

혼합주기자료 VAR모형을 이용한 통화정책의 월별 동태효과 분석*

김 윤 영**

논문 초록

월별로 집행되는 통화정책과 달리 실물경제의 반응을 측정하는 대표변수인 GDP는 분기별로 공표되고 있어 VAR 모형분석을 이용한 표준적 동태분석에 어려움이 있다. 본고에서는 이러한 분기 GDP 및 월별 금융변수로 이루어진 혼합주기 자료를 가지고, 통화정책(통화량 변동을 대리변수로 사용)의 GDP에 대한 파급효과를 월별 VAR 모형을 김윤영·박준용(2007) 등이 제시한 방법으로 추정 분석하였다. 붓스트랩을 이용한 충격반응분석 결과, 중위값(median) 기준으로 통화량 증가 충격은 2개월 이후의 GDP 증가에 큰 영향을 미치다가 그 효과가 점차 사라지지만 분기 내에서 월별로 진동성(cyclicality)을 갖는 것으로 나타났다. 반면 GDP 증가 충격은 단시간에 물가와 환율을 상승시키나 시간의 흐름에 따라 점차 그 효과가 작아지는 것으로 나타났다. 마지막으로 환율 상승 충격은 9개월 이후 GDP를 증가시켜 충격·반응 간 시차가 상대적으로 긴 것으로 나타났다. 그러나 분기모형의 경우 통화량 증가 충격이 GDP에 미치는 영향의 방향이 혼합주기 모형과 같으나 좀 더 평활화(smoothing)된 형태로 나타났다. 이런 접근은 통화정책의 GDP 동태효과를 월단위로 파악할 수 있어 금융시장이 단기간에 급변하는 위기 시의 정책결정에 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 판단된다.

핵심 주제어: 혼합주기 자료, 월별 VAR 모형, 동태분석

경제학문헌목록 주제분류: C3, F4

투고 일자: 2010. 1. 22. 심사 및 수정 일자: 2010. 3. 19. 게재 확정 일자: 2010. 3. 24.

* 익명의 세 분 심사자들의 제언이 논문의 질을 높이는 데 크게 도움이 되었으며 감사의 말씀을 드립니다.

** 단국대학교 무역학과 부교수, e-mail: yunyeongkim@dankook.ac.kr

I. 서 론

통화정책의 효과 검증을 위한 분석수단으로 대표적인 것은 Sims(1972, 1980)로부터 시작되어 거시경제학의 실증적 연구에 널리 쓰이고 있는 VAR모형이다. 그런데 대부분의 국가들에서 통화정책은 월별로 집행되고 있으나 이에 따른 실물경제의 반응을 측정하는 대표적인 변수인 GDP는 분기별로 공표되고 있어 VAR 분석을 이용한 충격반응분석이나 그랜저 검정 등 동태분석에 어려움이 발생하고 있다. 가령 Bernanke and Mihov(1999) 등도 이런 문제의 중요성을 인식하고 있으며 Gallès and Portier(2004)도 이 이슈를 다루고 있지만 그 분석법이 엄밀한 의미의 VAR 모형에 기반하지 않은 등 자의적인 단점이 있다.¹⁾ 또한 금융시장이 단기간에 불안정성을 보이는 금융위기 시의 경우 분기모형을 통한 동태분석은 월별 등 상대적인 고빈도 모형 분석에 비해 시의성이 떨어질 것으로 예상된다.

따라서 이와 같은 난점에 대한 이상적인 대안으로는 통화정책 결정 주기²⁾에 맞추어 GDP를 포함한 월별 VAR 모형을 추정하여 분석하는 것을 들 수 있다. 이는 월별로 관측되는 산업생산지수가 GDP에 비해 최근 비중이 급증하고 있는 서비스 부문 등을 포함하지 못하는 등 실물경제를 적절히 반영하지 못하는 단점을 고려한 것이다.³⁾ 그러나 이 방법은 GDP 등이 분기별로 관측되어 월별 통화정책과 달리 주기적으로 관측치의 누락(missing observation)의 문제가 발생하기 때문에 통상적인 회귀분석 방법으로는 불가능하다는 어려움이 있다.

그런데 이와 같이 주기적으로 관측치가 누락되는 혼합주기 자료를 가지고 시계열 모형을 추정하는 경우 Ansely and Kohn(1990)이 제시한 Kalman filtering을 일차적으로 고려할 수 있다.⁴⁾ 그러나 이 방법은 Chen and Zadzorny(1998)에 따르면

1) Bernanke and Mihov(1999)는 주로 자료 관측 및 분석 주기 문제의 중요성을 지적하고 있다.

2) 외환위기 이후 우리나라 통화정책은 월례 금융통화위원회에서 결정 집행되고 있다.

3) 이항용·조동철·김장렬·조성훈(2005)은 통화정책의 실물경제 파급효과를 VAR 모형으로 분석하여 통화정책이 단기적으로 생산과 인플레이션에 영향을 미치고 있음을 발견하였으며 대리변수로 산업생산지수를 사용하고 있다. 반면 박강우(2009)는 분기 GDP를 사용하여 통화정책이 부문별 가격에 미치는 효과를 분석하고 있으며 거시충격이 미국에 비해 상대적으로 가격에 큰 영향을 미치고 있음을 발견하였다.

4) Ghysels, Santa-Clara and Valkanov(2004) 역시 혼합주기 자료 하의 추정문제를 다루고 있는데 기본적으로 벡터가 아닌 단일변수 모형 추정에 대한 것이다.

모형계수의 식별 조건이 알려져 있지 않다는 한계점을 지닌다.⁵⁾

Chen and Zdrozny (1998) 는 이에 따라 혼합주기 자료 하에서 VAR모형을 추정하기 위하여 일종의 도구변수법 (instrumental variable estimation) 을 제안하고 있다. 이 방식은 울-워커 방정식 (extended Yule-Walker equation) 에서 혼합주기자료 때문에 관측불가능한 2차적률 들을 관측가능한 2차적률의 도구변수 추정치로 대체하는 방식이다.

그러나 이들의 방법은 다음과 같은 단점들이 있다. 우선 울-워커 방정식 내에서 고빈도 시계열의 자기공분산 (autocovariance) 에 대한 일치추정치를 저빈도 시계열에서는 모두 구할 수 없는 특성 때문에 모형 오차분산의 일치 추정이 불가능하다.⁶⁾ 이는 VAR 모형을 통한 충격반응함수 추정과, 분산 분해 등 동태분석을 어렵게 한다. 또한 Kim (2009) 에서 보이는 바와 같이 이들 방법을 비정상성 (nonstationarity) 을 가지는 자료에 적용할 경우 모형의 자기회귀계수에 대한 일치추정량 조차 얻을 수 없다.⁷⁾

한편 김윤영 · 박준용 (2007), Kim (2009) 등은 위와 같은 선행연구들의 단점을 보완하여 혼합주기자료 하에서 모형의 비정상성 여부와 관계없이 VAR모형의 자기회귀계수와 오차분산의 일치추정이 가능한 방법을 제시하고 있다. 이들의 방법은 우선 관측가능한 자기회귀계수들만의 함수로 나타내어지는 추정방정식을 VAR모형 으로부터 유도한 후, 이 추정방정식의 계수가 VAR 모형의 자기회귀계수로 나타내 어지는 점에 착안하여 도구변수를 이용 일반적률법 (GMM) 으로 자기회귀계수와 오 차분산을 추정하는 것이다. 이를 바탕으로 우리는 월별 모형을 이용하여 통상적인 VAR 모형의 동태분석을 수행할 수 있다.

이와 관련 본고에서는 김윤영 · 박준용 (2007), Kim (2009) 의 방법을 원용하여 외 환위기 이후 우리나라의 월별 통화정책 충격이 GDP에 미치는 동태효과를, 통화량 변동을 통화정책의 대리변수로 사용한 VAR (1) 모형을 통하여 분석하였다. 제시된

5) 즉 추정 계수가 계수의 참값으로 수렴하는 지를 보장할 수 없다는 것이다.

6) 이에 따라 Chen and Zdrozny (1998) 는 오차분산의 근사식을 제시하고 있지만 이는 유한한 표본을 가지고 추정할 수 있는 일치 추정량이 아니다.

7) 이는 기본적으로 2차 적률을 대체하는 방식이 비정상변수의 경우에는 정의되지 않는데 기인 한다. 즉 정상인 경우 표본 2차 적률이 표본 수 증가에 따라 유한한 극한값을 갖지만 비정상 인 경우 유한한 극한값은 정의되지 않으며 표본수의 제곱으로 나누어 주더라도 $O_p(1)$ 인 변수 가 된다.

