and Guay(1995)는 장기 제약이 있는 벡터오차수정모형(VECM)에서 우도비(LR) 검정을 통해 선정된 적정 시차는 일반적 정보기준에 의한 그것보다 신뢰성이 높다고 주장하고 있다.

<표 3> 적정 시차의 선정(LR 검정)

모형	변수	적정 시차	LR 검정(p값)
4변수 모형	통화(m), 물가(p), 실질소득(y), 이자율(R)	16	0.8992
5변수 모형	통화(m), 물가(p), 실질소득(y), 이자율(R), 주가(S)	12	0.9979

주석: 최대 시차 24를 기준으로 가설 검정을 실시함.

이제, 공적분 검정을 위한 분석모형을 설정하기로 하자. 공적분 검정 시 일반적으로 적용하는 방법은 변수가 일정한 추세를 보이는 경우 상수항을 제외하고, 그렇지 않은 경우에는 상수항을 포함한 모형을 사용하는 것이다. 물론, 분석대상 변수에 추세가 존재하는지의 여부를 쉽게 판단할 수는 없다. 본 연구에서는 이자율이나 주가 등 일정한 추세를 보이지 않는 변수가 포함된 점을 감안하여 상수항이 있는 모형을 우선적으로 선택하였다. 그 후 상수항의 포함여부를 가설검정을 통하여 확인하였다.¹²⁾

본 연구에 사용된 변수들 간에 공적분이 존재하는지 여부에 관한 검정결과는 <표 4>~<표 5>에 나타나 있다. 검정 시 사용된 기준통계량은 Osterwald-Lenum(1992)의 $\lambda - Max$ 및 trace 임계치이다. 본 연구의 4변수 및 5변수 SVEC 모형의 모든 경우 공적분 검정을 위한 모형으로 상수항이 있는 모형을 적용하였다. 신뢰수준에 따라 다소의 차이는 있지만 모든 모형에서 공적분 관계가 없다는 귀무가설은 기각되었다. 즉, 우리의 2가지 모형 모두에서는 적어도 1개 이상의 공적분 관계가 존재한다.

공적분 관계가 존재하는 경우 편의상 우리는 이를 한 개로 제약하였다. 이는 가능한 한 특성치(eigenvalue)가 가장 높은 관계만을 활용하기 위한 의도에 기인한다. 이러한 제약은 또한 공통추세의 수를 충분하게 확보할 수 있게 해주는 이점도 제공한다.¹³⁾

다음의 <표 6>~<표 7>은 특성치가 가장 큰 공적분 벡터만을 대상으로 한 산업생산지수, 콜금리, 총통화, 소비자물가지수, 주가간의 선형관계에 관한 가설검정 결과를 보고하고 있다. 이들 변수의 장기 안정적 관계를 검정하기 위해 물가는 통화 및 실질소득과 1:1의 관계를 갖는다는 제약을 부과하고 우도비검정을 통하여

12) 분석모형에 상수항이 포함되는지의 여부는 Johansen and Juselius(1990)가 제시한 방법을 적용하여 판정하였다. 이 방법은 Johansen의 공적분 벡터 제약에 대한 가설을 검정하는 방법의 하나로 상수항이 0이라는 제약을 주고, 이것이 유의한지를 검정하는 기법이다. 본 연구의 분석모형에서 상수항이 0이라는 제약은 대부분 기각되었다. 가설검정 결과는 <표6>, <표7> 참조.

13) 또한 본 고에서 공적분 계수를 결정하는 주요 기준의 하나로 공적분 관계의 이론적 설명가능성, 즉 화폐수요함수에 주목하였다.

기각여부를 검정하였다. 검정결과 본 연구의 두 가지 모형 모두에서 통화량과 물가사이에는 1:1의 관계가 성립하였다.

