

금리정책의 국제공조가 국내 거시경제변수에 미치는 영향

이 근 영*

요약

본 연구에서는 VAR 모형과 Jorda(2005)의 국소투영모형에 의한 충격반응함수를 이용하여 국내외 금리정책의 공조가 주요 국내 거시경제변수에 미치는 영향을 동태적으로 분석하였다. 국소투영모형의 충격반응분석결과 미국과 한국이 금리를 동시에 인상하는 경우 소비자물가는 하락하나 산업생산과 원/달러환율에 대한 효과는 명확하지 않다. 반면 양국이 금리를 동시에 하락시키는 경우에는 산업생산과 소비자물가, 그리고 원/달러환율 모두 상승한다, 전반적으로 금리인상에 따른 산업생산과 물가의 반응은 금리인하의 경우보다 느리게 나타난다. 물가의 반응 또한 금리인상시보다 금리인하시 더 크며 원/달러환율의 변동폭도 금리인하시 더 지속적이고 크다. 간단히 요약하면 한국과 미국의 금리정책공조는 국내거시경제변수의 변동폭을 증가시킬 뿐만 아니라 물가와 환율에 하방경직적이며 비대칭적인 효과를 가지고 있다.

핵심용어: 국소투영모형, VAR, 충격반응함수, 금리정책

경제학문헌목록 주제분류: E4, E5, F3

* 성균관대학교 경제학부 교수, e-mail: lky@skku.ac.kr

I. 서론

글로벌 금융위기 이후 미국을 비롯한 세계 각국들은 금리를 낮추고 재정지출을 늘리는 국제공조를 통해 급격한 경기침체로부터 최근 전반적으로 회복되고 있다. 그러나 이미 주지하는 바와 같이 금융 및 재정책대정책과 같은 지속적인 총수요 증대정책은 단기적으로 경기회복에 도움을 줄 수는 있지만 장기적으로는 자연산출량 수준에는 영향을 미치지 못하는 반면 물가를 상승시킨다. 또한 많은 실증분석들에 따르면 통화정책변화가 고용이나 GDP, 물가 등의 실물경제에 미치는 효과는 즉시 나타나는 것이 아니라 적어도 1-2년 후에 극대화되는 것으로 알려져 있다. 따라서 세계 각국들은 최근 경기회복의 조짐이 나타남에 따라 소위 ‘출구전략’을 언제 시행할 것인가에 대해 심도 있는 논의를 진행하고 있다.

한편 출구전략의 시행시기와 더불어 세간의 관심을 끄는 논의 중의 하나가 출구전략의 국제공조 문제이다. 이미 세계경기회복을 위한 총수요확대정책에 국제공조가 필요하다는 데에는 많은 경제전문가들이 동의했고 실제로도 세계경기회복에 국제공조가 매우 효과적이었음이 입증되었다. 그러나 출구전략의 경우에는 사정이 다르다. 이미 호주, 중국, 인도 등에서는 경기과열의 조짐이 보임에 따라 정책금리를 인상하는 조치를 취한 바 있다. 또한 최근 G20 재무장관 및 중앙은행총재 회의에서 출구전략은 각국의 사정에 맞춰 시행하도록 합의한 바 있다.

상식적인 측면에서 보더라도 출구전략의 국제공조는 경제적으로 볼 때 위험요소를 내포하고 있다. 예를 들어 미국과 중국이 고금리정책을 시행하는 경우 미국과 중국의 경제가 침체되고 이에 따라 대미 및 대중 수출비중이 높은 우리나라의 경우 수출 등 대외부문이 크게 위축된다. 그런데 만약 금리정책의 국제공조로 우리나라의 정책금리까지 올리는 경우 대외부문뿐만 아니라 내수부문까지 크게 위축되어 경기침체가 매우 빠른 속도로 심각한 수준에 도달한 가능성이 농후하다. 1980년대 초 물가를 억제하기 위한 미연준의 고금리 정책이 일부 중남미국가들의 모라토리움을 가져왔고 1980년대 말 통일비용증대에 따른 물가상승을 억제하기 위한 독일의 고금리정책이 유럽의 외환위기를 초래했음은 이미 잘 알려진 사실이다.