분석 결과는 분기 VAR 모형의 추정 결과와 비교하였다.

분석결과 통화량 증가 충격은 2개월 이후의 GDP 증가에 큰 영향을 미치다가 그 효과가 점차 사라지지만 분기 내에서 월별로 진동성(cyclicality)을 갖는 것으로 나타났다. 그러나 분기모형의 경우 이론적인 예측대로 통화량 증가 충격이 GDP에 미치는 영향의 방향이 혼합주기 모형과 같으나 좀 더 평활화(smoothing)된 형태로 나타났다. 한편 산업생산지수를 대리변수로 사용한 모형의 경우 통화량 증가 충격이 산업생산지수를 단기적으로 저하 시키는 것으로 나타나 이론적 예측에 위배되는 것으로 나타났다.

본고는 모두 4장으로 구성되어 있다. 먼저 II장에서는 월단위 금융변수를 포함한 혼합주기자료를 사용할 때의 추정방정식을 유도한다. III장에서는 실증분석 결과를 도출한다. 그리고 IV장에서는 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 추정모형 및 추정법

이번 장에서는 분기GDP와 월별로 관측되는 여타 금융·경제변수의 혼합주기 자료를 동시에 고려하는 VAR(1) 모형의 추정방정식을 먼저 유도한다.⁸⁾ 다음으로는 추정된 계수와 모형에서 유도된 추정방정식을 바탕으로 VAR 모형의 계수를 추정하는 방법에 대해 설명하고자 한다.

먼저 $x_t (m \times 1)$ 및 $y_t (1 \times 1)$ 의 변수로 구성된 $m+1$ 변수 $z_t = (x_t', y_t)'$ 의 안정적(covariance stationary)인 월별 VAR(1) 모형을 가정하자.⁹⁾

8) Kim (2009)은 일반적인 VAR(p) 모형에서 혼합주기 자료를 이용하여 계수를 추정하는 방법을 제시하고 있으나 추정방정식이 본고에서 제시하는 방법과 다르며 다른 가정이 필요하다. Kim (2009)의 방법은 관측되지 않는 변수를 연속적으로 대체하는 본고의 방식 대신에, 종속 변수가 관측 가능하지만 설명변수엔 관측불가능한 변수를 포함한 여러 개의 방정식으로 구성된 연립방정식을 풀어서 관측불가능한 변수를 소개하는 방식으로 추정방정식을 만드는 것이다. 이 과정에서 연립방정식의 해가 존재하기 위한 위수(rank) 조건의 만족이 필요하게 된다.

9) 많은 경제변수들이 AR(1) 과정의 일종으로 볼 수 있는 random walk 과정을 따른다는 것은 잘 알려져 있다. 가령 Fama(1965)의 효율적 시장 가설은 자산가격 변동이 과거 변수들로 예측하기 어렵다는 결론을 얻는다. Barro(1979)와 Mankiw(1987)는 조세와 중앙은행의 통화 공급에 Diebold and Nason(1990)에 따르면 환율 변동에 유사한 결론을 얻고 있다. 김윤영·박준용(2007)은 F-검정 등을 통하여 본고와 유사한 구조의 우리경제에 대한 VAR 모형의 차수가 1임을 보이고 있다.

$$z_t = Az_{t-1} + u_t \tag{1}$$

여기서 A 는 부분 행렬이 $\alpha_{11} (m \times m)$, $\alpha_{12} (m \times 1)$, $\alpha_{21} (1 \times m)$, $\alpha_{22} (1 \times 1)$ 로 이루어진 $(m+1) \times (m+1)$ 의 다음과 같은 계수행렬이며,

$$A = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix}$$

$u_t = (u_{1t}', u_{2t})'$ 는 $u_{1t} (m \times 1)$ 및 $u_{2t} (1 \times 1)$ 로 구성된 다음과 같은 $m+1$ 차원의 분산 Σ 를 갖는 독립동일분포(independent and identically distributed)의 오차항으로 가정한다.

다음으로 자료의 관측주기는 아래 <표 1>과 같이 변수 x_t 는 매월 관측 가능한 반면 변수 y_t 는 GDP(수준 또는 차분)와 같이 분기별로만 관측된다고 가정한다.

<표 1> 월별 및 분기별 자료 관측 예

관측시점 (t)	x_t (월)	y_t (분기)
0	0	0
1	0	×
2	0	×
3	0	0
4	0	×
5	0	×
6	0	0
7	0	×
8	0	×
9	0	0
⋮	⋮	⋮

주: 0는 관측가능, ×는 관측불능을 표시.

아래 절에서는 먼저 식 (1)에서 주어진 월별 VAR 모형을 통상적인 분기 모형으로 동태 분석하는 경우 발생하는 난점을 살펴보고자 한다.

2.1. 분기모형을 통한 동태분석의 難點

먼저 VAR 모형이 월별로 관측되는 통화량(x_t)과 분기별로 관측되는 GDP(y_t) 두 가지로 구성되는 것으로 가정하자. 여기서 식 (1)의 자기회귀계수 A 중 $\alpha_{21} = 0$ 이면 정의상 통화량은 GDP를 그랜저 인과(not-Granger-cause)하지 못한다.

다음으로 우리가 모형 (1)을 반복 대체를 통하여 다음과 같이 분기 VAR 모형으로 변환하는 경우를 생각해 보자.

$$z_s = A^* z_{s-3} + v_s; s = 3, 6, 9, \dots, 3n \quad (2)$$

여기서 $A^* = A^3$ 및 $v_s = A^2 u_{s-2} + A u_{s-1} + u_s$ 이며 분기모형 (2)의 오차는 분기 내에 월별로 발생한 오차들의 선형결합으로 나타내어 진다.¹⁰⁾

그런데 위의 계수 A^* 는 OLS 추정법을 이용하여 일치추정이 가능하며 따라서 통상의 분기모형을 이용한 그랜저 검정이 수행된다. 그런데 만일 $\alpha_{21} \neq 0$ 이더라도 분기모형 (2)의 자기회귀계수에서 $\alpha_{11}^2 + \alpha_{11}\alpha_{22} + \alpha_{12}\alpha_{21} + \alpha_{22}^2 = 0$ 이면 다음이 성립함을 주목하자.

$$A^* = \begin{pmatrix} \alpha_{11}^3 + \alpha_{11}\alpha_{12}\alpha_{21} + \alpha_{12}\alpha_{21}(\alpha_{11} + \alpha_{22}) & 0 \\ 0 & \alpha_{22}^3 + \alpha_{12}\alpha_{21}\alpha_{22} + \alpha_{12}\alpha_{21}(\alpha_{11} + \alpha_{22}) \end{pmatrix} \quad (3)$$

결론적으로 위의 대각 계수행렬 (3)은 월별 모형에서 통화량은 GDP를 그랜저 인과($\alpha_{21} \neq 0$) 하더라도 분기모형으로 변환한 분석에서는 그랜저 인과하지 않는 것으로 잘못된 결과를 낼 가능성을 보여주고 있다. 즉 통화량이 실제 GDP와 동태적 인과관계를 갖고 있는데도 불구하고 관측주기를 단일화하는 과정에서의 문제점으로 인해 분기모형에서는 통화정책의 효과를 부정하는 결과를 가져올 수도 있는 것이다. 또한 충격반응 분석 역시 충격이 분기모형에서는 평활화되어 나타나므로

10) 이는 분기 모형에서의 충격이 월별 충격 (u_{s-2}, u_{s-1}, u_s)의 이동평균(moving-average) 형태로 평활화 되어 나타날 수 있음을 의미한다.

금융위기 시와 같이 충격의 발생빈도가 높아질 경우 월별모형을 통한 접근에 비해 정교성이 떨어질 것으로 판단된다. 이와 더불어 김윤영·박준용(2007)에서 지적되었다시피 분기 모형의 경우 분기내 월별 금융자료를 누락시킴으로 인해 예측의 효율성도 떨어질 가능성이 있다.

이와 같은 난점을 감안하여 월별 VAR 모형을 추정하는 방식을 아래와 같이 소개하고자 한다.

2.2. 월별 VAR 모형 추정방정식 및 GMM 추정

여기서 만일 변수 z_t 가 매월 모두 관측가능하지 않다면 (1)의 계수 A는 통상최소자승법(OLS) 등을 이용하여 추정할 수 없다. 이를 감안하여 본고에서는 김윤영·박준용(2007) 및 Kim(2009)을 따라 먼저 월별 VAR 모형에서 관측불가능한 변수들을 관측가능한 z_t 의 과거 시차변수들로 다시 표현하는 방식으로 ‘추정 방정식’을 유도하고, 이를 통하여 모형계수를 GMM 추정하는 방법을 이용하고자 한다.