<표 4> 4변수 모형의 공적분 검정결과

변 수	공적분 계수 (rank)	검정 통계치		신뢰수준						결과
		$\lambda - Max$ (a)	trace (b)	90%		95%		99%		
				$\lambda - Max$	trace	$\lambda - Max$	trace	$\lambda - Max$	trace	
통화(m),	0	32.19	81.24	25.56	49.65	28.14	53.12	33.24	60.16	공적분 관계有
물가(p),	1	30.42	49.06	19.77	32.00	22.00	34.91	26.81	41.07	
실질소득(y),	2	12.98	18.63	13.75	17.85	15.67	19.96	20.20	24.60	
이자율(R),	3	5.65	5.65	7.52	7.52	9.24	9.24	12.97	12.97	

주석: 1) a: 귀무 가설 $H_0: CI(\text{cointegration}) \leq r$, $H_1: CI(\text{cointegration}) = r+1$.
 b: 귀무 가설 $H_0: CI(\text{cointegration}) = r$, $H_1: CI(\text{cointegration}) = r+1$.
 2) 신뢰수준은 Osterwald-Lenum(1992) 기준임.

<표 5> 5변수 모형의 공적분 검정결과

모 형	공적분 계수 (rank)	검정 통계치		신뢰수준						결과
		$\lambda - Max$ (a)	trace (b)	90%		95%		99%		
				$\lambda - Max$	trace	$\lambda - Max$	trace	$\lambda - Max$	trace	
통화(m),	0	45.69	118.30	31.66	71.86	34.40	76.07	39.79	84.45	공적분 관계有
물가(p),	1	36.98	72.61	25.56	49.65	28.14	53.12	33.24	60.16	
실질소득(y),	2	19.75	35.63	19.77	32.00	22.00	34.91	26.81	41.07	
이자율(R),	3	11.28	15.87	13.75	17.85	15.67	19.96	20.20	24.60	
주가(S)	4	4.59	4.59	7.52	7.52	9.24	9.24	12.97	12.97	

주석: <표 4> 참조.

<표 6> 4변수 모형의 가설검정결과

변 수	계 수	m	p	y	R	상수	P-값	
통화(m), 물가(p), 실질소득(y), 이자율(R)	β	β^1	1	-1	-1	0.183	-6.169	0.01
		β^{1*}	1	-1	-1	-0.165	0	0.01
		β^2	1	-1	-1.155	0.005	-2.228	0.27
		β^{2*}	1	-1	-0.947	-0.179	0	0.00
	α	α^1	-0.005 (-4.145)	-0.001 (-1.524)	0.000 (0.106)	-0.329 (-2.083)		
		α^2	-0.033 (-4.410)	-0.012 (-2.917)	0.056 (2.291)	-1.415 (-1.328)		

주석: 1) 공적분 벡터 β 와 조정계수 α 의 상침자 1은 복합가설 검정($m:p = 1:1$, $m:y = 1:1$)이고, 2는 단독가설 검정($m:p = 1:1$)임.
 2) β^{1*} 와 β^{2*} 는 상수항이 0이라는 제약 하에 가설 검정을 실시한 경우임.
 3) ()내는 t값임.

<표 7> 5변수 모형의 가설검정결과

모형	계수	m	p	y	R	S	상수	P값	
통화(<i>m</i>), 물가(<i>p</i>), 실질소득(<i>y</i>), 이자율(<i>R</i>), 주가(<i>S</i>)	β	β ¹	1	-1	-1	0.031	-0.123	-2.278	0.08
		β ^{1*}	1	-1	-1	0.474	-1.212	0	0.00
		β ²	1	-1	-0.9	0.039	-0.196	-2.366	0.03
		β ^{2*}	1	-1	-4.531	-0.431	2.898	0	0.01
	α	α ¹	-0.008 (-1.766)	-0.009 (-3.536)	0.041 (2.768)	-2.766 (-4.351)	-0.046 (-1.428)		
		α ²	-0.006 (-1.629)	0.007 (-3.693)	0.031 (2.495)	-2.399 (-4.541)	-0.036 (-1.324)		

주석: <표 6> 참조.