이를 위하여 먼저 관측시점이 <표 1>의 $t = 0, 3, 6, 9 \dots$ 인 경우, 식 (1)과 같은 VAR모형은 자료의 관측가능성에 따라 변수를 구분하여 다음과 같이 다시 쓰기로 한다.

$$z_t = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \end{pmatrix} x_{t-1} + \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix} y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

여기서 식 (4)의 좌변의 z_t 와 우변의 x_{t-1} 는 관측이 가능하지만, 우변의 y_{t-1} 는 관측이 불가능하다. 반면 관측 불가능한 변수 y_{t-1} 가 식 (1)과 한번 시차를 가진 식을 이용하여 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$y_{t-1} = \alpha_{21}x_{t-2} + \alpha_{22}y_{t-2} + u_{2t-1} \quad (5)$$

그러나 다시 식 (5)의 우변 항에서 우변의 x_{t-2} 는 관측이 가능하지만 y_{t-2} 는 관측이 불가능하다. 이에 따라 마지막으로 관측 불가능한 변수 y_{t-2} 를 식 (1)과 두 번

시차를 가진 식을 이용하여 다음과 같이 쓰기로 하자.

$$y_{t-2} = (\alpha_{21} \alpha_{22})z_{t-3} + u_{2t-2} \quad (6)$$

여기서 식 (6)의 우변항의 자기회귀항 z_{t-3} 의 모든 변수는 관측 가능하다.

따라서 추정방정식은 식 (6)에 표현된 변수 y_{t-2} 를 식 (5)에 대입하고 여기서 얻어진 변수 y_{t-1} 의 식을 최종적으로 식 (4)에 대입한 후 변수 z_t 를 다음과 같은 식으로 나타낼 때 얻어진다. 즉,

$$z_t = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \end{pmatrix} x_{t-1} + \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix} \alpha_{21} x_{t-2} + \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix} \alpha_{22} (\alpha_{21} \alpha_{22}) z_{t-3} + v_t$$

또는

$$z_t = \beta(A)w_t + v_t \quad (7)$$

여기서 $w_t = (x_{t-1}', x_{t-2}', z_{t-3}')'$ 및 $v_t \equiv \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix} \alpha_{22} u_{2t-2} + \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix} u_{2t-1} + u_t$ 이며

$$\beta(A) = \begin{pmatrix} \alpha_{11}, \alpha_{12}\alpha_{21}, \alpha_{12}\alpha_{22}\alpha_{21}, \alpha_{12}\alpha_{22}^2 \\ \alpha_{21}, \alpha_{22}\alpha_{21}, \alpha_{22}^2\alpha_{21}, \alpha_{22}^3 \end{pmatrix}$$

이다. 위 식 (7)의 종속 및 설명변수가 모형 (1)과 달리 <표1>과 같은 혼합주기 관측 빈도 하에서도 모두 관측가능하며 이에 따라 전통적인 회귀 분석 방법을 이용하여 VAR 모형의 계수를 추정할 수 있다.

좀 더 구체적으로 추정과정을 설명하면 위 식 (7)은 모든 $t=0, 3, 6, 9, \dots$ 에 대하여 동일한 설명변수 z_t 와 w_t 의 구성요소와 동일한 계수 β 를 유지하게 되는데 이는 모형 전체변수들의 관측주기의 최소공배수가 3이기 때문에 가능하다. 따라서 우리는 이를 이용하여 계수 A의 GMM 추정을 다음과 같이 수행할 수 있다.

먼저 식 (7)의 종속, 설명 및 오차항에서 3개월 주기로 건너 뛰어 선택된 n개의

자료가 집적된 행렬을 다음과 같이 각각 나타내기로 한다.

$$\begin{aligned} Z &= (Z_3, Z_6, \dots, Z_{3n})', \\ W &= (w_3, w_6, \dots, w_{3n})', \\ V &= (V_3, V_6, \dots, V_{3n})' \end{aligned}$$

여기서 위의 식 (5)에서 설명변수 w_t 는 이동평균형의 오차항 v_t 와 상관관계를 갖고 있으므로 오차항 v_t 와 상관관계를 갖지 않지만 설명변수 w_t 와는 상관관계를 갖는 도구변수 h_t ¹¹⁾를 이용 도구변수 추정을 고려한다.¹²⁾ 여기서 식별을 위한 차수조건(order condition)을 만족시키기 위해 설명변수 (w_t)의 차원보다 많은 숫자의 VAR 모형 시차변수로 이루어진 도구변수자료 행렬을

$$H = (h_1', h_2', \dots, h_n')'$$

와 같이 정의한다.

다음은 최적 GMM (generalized method of moment) 추정을 수행하기 위하여 표준적인 다음의 점근적 정규 분포를 가정하기로 하자.

$$n^{-1/2} \text{vec}(H' V) \rightarrow_d N(0, \Phi) \quad (8)$$

일반적인 경우 위의 점근분포 (8)에서 분산행렬은 $\Phi = (\Omega \otimes E h_t h_t')^{-1}$ 로 주어지게 된다.¹³⁾

여기서 도구변수 H 들로 계수 β 의 도구변수 추정치 $\hat{\beta}$ 을 구한 후, 위의 추정방정식 (7)의 오차항 V 를 $\hat{V} \equiv Z - \hat{\beta}W$ 와 같이 정의하면 $\hat{\Omega} = \hat{V}' \hat{V} / n$ 는 Ω 의,

11) 여기서 시차변수들로 이루어진 도구변수의 예로 $H_t = (z'_{t-3}, x'_{t-4}, x'_{t-5}, z'_{t-6})'$ 를 들 수 있다.

12) 저자의 모의실험 결과에 따르면 이 방법은 모형의 비정상성(nonstationarity) 하에서도 기존의 Chen and Zadrozny (1998)의 점근법과 달리 일치성을 보였다.

13) 가령 $\{\text{vec}(H_t U_t')\}_{t=3,6,\dots,n}$ 이 마팅게일차분열(martingale difference sequence)일 때가 그 예이다.

$H'H/n$ 은 $Eh_t'h_t$ 의 일치 추정량임을 일반적인 조건에서 보일 수 있다. 마지막으로 식 (8)의 분산 행렬 Φ 의 일치추정량은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\hat{\Phi} = \left(\hat{\Omega} \otimes \frac{H'H}{n} \right)^{-1}$$

마지막으로 계수 A 의 최적 GMM 추정치는 다음의 최소화 문제를 푸는 해 (solution)로서 주어지게 된다.

$$\min_{A \in \Theta} \text{vec}(H'V)' \hat{\Phi}^{-1} \text{vec}(H'V) \tag{9}$$

한편 모형 (1)의 오차항 분산 Σ 는 추정방정식 (7)로부터 다음과 같이 구할 수 있다. 먼저 여기서 잔차 u 중 u_2 를 선택하는 벡터 $p = (0_{m \times 1}, 1)'$ 를 정의한 후 추정 방정식 (6)의 오차항의 분산을 다음과 같이 나타낸다.

$$Ev_t v_t' \equiv \Omega = \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix} \alpha_{22} p' \Sigma p \alpha_{22} \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix}' + \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix} p' \Sigma p \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix}' + \Sigma \tag{10}$$

다음으로 위 식 (10)를 풀면 분산 Σ 는 다음과 같이 주어진다.

$$\text{vec}(\Sigma) = \left[\begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix} \alpha_{22} p' \otimes \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix} \alpha_{22} p' + \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix} p' \otimes \begin{pmatrix} \alpha_{12} \\ \alpha_{22} \end{pmatrix} p' + I_{(m+1)^2} \right]^{-1} \text{vec}(\Omega) \tag{11}$$

그런데 위에서 계수 Ω 와 A 의 일치 추정량을 구하였으므로 이를 위 식 (11)에 이들을 삽입 (plug-in)하여 VAR 모형의 오차항의 $\text{vec}(\Sigma)$ 와 이로부터 분산 Σ 의 일치 추정량을 얻을 수 있다.

마지막으로 추정치 A 와 Σ 의 일치 추정량이 \hat{A} 및 $\hat{\Sigma}$ 와 같이 주어지면 모형 (1) 내에서의 i -기 이후 충격반응함수는 통상적인 경우와 같이 다음으로 정의된다.

$$\frac{\partial z_{t+i}}{\partial u_t} = \hat{A}^i chol(\hat{\Sigma}) \quad (12)$$

여기서 $chol(\hat{\Sigma})$ 는 $\hat{\Sigma}$ 의 콜레스키 분해행렬을 나타낸다.