이상의 분석을 토대로 다음과 같은 전통적인 4변수 모형 및 주가가 포함된 5변수 모형의 장기적 안정 관계를 나타내는 화폐수요함수를 도출할 수 있다. 식(4)~(5)은 통화와 물가가 1:1의 관계를 보인다는 단일가설에 의해 도출된 장기적 화폐수요함수이다.

$$m = p + 1.155y - 0.005R + 2.228 \tag{4}$$

$$m = p + y - 0.031R + 0.123S + 2.278 \tag{5}$$

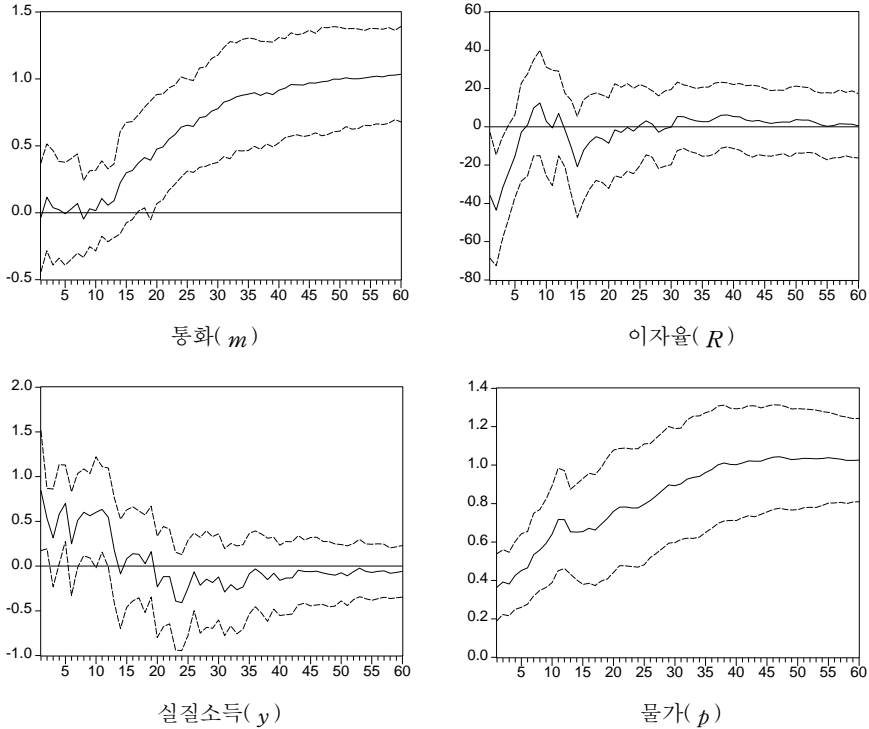
여기서 *m*은 총통화(M2), *p*는 소비자물가지수, *y*는 산업생산지수의 각각 로그 변환이며, *R*은 콜금리이고, *S*는 종합주가지수의 로그 변환이다.

2. 추정결과

본 연구에서 장기 구조적 벡터오차수정모형을 이용하여 확장적 통화정책 충격의 효과를 분석해 본 결과, 대체로 이자율, 물가, 소득 및 통화의 방향은 이론적인 기대와 일치하고 있다. 아울러 본 연구의 추정결과는 Fung and Kasumovich (1998)의 선진국을 대상으로 한 연구결과와도 일치한다. 이러한 결과는 본 연구의 모형이 제대로 식별되었음을 시사하는 것이다.

<그림 1>~<그림 2>는 각각 본 연구의 4변수 및 5변수 모형에서 통화량의 한 단위 표준편차 충격에 대한 실질소득(산업생산지수), 이자율(콜금리), 물가지수(소비자물가지수), 통화량(M2), 종합주가지수의 동태적 반응을 보여주고 있다. 그림의 충격반응함수에서 상하점선은 한 단위 표준편차의 90% 신뢰구간을 나타내는데, 이는 전통적인 몬테칼로법(Monte Carlo Integration)에 의해 10,000번 시행되

어 작성되었다.



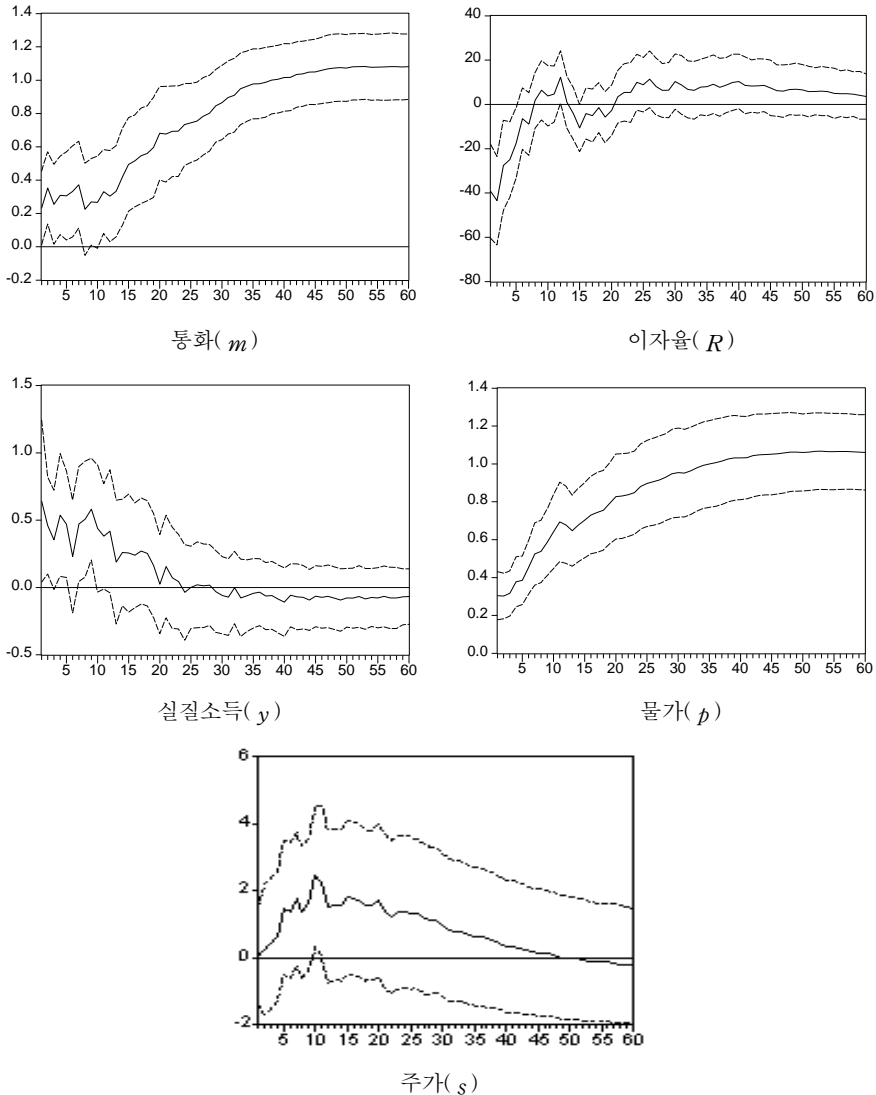
주석: 단위는 basis point임.

<그림 1> 4변수모형에서 확장적 통화정책 충격에 대한 반응

충격반응함수에 나타난 각 변수의 동태적 반응은 2가지 모형에서 거의 유사하다. 각 모형의 경우 확장적 통화정책 충격은 예상치 못한 통화당국의 확대 통화정책을 의미하므로 통화량의 항구적인 증가를 유발한다. 이러한 결과는 확장적 통화정책 충격이 지속적인 통화량의 증가로 이어진다는 이론적 결과와 일치한다. 그러나, 4변수 모형의 경우 초기 1년 이상은 신뢰구간이 영(0)을 걸치고 있어 일관적인 통화량 증가를 주장할 수는 없었다.

확장적 통화정책 충격에 대한 이자율은 단기적으로 음(-)의 반응을 보이고 있다. 이는 단기적으로 유동성효과(liquidity effect)가 나타나고 있음을 뜻한다. 단순 VAR모형을 이용한 김영익(1998)이 통화량(M2)의 증가가 단기적으로 이자율의 상승을 초래한다는 유동성퍼즐을 보고하고 있는데 반하여, 본 모형에서는 유동성퍼즐이 발견되지 않았다. 그러나 이자율을 통화정책 수단으로 하여 단기 구조적

VAR모형을 통해 긴축적 통화정책 충격의 효과를 분석한 김소영(1999)의 연구결과와는 동일하다고 해석할 수 있다. 김소영(1999)은 긴축적 통화정책 충격이 단기적으로 이자율을 상승시킨다고 보고하고 있다.