2.3. 월별 VAR 모형 차수의 검정

위의 분석은 VAR(1) 모형을 가정하고 있으며 이에 기초하여 식 (7)의 추정방정식을 유도한 후 이를 이용하여 GMM 추정을 수행하고 있다. 이의 차수 검정을 위해서 우리는 Kim(2009)이 제시한 방법을 소개하고자 한다. 가령 일반적인 VAR(r) 모형에서 다음의 가설 체계를 검정하는 것을 상정하기로 하자.

$$H_0 : r = 1 \text{ vs. } H_1 : r = 2 \quad (13)$$

Kim(2009)은 VAR (2)인 경우 추정 방정식의 설명변수가

$$z_t = \beta(A) W_t + v_t \quad (14)$$

로 주어지며 여기서 $W_t = (x_{t-1}', x_{t-2}', z_{t-3}', x_{t-4}')'$ 로 식 (7)보다 변수 x_{t-4} 가 추가됨을 보이고 있다.

여기서 (13)의 귀무가설을 검정하기 위해서는 추가된 변수 x_{t-4} 에 상응하는 계수가 0인지를 확인하면 된다. 이를 위하여 식 (14)의 계수 $\beta(A)$ 를 도구변수 추정한 후 이를 바탕으로 χ^2 통계량을 구한 후 점근적 분포의 5% 기각역과 비교하게 된다.¹⁴⁾ 여기서 계수가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 없으면 모형의 차수가 1이라는 귀무가설 역시 기각할 수 없는 것으로 간주된다.

다음 장에서는 위에서 제시된 이론에 기초하여 우리나라 월별 통화정책 충격이 GDP에 미치는 동태효과를 분석한다.

14) 이때 귀무가설 하에서 주 (11)에 예시된 도구변수 $H_t = (z'_{t-3}, x'_{t-4}, x'_{t-5}, z'_{t-6})'$ 를 유효하게 사용할 수 있다.

Ⅲ. 실증분석

분석기간은 1990년 1월에서 2008년 9월까지이며, 외환위기의 영향을 감안하여 외환위기 이전 기간(1990.3~1997.9)과 최근의 글로벌 금융위기 기간을 제외한 외환위기 이후 기간(1999.3~2008.9)으로 구분 비교하였다.¹⁵⁾

모형에 사용된 변수는 Friedman and Kuttner(1992) 등이 사용한 실질GDP, 물가, 통화량에 소규모 개방경제인 우리경제 여건을 고려하여 환율을 추가하였다. 자료는 한국은행 경제통계시스템에서 입수하였다. 구체적으로 통화량은 M1 평잔,¹⁶⁾ 물가는 소비자물가지수, 환율은 원/달러 환율 증가 및 실질 GNP를 각각 로그 변환 후 차분하여 사용하였다. 여기서 계절성이 추측되는 M1은 계절조정된 시계열을 사용하였다.¹⁷⁾

먼저 VAR 모형을 통한 실증분석에 앞서 기초통계분석을 실시하였다.¹⁸⁾

3.1. 기초통계 분석

통화량과 실물경제의 연계에 대해 개괄적으로 살펴보기 위해 통화량, 물가, 환율 등의 분기 증감률이 분기 실질 GDP 성장률과 갖는 단순 상관계수를 아래 <표 1>과 같이 살펴 보았다. 그 결과 GDP 성장률은 동행 변수만이 아니라 시차변수들과도 높은 상관계수를 갖는 것으로 나타났다.

좀 더 구체적으로 GDP 성장률은 통화량 증가와 정(+)의 상관관계를 외환위기

15) 홍승제·강규호(2004)의 마코프 스위칭 모형을 통한 연구에 따르면 외환위기에 의해 금융시장이 크게 영향을 받은 시기는 1997년 10월에서 1999년 2월까지로 추정된다.

16) 여러 통화량의 정의 중 김윤영·박준용(2007)의 예측 성과가 가장 우수한 M1을 선정하였다. 외환위기 이후의 경우 콜금리를 통화정책 변수로 사용하는 것이 이상적일 수 있으나 <부록 그림 1>에서 보듯 외환위기 이후 콜금리 변동성이 거의 없어 VAR 모형분석에 바로 적용하는 것이 통계학적으로 문제가 있다고 판단하였다. 이와 같은 예측과 같이 콜금리를 M1대신 넣어 추정된 모형에서는 계수 추정치의 분산이 지나치게 크게 나타나 다중공선성(multicollinearity)이 의심되었으며 충격반응 부호 역시 이론적 인 예측과 반대로 산출되었다.

17) M1 말잔 자료를 사용할 수도 있으나 평잔이 월 중 동향을 좀 더 평균적으로 반영하는데 우월하다고 판단하였다. 평잔을 사용하더라도 본고에서 사용되는 모형 및 추정에 개념적인 문제는 발생하지 않는다. 통계적으로도 <부록 그림 2>에 보듯 두 시계열의 차이를 거의 발견할 수 없었다.

18) 이는 여타 동태분석의 타당성을 원시적으로 우선 검토하는 의미가 있다.

이후 보이고 있어 후술하는 <그림 1>의 충격반응분석 결과와 일치하는 결과를 보였다. 그러나 외환위기 전에는 이 상관계수가 부(-)의 값을 보였다. 이와 같은 결과는 외환위기 전의 경우 확장적 통화정책이 인플레이션을 유발하는 등 실물경제를 견실하게 진작시키는데 실패한 반면, 외환위기 이후 안정된 물가를 기반으로 통화정책이 실물경제에 바람직한 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다.

위의 추론은 실제 통화량 증가가 외환위기 이전 시차에 관계없이 물가 상승과 정(+)의 상관관계를 보이고 있는 데서도 뒷받침된다. 외환위기 전 환율상승이 GDP 성장률에 부(-)의 상관관계를 보이고 있는 것도 비슷한 맥락에서 파악할 수 있다. 관리변동환율제하에서 정부개입에 따른 환율 상승이 실물경제의 진작에 효과를 발휘하지 못하고 있는 것이다.

<표 1> GDP 성장률과의 상관계수

시차	통화량(M1)			물가(CPI)			환율(FX)		
	-2	-1	0	-2	-1	0	-2	-1	0
외환위기 前	-0.399	-0.107	-0.155	0.158	0.277	0.100	-0.277	-0.212	-0.243
외환위기 後	0.174	0.094	0.229	-0.080	0.147	0.049	0.047	0.031	-0.254

주: CPI는 소비자물가지수, FX는 원달러 환율을 각각 나타냄.

위의 기초통계분석은 나름의 타당성을 지니고 있으나 VAR 모형 (1)을 가정한 전제하에서는 엄밀한 동태 분석을 수행하는 것이 아니라고 할 수 있다. 이에 따라 다음 절에서는 VAR 모형 추정 및 분석을 통해 통화정책의 GDP에 대한 동태적 영향 등을 분석하고자 한다.

3.2. VAR 모형 분석

먼저 식 (1)의 자기회귀 계수 A 를 앞서 제시된 GMM 추정법으로 추정하였다.¹⁹⁾ 이를 위한 도구 변수로는 $H_t = (z'_{t-3}, x'_{t-4}, x'_{t-5})'$ 를 사용하였는데 여기서 x_t 는 t 기의 물가, 통화량, 환율의 변동률 z_t 는 x_t 에 GDP 변동률을 더한 변수를

19) 먼저 2.3절에 소개된 VAR모형의 차수가 1인지를 확인하는 F-검정결과 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 없었다.

각각 나타낸다.