주석: 단위는 basis point임.

<그림 2> 5변수모형에서 확장적 통화정책 충격에 대한 반응

본 연구모형에서 확대 통화정책 충격에 대해 이자율은 단기적으로 하락한 후 0

에 근접하면서 정상상태로 수렴한다. 이러한 현상은 단기적으로 유동성효과가 이자율에 대한 인플레이션 기대를 압도하지만 장기적으로는 반대의 현상이 나타난다는 이론적인 해석과 부합하는 것이다.

다음으로 4변수 모형에서는 확장적 통화정책 충격에 대해 유동성효과가 단기적으로 발생하면서 소득도 양(+)의 반응을 나타내고 있다. 마지막으로, 확대 통화정책에 대해서 물가는 단기간의 상승 후에 안정적인 상태를 유지한다. 이것은 물가 퍼즐이 발생하지 않고 있음을 나타내는 것이다. 다시 말하면, 통화량의 일시적인 증가는 실물경제에 영향을 미칠 수 있다는 점을 시사하고 있다.

전통적인 4변수모형에 종합주가지수가 포함된 5변수모형의 경우에도 4변수 모형의 연구결과와 크게 다르지 않았으며, 오히려 더욱 확실한 파급경로를 얻을 수 있었다.

먼저, 4변수모형에서는 확장적 통화정책 충격이 발생한 경우 단기적으로 통화량이 확대되었지만 신뢰구간이 넓어 통계적으로 비유의적이었던데 비해 주가가 포함된 모형에서는 유의적인 결과를 얻었다. 아울러 유동성효과의 지속 기간도 4변수모형에서는 3개월 정도가 유의적이었던데 비해 5변수모형에서는 유의적인 결과가 5개월 이상 지속되었다. 산출수준과 물가도 4변수모형과 마찬가지로 지속적으로 상승하였다. 그러나 산출수준이 양(+)의 반응을 지속하는 기간은 4변수모형에 비해 훨씬 안정적으로 나타났다. 다만, 통계적으로 유의적인 해석을 할 수 있는 기간은 4변수모형과 크게 다르지 않았다. 한편, 주가는 확장적 통화정책 충격에 대해 상승하였다. 그러나 1년 정도 지난 이후에 통계적으로 유의적인 확실한 주가 상승을 보여주었지만 1년 전이나 이후에서는 통계적 유의성이 낮아 일관적이고 지속적인 상승이 지속된다고 주장하기는 어려웠다. 이는 통화적 요인이 시간을 두고 주가에 영향을 미칠 수는 있으나 확실한 설명변수는 아니라는 점을 시사한다.

확장적 통화정책 충격이 비록 일시적지만 통계적으로 유의미한 양(+)의 주가 반응을 초래한다는 본 연구의 결과는 확장적 통화정책 충격이 주가에 양(+)의 영향을 준다는 측면에서 단기 구조적 VAR모형을 이용한 기존의 연구결과와 일치하였다. Lastrapes(1998)는 실질주가지수, 이자율, 명목 통화, 실질 통화, 실질산출량 등을 이용하여 캐나다, 프랑스, 독일, 네덜란드, 이태리, 일본, 영국 및 미국 등 선진국의 경제에서 통화량의 증가가 주가를 상승시킴을 보였다.¹⁴⁾ 국내에서는 이상

14) 한편 본 연구에서는 주가지수를 실질주가지수로 대체하여 분석하였는데, 확장적 통화정책 충격에 대해 단기적으로 실질주가는 음(-)의 반응을 보였다. 다만, 신뢰구간이 전부 영(0)을 포함하고 있어 통계적 의미는 없는 것으로 해석된다.

섭(1998)이 총통화, 주식수익률, 소비자물가지수 등을 이용하여 단기 구조적 VAR 모형에서 통화량의 증가가 주가를 상승시킨다는 결과를 보고하였다. 물론 이상의 모형에서 확장적 통화정책 충격이 정확하게 어떠한 경로를 통해서 주가를 상승시키는지에 대해서는 밝혀내기 어렵다. 그러나 대체로 본 모형에서 유동성효과가 발생하는 점을 감안할 때, 전통적인 채권과 주식의 대체효과를 상정해 볼 수 있다. 아울러 물가의 지속적인 상승에 대해 민간이 주식에 대한 수요를 증가시켰다고 해석할 수도 있을 것이다.

IV. 결 론

본 연구는 화폐의 장기중립성과 화폐수요함수의 공적분 벡터를 주요 식별조건으로 사용하는 장기 구조적 벡터오차수정모형을 이용하여 IMF 이전 통화량 증식의 한국경제에 있어서 확장적 통화정책 충격의 전달과정에 대한 실증적 결과를 제시하였다.

본 논문의 주요 결과 및 시사점은 다음과 같다. 첫째, 4변수모형에서는 확장적 통화정책 충격의 전통적인 과급경로가 발견되었다. 즉, 확대 통화정책 충격은 이자율의 단기적인 하락을 수반하며 지속적인 물가 상승을 초래하였다. 즉, 유동성퍼즐 및 물가퍼즐이 발생하지 않았다.

둘째, 주가를 포함한 5변수모형, 즉 통화당국이 통화정책 수행 시에 주식시장도 고려하는 경우에는 확장적 통화정책의 과급경로가 보다 명확하였다. 이것은 주식시장이 통화정책의 하나의 과급경로로 작용함을 추측케하는 것이다.

셋째, 본 연구모형은 실물경제를 반영하는 실질산업생산지수 이외에는 모두 명목변수를 적용한 결과, 명목변수인 통화량의 변화가 실물경제에 영향을 미친다는 것을 알 수 있었다. 다시 말하면, 명목변수인 통화량의 변화도 이자율 경로를 통해서 실물경제에 영향을 미칠 수 있다는 것이다.

넷째, 본 연구 결과는 단기 제약을 이용한 방법과 다른 종류의 제약, 즉 화폐의 장기중립성 가정과 화폐수요함수의 장기적 관계를 식별제약으로 사용하여 각종 퍼즐을 해결하였다는데 점에서 단기제약을 이용한 모형과 상호보완적 의미를 가진다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 여러 가지 통화지표중 총통화(M2)에 한하여 분석하였기 때문에 여타 통화지표에 대해서는 단기적인 동태적 효

과를 엄밀히 분석하지 못하였다. 통화당국이 현실적인 목적에서 분석기간을 달리 하면서 각종 통화의 장기적인 안정관계를 찾고, 실험적으로 이의 정책효과를 분석하여 시사점을 찾는 노력도 필요할 것이다.

둘째, 소규모 개방경제인 한국경제만을 대상으로 하여 도출된 이러한 결론이 여타 아시아의 소규모 개방경제권에도 동일한 결론이 나올 것인지에 대해서는 확인하지 못하였다.

셋째, 통화정책의 파급경로에 대한 구체적 자산가격 파급경로에 대한 분석이 미흡했다. 즉, 단기 명목이자율과 실질이자율간의 관계, 단기 실질이자율과 장기 실질이자율의 관계에 대한 연구, 신용위기(credit crunch)시의 파급경로 등에 대한 세부적 연구가 향후 필요할 것으로 생각된다.

[參考文獻]

- 김소영(1999), “소규모 개방경제에서의 통화정책 충격의 영향: 한국경제의 경우,” 『경제 분석』, 5(4), 한국은행, 117-135.
- 김영익(1998), “유동성 효과의 실증분석 방법과 한국 데이터에 적용,” 『경제학연구』, 46(1), 141-164.
- 정용승(1998), “SVAR 모형을 이용한 한국의 통화 정책 고찰,” 『경제학연구』, 47(1), 43-69.
- 손영기(2001), “금융정책의 전달경로와 희생비율에 관한 연구,” 서강대학교 박사학위 논문.
- 이상섭(1998), “통화정책의 주가에 대한 효과 분석,” 『재정연구』, 5(2), 한국조세연구원, 85-122.
- Beveridge, S., C.R. Nelson(1981), “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, 151-174.
- Blanchard, O.J., D. Quah(1989), “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbance,” *American Economic Review*, 79, 655-673.
- Choudhry, T.(1996), “Real Stock Price and the Long-run Money Demand