먼저 계수 A에 대한 가설 검정과 위 식 (12)로 나타내어진 충격반응함수의 신뢰 구간을 구하기 위해서는 이들 추정량의 점근적 분포를 구해야 하는데 이는 이론적으로는 가능²⁰⁾ 하지만 그 형태가 매우 복잡하여 소표본 추정량과 이론적 모수값과의 차이가 매우 클 것으로 예측 된다. 이에 따라 본고에서는 이런 경우 추정량의 표준 편차를 구하는데 유용한 것으로 잘 알려진 붓스트랩(moving block)을 통하여 가설 검정을 수행하기로 한다. 이 경우 본고에서는 100번의 복원추출을 통하여 표준 편차를 구하였다.²¹⁾

계수 A에 대한 추정 결과를 나타낸 아래 <표 2>를 보면 외환위기 이후 월별 VAR 모형의 경우 1기 시차 물가와 원/달러 환율이 통화량과 GDP 성장률에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 특히 환율의 상승은 GDP 성장률에 음의 영향을 미치고 있는데 이는 이른 바 J곡선효과와 관련이 있는 것으로 추정된다. 즉 본고에서와 같이 환율이 오르면 단기적으로는 무역수지가 악화되고 이에 따라 GDP에는 부정적인 영향을 미치는 것이다.²²⁾

한편 물가상승은 통화량과 실질 GDP 성장률을 하락시키는 데 이는 통화정책의 전환과 관련이 있는 것으로 보인다. 즉 물가 상승은 긴축 통화정책을 유도하여 통화량을 감소시키는 효과를 가져오며 이는 실물경제의 위축과도 연결된다. 한편 통화량은 외환위기 이후 GDP 성장률에 큰 양의 계수 값으로 영향을 미치고 있으나 통계적 유의성은 다소 낮았다.²³⁾

그러나 위와 같은 통계적으로 유의한 경우는 외환위기 전에는 나타나지 않았는데

20) 가령 김윤영·박준용(2007)를 참조하라.

21) 충격반응함수의 구성 추정량 중 $\hat{\sigma}$ 는 복원추출한 자료 중 양정부호인 값을 보이는 것들만 선택하여 충격반응함수의 붓스트랩 신뢰구간 계산에 사용하였다. GAUSS 7.0을 이용하였으며 코드는 저자에게 요청하면 제공될 수 있다. 붓스트랩의 횟수를 늘리더라도 분석결과의 큰 차이는 발견할 수 없었다.

22) J곡선 효과(국제금융연구회, 2009)는 수출입 수요의 단기탄력성이 작기 때문에 환율 상승 이후 곧바로 경상수지는 악화되나 시간의 흐름에 따라 탄력성이 커져 실질환율의 상승으로 경상수지를 장기적으로 개선시키는 효과를 말한다. 경상수지 악화는 물론 국민소득을 감소시키는 역할을 하게 된다. 그러나 아래의 충격반응분석에서는 환율상승이 장기적(9개월)으로 GDP 상승을 유발하는 것으로 나타나 이와 같은 해석을 뒷받침하고 있다.

23) 이와 같이 금융 변수가 실물변수에 선행하는 것은 Friedman and Kuttner(1992) 등의 산업생산지수를 이용한 월별 VAR 모형 연구에서도 확인되는 결과이다.

이는 환율과 물가가 외환위기 전 당국의 통제로 인해 시장에서 결정되지 못하고 이에 따라 실물경제에 미치는 영향력이 작았던 데 부분적으로 기인한 것으로 판단된다.

〈표 2〉 VAR 모형 추정계수

	외환위기 전				외환위기 후			
	M1 (-1)	GDP (-1)	CPI (-1)	FX (-1)	M1 (-1)	GDP (-1)	CPI (-1)	FX (-1)
M1	0.065 (0.537)	-0.186 (1.096)	0.060 (0.983)	-3.802 (113.4)	0.216 (0.524)	0.134 (2.214)	-0.517** (0.177)	-0.779** (0.283)
GDP	2.964 (2.777)	-4.747 (11.329)	4.995 (6.912)	-53.27 (445.1)	3.527 (3.057)	0.370 (8.480)	-2.53** (1.073)	-13.1** (1.267)
CPI	0.058 (0.262)	0.176 (0.534)	0.312 (0.577)	-1.408 (61.9)	0.129 (0.864)	0.740 (2.567)	0.111 (0.285)	-0.375 (0.262)
FX	0.017 (0.450)	-0.059 (0.603)	-0.040 (1.135)	0.251 (0.366)	0.194 (3.815)	-0.253 (6.038)	-0.053 (2.143)	0.240 (0.213)

주: 1) () 내는 표준편차, 2) ** 는 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

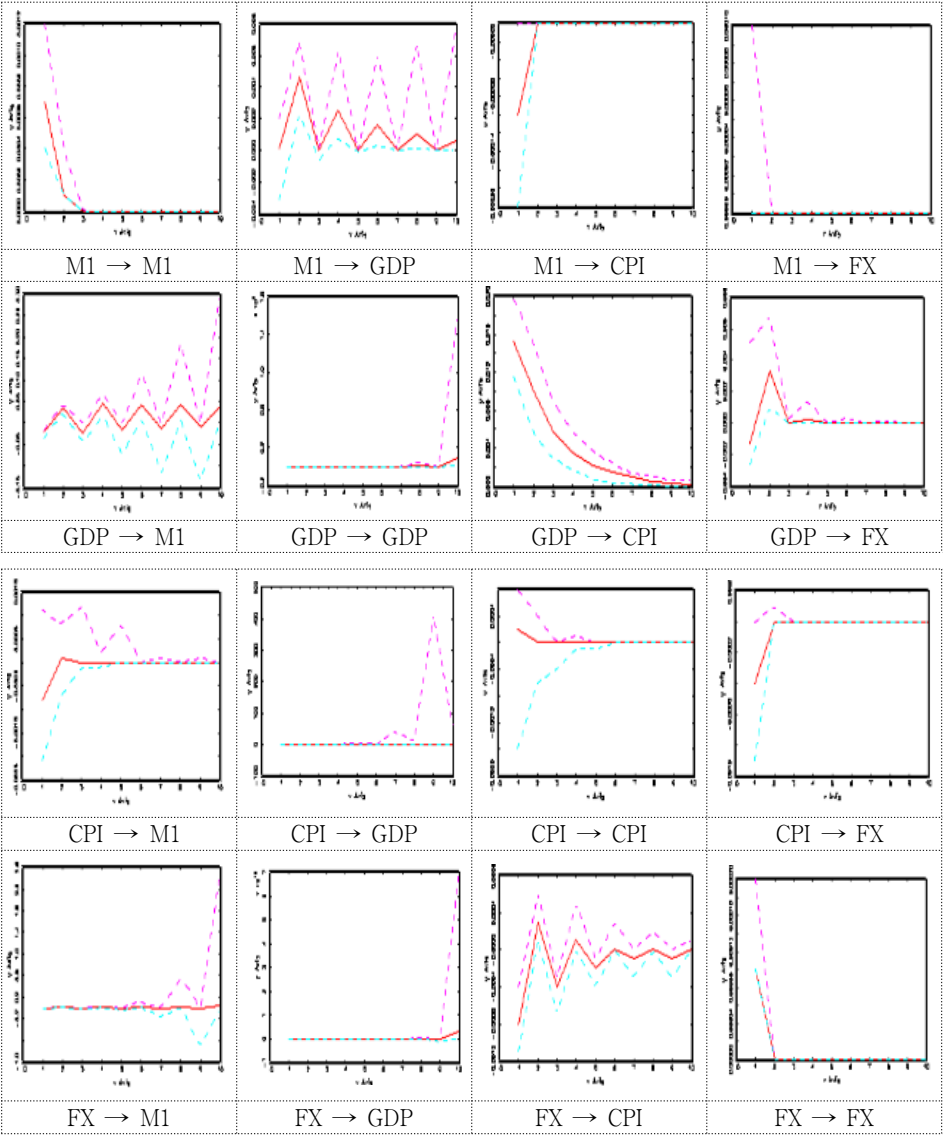
다음으로 위에서 추정된 월별 VAR 모형에 기초하여 충격반응분석을 실시하였으며 이를 위한 모형의 식별 순서는 Sims(1980)를 참조하여 통화량, 실질GDP, 물가 및 환율로 설정하였다.²⁴⁾

먼저 혼합주기 자료를 이용한 분석 결과 (〈그림 1〉 참조)를 보면 이론적 예측에 대체로 부합되는 양상을 나타냈다. 곧 통화량 증가 충격은 2개월 이후의 GDP 증가에 큰 영향을 미치다가 그 효과가 점차 사라지지만 분기 내에서 월별로 진동성(cyclicity)을 갖는 것으로 나타났다.²⁵⁾ 그러나 GDP 증가 충격이 물가와 환율에

24) 이는 통화량 변동이 실물경제와 물가에 영향을 미치되 물가는 단기에는 경직적이며 궁극적으로는 수입수요에 영향을 미쳐 환율을 변동시키는 구조를 가정한 것이다.