- Function: Evidence from Canada and the USA,” *Journal of International Money and Finance*, 1-17.
- Christiano, L.J, M. Eichenbaum and C. L. Evans(1996), “The Effect of Monetary Policy Shock: Evidence from the Flow of Funds, *Review of Economics and Statistics*, 78, 16-34.
- Cochrane, J., Shocks(1994), *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 295-364.
- DeSerres, A. and A. Guay(1995), “Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECM) with Long-run Restrictions,” Bank of Canada, *Working Paper*, 95-9.
- Faust, J. and Leeper, E.(1997), “ When Do Long-run Identifying Restrictions Give Reliable Results?,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 345-53.
- Fung, B. and R. Gupta(1994), “Searching for the Liquidity Effect in Canada,” Bank of Canada, *Working Paper*.
- Fung, B. and M. Kasumovich(1998), “Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There a Puzzle?,” *Journal of Monetary Economics*, 42, 575-592.
- Gonzalo, J.C. Granger(1995), “Estimations of Common Long-memory Components in Cointegrated System,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 27-35.
- Gordon, D.B. and Leeper, E.M.(1994), “The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification,” *Journal of Political Economy*, 1228-1247.
- Grill, V. and N. Roubini(1996), “Liquidity Models in Open Economics: Theory and Empirical Evidence,” *European Economic Review*, 40, 847-859.
- Ibrahim(1999), “Financial Factors and Empirical Behavior of Money Demand: A Cast Study of Malaysia,” International Islamic Univ., Malaysia, *Working Paper*.
- Johansen, S. and K. Juselius(1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for

- Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kim, S. and N. Roubini(2000), “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach,” *Journal of Monetary Economics*, 45, 561-586.
- King, R.C., Plosser, J. Stock and M. Watson(1991), “Stochastic Trends and Economic Fluctuation,” *American Economic Review*, 81, 819-840.
- _____ (1997), “Testing Long-run Neutrality,” Federal Reserve Bank of Richmond *Economic Quarterly*, 83, 69-101.
- Lastrapes, W.D.(1998), “International Evidence on Equity Prices, Interest Rates and Money,” *Journal of International Money and Finance*, 17, 377-406.
- Mishkin, F.S.(1996), “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy,” *National Bureau of Economic Research Working Paper*.
- Modigliani, F. “Monetary Policy and Consumption(1971),” in *Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages*, Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 9-84.
- Nelson, C.R., C.I. Plosser(1982), “Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications,” *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Osterwald-Lenum, M.(1992), “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.
- Sims, C(1980), “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 48, 1-48.
- _____ (1986), “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?,” Federal Reserve Bank of Minneapolis *Quarterly Review*, 2-16.
- _____ (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effect of Monetary Policy,” *European Economic Review*, 36, 975-1011.
- Stock, J.H., M.W. Watson(1988), “Testing common Trends,” *Journal of the American statistics Association*, 83, 1097-1107.
- Thornton, T.(1998), “Real Stock Prices and the Long-run Demand for Money in Germany,” *Applied Financial Economics*, 513-517.

Tobin, J.(1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory,"
Journal of Money, Credit, and Banking, 15-29.

[Abstract]

Structural Estimates of the Monetary Transmission Mechanism in Korea: Pre-1997 Financial Crisis

Joonwon Kim · Youngki Sohn

This study analyzes the effect of monetary supply shocks on the interest rate, prices, stock prices and real output prior to 1997 financial crisis in Korea. This paper used a long-run structural vector error-correction model. This approach identifies monetary policy shocks by imposing cointegration restrictions such as a money demand function and assuming long-run money neutrality. Under this method, this paper resolved two recurring puzzles which are often found in VAR models. Immediately following an expansionary monetary policy shocks the interest rate decreases(if the interest rate increases, it is called as a 'liquidity puzzle'). Also following an unanticipated monetary expansion, the price level initially increases(if the price level decreases, it is termed as a 'price puzzle').

Keywords: Monetary transmission mechanism, Liquidity puzzle, Price puzzle, Structural vector error-correction model