25) 신뢰구간의 상하한이 통상적인 경우와 다르게 변동하는 것은 위의 충격반응 곡선이 붓스트랩에서 일반적인 경우와 달리 정규성(normality)을 가정하지 않기 때문에 기인한 것으로 보인다. 일부 도표의 초기 구간에서 상하한이 겹쳐서 나타나는 것은 기타 구간의 값들에 비해 상하한 차이가 매우 작기 때문에 발생하는 것으로 이를 확대할 경우 차이가 존재함을 확인할 수 있다. M1의 대 GDP 충격에 대한 반응이 zig-zag형태로 나타나는 것 등은 일반적으로 분기 모형에서는 나타나지 않는 양상이다. 이는 2.1절에서 언급되었다시피 분기모형이 월별 충격을 평활화 시켜 분석하고 있는데 반해 혼합주기 모형이 월별 충격을 개별적으로 모두 반영하기 때문으로 판단되나 이에 대한 추가연구가 필요한 것으로 보인다. 한편 산업생산지수를 사용한 월별 모형에서 보다 zig-zag형태가 더 크게 나타나는 것은 서비스 부문의 변동성이 실물 부문보다 더 클 수 있기 때문으로 추정된다. 실제 요식업 등의 경우 실물 장치산업에 비해 진입 퇴출이 통화량 변동 등 충격에 더 민감하게 반응할 수 있다. 마지막으로 일부 발산하는 것처럼 보이는 충격반응함수의 상한 역시 붓스트랩의 극단값에 따른 것으로 보이며 중위수의 경

〈그림 1〉 혼합주기 모형의 충격반응함수²⁶⁾



우 이런 경향은 크지 않은 것으로 판단된다. 즉 대상기간을 늘일 경우 느리지만 수렴하는 형태를 보이는 것으로 분석되었다. 누적 충격반응함수 등도 산출할 수 있으나 붓스트랩이 구조가 지나치게 복잡화되어 통계적 신뢰성이 의심이 되었다. 이러한 붓스트랩 방식은 Efron and Tibshirani(1993) 에서 지적하다시피 VAR 모형의 오차가 정규분포를 따르지 않는 등의 문제가 있더라도 강건성이 확보되는 장점이 있다. 그렇더라도 충격반응함수 추정량의 극한분포를 구하는 작업이 필요하며 다음 연구과제로 수행하여 이를 해결하고자 한다.

26) M1은 통화량, GDP는 국내총생산, CPI는 소비자물가지수, FX는 원/달러환율을 각각 표시.

미치는 영향은 뚜렷하지 않았다. 반면 GDP 증가 충격은 단시간에 물가와 환율을 상승시키나 시간의 흐름에 따라 점차 그 효과가 작아지는 것으로 나타났다. 마지막으로 환율 상승 충격은 9개월 이후 GDP를 증가시켜 충격·반응 간 시차가 상대적으로 긴 것으로 나타났다. 27) 28) 29)

3.3. 강건성 검정

다음으로 강건성 검증을 위해 분기자료 만을 이용한 모형과 실물변수로 GDP 대신 산업생산지수를 사용하여 VAR 모형분석을 실시하였다. 이를 위해 먼저 분기 GDP 성장률 대신 산업생산지수 증감율을 사용하여 월별 VAR 모형을 추정한 경우의 Schwarz criterion 등에 따르면 외환위기 전후 모두 차수가 1인 것으로 나타났다.

아래 <표 3>에는 위에서 제시한 경우에 대한 자기회귀계수를 추정한 결과를 나타내고 있는데, 외환위기 이후 기간에 있어 물가 및 환율이 통화량이나 GDP에 미치는 영향은 혼합주기 모형에서와 달리 나타나지 않았다.

<표 3> VAR 모형 추정계수

가) 분기별 VAR 모형

	외환위기 전				외환위기 후			
	M1 (-1)	GDP (-1)	CPI (-1)	FX (-1)	M1 (-1)	GDP (-1)	CPI (-1)	FX (-1)
M1	-0.249 (0.213)	0.059** (0.020)	0.650 (0.539)	0.129 (0.292)	0.323 (0.168)	0.041 (0.024)	0.058 (0.535)	0.028 (0.122)
GDP	1.098* (0.591)	0.920** (0.057)	-0.224 (1.494)	-0.946 (0.811)	0.513 (0.501)	0.911** (0.071)	-0.913 (1.589)	-0.080 (0.362)
CPI	0.073 (0.082)	0.025** (0.008)	-0.131 (0.209)	0.014 (0.113)	-0.012 (0.059)	0.031** (0.008)	-0.145 (0.189)	0.031 (0.043)
FX	0.010 (0.157)	0.003 (0.015)	0.336 (0.397)	0.274 (0.215)	-0.108 (0.322)	-0.017 (0.046)	1.550 (1.022)	-0.014 (0.233)

주: 1) () 내는 표준편차, 2) ** 는 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

- 27) 이는 앞서 언급한 J 곡선효과와 부합하는 것으로 보인다. 즉 환율 상승이 국제수지 개선 효과는 장시간이 소요된다는 것이다.
- 28) 위의 충격반응함수는 일반적인 경우와 다른 의미를 갖고 있는데 실선은 추정된 충격반응계수의 부스트랩 표본의 중위값(median)이며 상하의 점선은 5% 상위수와 하위수를 나타내고 있다. 그러나 이 구간을 크게 할 경우 부스트랩의 극단값(extreme value) 들로 인해 전체적인 반응함수의 추이가 제대로 나타나지 않는 어려움이 있었다.
- 29) 한편 강건성 검증을 위해 식별 순서에 구애받지 않는 Pesaran and Shin(1998) 과 같이 일반화된 충격반응함수(generalized impulse response)를 통해 동태분석을 수행하였으나 이론적으로 만족스러운 결과를 얻지 못하였다.

나) 월별 VAR 모형 (산업생산 지수 사용)

	외환위기 전				외환위기 후			
	M1 (-1)	GDP (-1)	CPI (-1)	FX (-1)	M1 (-1)	GDP (-1)	CPI (-1)	FX (-1)
M1	0.383** (0.103)	0.028 (0.205)	0.941** (0.271)	0.030 (0.023)	0.505** (0.081)	-0.021 (0.025)	0.244 (0.337)	-0.079 (0.088)
GDP	0.114** (0.050)	0.399** (0.100)	0.009 (0.133)	-0.003 (0.011)	0.248 (0.905)	-0.353** (-4.147)	1.68 (1.480)	-0.108 (-0.364)
CPI	0.102** (0.033)	0.051 (0.065)	0.531** (0.086)	-0.006 (0.007)	0.020 (0.020)	-0.014** (0.006)	0.427** (0.086)	0.009 (0.022)
FX	0.553 (0.458)	-0.562 (0.907)	-0.392 (1.201)	-0.227** (0.105)	0.015 (0.091)	-0.057 (0.028)	-0.233 (0.378)	0.313** (0.098)

주: 1) () 내는 표준편차, 2) ** 는 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

다음으로 부록의 충격반응분석 결과를 보면 분기 모형과 산업생산 지수를 사용한 경우 모두 통화량 변동에 GDP와 산업생산지수가 증가(+) 방향으로 반응하고 있어 혼합주기 모형과 동일한 결과를 보였다. 그러나 분기모형에서는 혼합주기모형 보다 반응곡선이 상대적으로 평활화(smoothing)되어 있는 모습³⁰⁾을 보이고 있다. 한편 산업생산지수를 대리변수로 사용한 모형의 경우 통화량 증가 충격이 산업생산지수를 단기적으로 저하 시키는 것으로 나타나 이론적 예측에 위배되는 것으로 나타났다.

IV. 맺음말

월별로 집행되는 통화정책과 달리 실물경제의 반응을 측정하는 대표변수인 GDP 는 분기별로 공표되고 있어 VAR 모형분석을 이용한 표준적 동태분석에 어려움이 있다. 본고에서는 이러한 분기 GDP 및 월별 금융변수로 이루어진 혼합주기 자료를 가지고, 통화정책(통화량 변동을 대리변수로 사용)의 GDP에 대한 파급효과를 월별 VAR 모형을 김운영·박준용(2007) 등이 제시한 방법으로 추정 분석하였다. 붓스 트랩을 이용한 충격반응분석 결과, 중위값(median) 기준으로 통화량 증가 충격은 2개월 이후의 GDP 증가에 큰 영향을 미치다가 그 효과가 점차 사라지지만 분기 내에서 월별로 진동성(cyclicity)을 갖는 것으로 나타났다. 반면 GDP 증가 충격은 단

30) 2.1 절에서 월별모형을 분기모형으로 변환하여 추정할 경우 충격이 평활화되어 발생함을 보인 바 있다.

시간에 물가와 환율을 상승시키나 시간의 흐름에 따라 점차 그 효과가 작아지는 것으로 나타났다. 마지막으로 환율 상승 충격은 9개월 이후 GDP를 증가시켜 충격·반응 간 시차가 상대적으로 긴 것으로 나타났다. 그러나 분기모형의 경우 통화량 증가 충격이 GDP에 미치는 영향의 방향이 혼합주기 모형과 같으나 좀 더 평활화(smoothing)된 형태로 나타났다. 이런 접근은 통화정책의 對 GDP 동태효과를 월단위로 파악할 수 있어 금융시장이 단기간에 급변하는 위기 시의 정책결정에 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 판단된다.

다만 통화정책의 대리변수로 콜금리 대신 M1 증감율을 사용한 점과 붓스트랩을 이용한 동태분석은 한계로 지적될 수 있다. 이와 같은 난점은 추후 우리나라 콜금리 목표제의 정착이 진행되고 또 이론 모형의 접근 분포가 개발될 경우 개선될 수 있을 것으로 기대한다.

한편 본고와 같은 VAR(1) 모형에서 차수를 확장한 월별 VAR 모형을 통해 동일한 분석을 해보는 것은 향후 추가 연구과제로 매우 흥미로운 것으로 보인다. 또한 주가 등 고빈도로 관측되는 금융변수와 GDP 등 실물변수와의 동태적 상관관계를 혼합주기 자료 하에서 분석하는 연구 역시 필요한 것으로 보이며 이를 추후 연구 과제로 수행하기로 한다.

마지막으로 충격반응함수의 점근적 분포를 유도하여 붓스트랩을 통한 분석이 기본적으로 갖는 불안정성 문제를 해소하는 작업 역시 추가 연구과제로 수행하고자 한다.

■ 참 고 문 헌

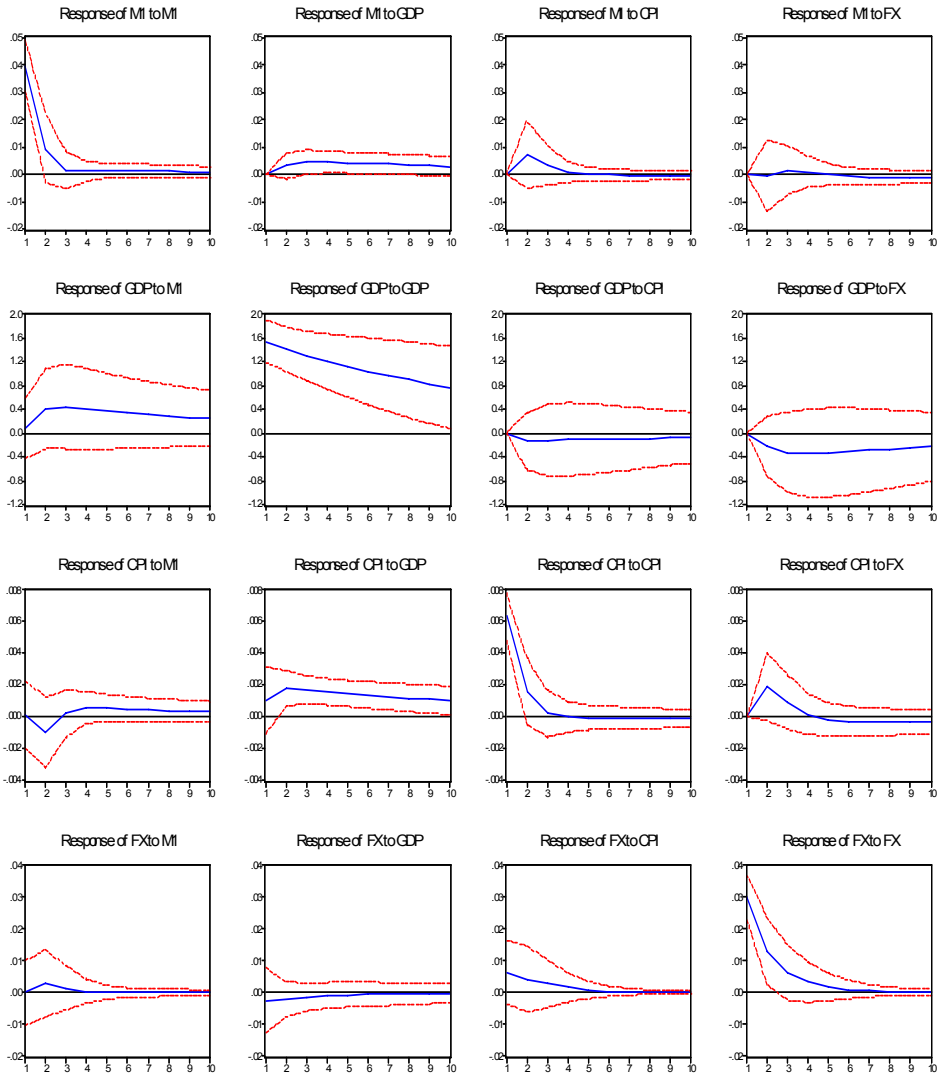
1. 국제금융연구회, 『글로벌 시대의 국제금융론』, 4판, 경문사, 2009.
(Translated in English) International Finance Research Forum, *Theory of International Finance Under Globalization*, 4th ed., Seoul: Kyungmunsa, 2009.
2. 김운영·박준용, “혼합주기자료 VAR모형을 이용한 분기 GDP성장률의 최적예측,” 『경제학연구』, 제55권 제3호, 2007, pp. 189-217.

- (Translated in English) Kim, Yun-Yeong and Joon Y. Park, "Forecasting GDP Growth Rates Using VAR with Mixed Frequency Data," *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. LV, No. 3, 2007, pp. 189-217.
3. 박강우, "통화정책이 부문별 가격에 미치는 효과," 『경제분석』, 제15권 제3호, 2009, pp. 84-128.
(Translated in English) Park, Kangwoo, "Monetary Policy Effects on Disaggregated Prices in Korea," *Economic Analysis*, Vol. 15, No. 3, 2009, pp. 84-128.
 4. 이항용 · 조동철 · 김장렬 · 조성훈, "통화정책의 실물과급효과에 대한 연구," 한국개발연구원, 2005.
(Translated in English) Lee, H., Dongchul Cho, J. Kim and S. Cho, "Transmission Mechanism of Monetary Policy Toward Real Sectors," Seoul: Korea Development Institute 2005-13.
 5. 홍승제 · 강규호, "마코프-스위칭 GARCH모형을 이용한 외환위기 전후 경제레짐 변화시점 추정," 한국은행, 『금융경제연구』, 제172호, 2004.
(Translated in English) Hong S. and K. Kang, "Estimation of Structural Change Time During Korean Financial Crisis Using Markov Switching GARCH Model," Bank of Korea Institute Working Paper No. 172, 2004.
 6. Ansely, C. F., and R. Kohn, "Exact Likelihood of Vector Autoregressive Moving Average Process with Missing or Aggregate Data," *Biometrika*, Vol. 70, 1983, pp. 275-278.
 7. Barro, R., "On the Determination of the Public Debt," *Journal of Political Economy*, Vol. 87, 1979, pp. 940-71.
 8. Bernanke, B. S., and I. Mihov, "Measuring Monetary Policy," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 3, 1998a, pp. 869-902.
 9. Chen, B., and P. A. Zadrozny, "An Extended Yule-Walker Method For Estimating A Vector Autoregressive Model With Mixed Frequency Data," *Advances In Econometrics: Messy Data-Missing Observations, Outliers, and Mixed-Frequency Data*, edited by T. Fomby, and R. Hill, 13, 1998, pp. 47-73.
 10. Diebold, F. and J. Nason, "Nonparametric Exchange Rate Prediction?," *Journal of International Economics*, Vol. 28, 1990, pp. 315-32.
 11. Efron, B and R., Tibshirani, *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman and Hall, 1993.
 12. Fama, E. F., "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business*, Vol. 38, No. 1, 1965, pp. 34-105.
 13. Friedman, B. M., and K. N. Kuttner, "Money, Income, Prices and Interest Rates," *American Economic Review*. Vol. 82, 1992, pp. 472-92.
 14. Gallès, C., and F. Portier, "Does the Length of the Period Really Matter for the Identification and the Modelling of Monetary Policy shocks?," CEPR Discussion Papers 4409, 2004.
 15. Hall, R., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 1978, pp. 971-987.
 16. Kim, Yun-Yeong, "VAR Model Estimation Under Mixed-Frequency Data: An Estimable Equation Approach (Part 1)," Manuscript, 2009.

17. Kim, Yun-Yeong and Joon Y. Park, "VAR Model Estimation Under Mixed-Frequency Data," Manuscript, 2007.
18. Mankiw, G., "The Optimal Collection of Seigniorage: Theory and Evidence," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, 1987, pp. 327-41.
19. Pesaran, M., and Y. Shin, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear. Multivariate Models," *Economics Letters*, Vol. 58, 1998, pp. 17-29.
20. Sims, C., "Money, Income and Causality," *American Economic Review*, Vol. 62, 1972, pp. 540-552.
21. _____, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 1-48.

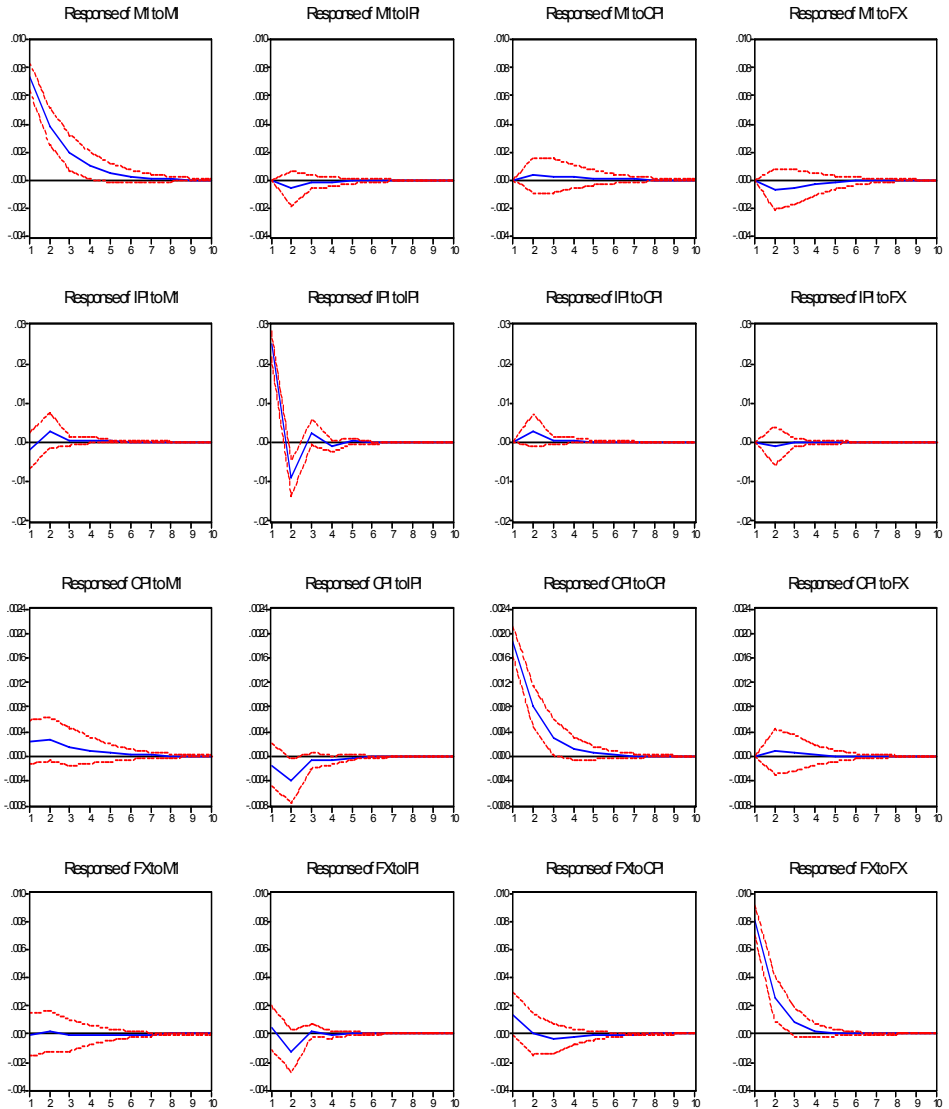
분기 모형의 충격반응함수

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 SE

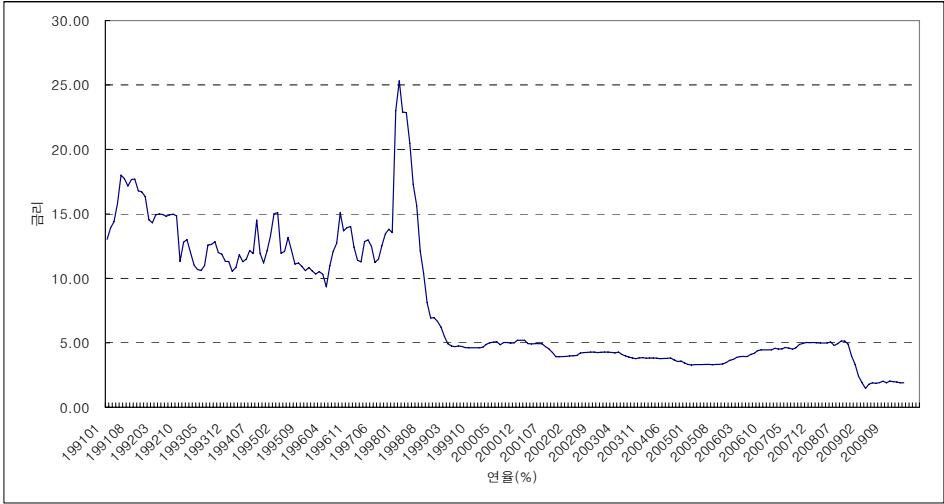


월별 모형(산업생산지수 사용)의 충격반응함수

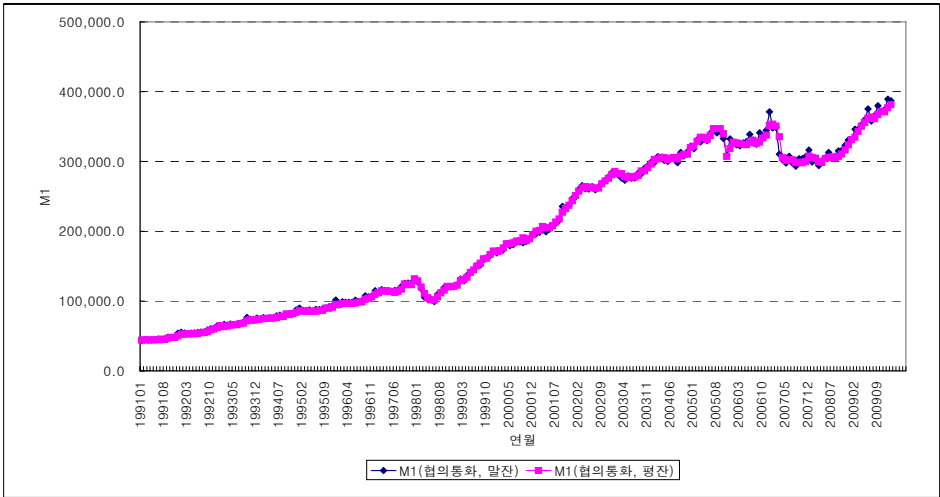
Response to Cholesky One SD Innovations ± 2 SE



〈부록 그림 1〉 무담보콜금리(1일물, 은행간직거래)



〈부록 그림 2〉 M1 말잔 및 평잔의 월별 시계열



Dynamic Analysis of the Monetary Policy Effect on GDP Using VAR Model with Mixed Frequency Data

Yun-Yeong Kim*

Abstract

Central banks conduct monetary policy on a monthly basis and have interests in the dynamic analysis of monthly frequency data. However, GDP is observed quarterly and thus an impulse response analysis using quarterly model is conventional. A realistic approach is to estimate a monthly VAR using a mixed frequency data. In this paper, following Kim and Park (2007), we conduct a dynamic analysis of the effect of Korean monetary policy on GDP under VAR model with a mixed frequency data. According to the impulse response analysis based on GMM estimation, we find the increase of money supply affects GDP growth and the effect disappears gradually. However, the inflation and Won/Dollar exchange rate are not much affected by the money supply shocks. This approach may be useful especially during financial crisis because the monetary policy effect is analyzed by monthly period.

Key Words: monthly VAR model, monetary policy, mixed frequency data

Received: Jan. 22, 2010. Revised: March 19, 2010. Accepted: March 24, 2010.

* Associate Professor, Department of International Trade, Dankook University, Jukjeon-dong, Suji-gu, Yongin-si, Gyeonggi-do 448-701, Korea, Phone: +82-31-8005-3402, e-mail: yunyeongkim@dankook.ac.kr