이와 같이 출구전략의 시행시기나 국제공조 문제는 국민경제에 미치는 중요성에 비추어 볼 때 이론적인 측면에서 뿐만 아니라 실증적인 측면에서 접근하여야 할 것이

다. 이는 동태적인 측면에서 정책시행의 효과가 언제 나타나며 정책효과가 대칭적이냐 하는 문제, 그리고 국제공조의 누적효과가 어느 정도이냐를 알아야만 해결 가능한 과제이다. 따라서 본 연구에서는 선형 VAR 모형 외에 Jorda(2005)의 국소투영기법을 사용하여 한국과 미국 양 국가의 금리정책 공조가 국내거시경제에 어떤 영향을 미치는가를 동태적으로 분석한다.

국소투영모형의 충격반응분석결과 미연방기금금리와 콜금리를 동시에 인상하는 경우 소비자물가는 하락하나 산업생산과 원/달러환율의 반응은 명확하지 않다. 반면 미연방기금금리와 콜금리를 동시에 하락시키는 경우에는 산업생산과 소비자물가, 그리고 원/달러환율 모두 상승한다, 또한 전반적으로 금리인상에 따른 산업생산과 물가의 반응은 금리인하의 경우보다 느리게 나타난다. 뿐만 아니라 물가의 반응은 금리인상 시보다 금리인하시 더 크며 원/달러환율의 변동폭도 금리인하시 더 지속적이고 크게 나타난다. 충격반응분석결과는 양국의 금리정책공조가 국내거시경제변수의 변동폭을 증가시키며 물가와 환율의 반응이 비대칭적이며 하방경직적임을 보여준다.

본 논문은 다음과 같은 내용으로 구성된다. 먼저 제II절에서는 국내외 기존연구들에 대해 살펴본다. 제III절에서는 Jorda(2005)의 국소투영기법을 중심으로 본 연구에서 사용되는 추정방법들을 설명한다. 제IV절에서는 전체분석기간동안 금리 및 거시경제변수들의 추이를 살펴보고 단위근검정과 공적분검정을 실시한다. 제V절에서는 선형 VAR 모형과 국소투영모형을 이용해 금리충격이 국내거시경제변수에 미치는 영향을 비교·분석한다. 제VI절에서는 정책적 시사점을 살펴보고 제VII절에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

II. 기존연구에 관한 고찰

선형 VAR 모형을 이용하여 금리충격이 거시경제변수나 금융변수 또는 환율에 어떤 영향을 미치는가를 살펴본 대표적인 연구로는 Lee(1992), Bernanke and Blinder(1992), Eichenbaum and Evans(1995), Christiano, Eichenbaum, and Evans(1996), Thorbecke(1997), Kalyvitis and Michaelides(2001), Bernanke and Kuttner(2005) 등이 있다. 또한 선형 VAR 모형에 뉴스충격의 비대칭효과까지 고려

한 연구로는 Ferderer(1996) 등이 있다.

비선형 VAR 모형으로는 먼저 Cogley and Sargent(2001, 2005), Primiceri(2005) 등이 동시기의 인과관계가 시간의 흐름에 따라 변하는 VAR 모형을 이용하여 통화정책의 효과를 분석하고 있다. 또한 Jorda(2005)는 변수 간의 비선형 및 비대칭관계를 고려한 국소투영모형을 이용하여 금리충격의 크기나 방향에 따라 거시경제변수들이 어떻게 반응하는가를 살펴보고 있다. 한편 선형 VAR 모형을 통해 개도국 환율이 정책금리에 어떤 영향을 동태적으로 미치는가를 분석한 연구로는 Gottschalk and Moore(2001)와 Hammermann(2005) 등이 있다.

국내연구의 경우 VAR 모형을 이용하여 콜금리충격의 효과를 분석한 최근 연구들이 거시 및 금융분야에서 등장하고 있다(예: 이근영, 2009). 그러나 금리정책의 국제공조효과나 비대칭효과를 비선형모형을 이용하여 본격적으로 분석한 연구는 아직 국내에는 없는 실정이다.¹⁾ 따라서 본 연구에서는 기존의 VAR 모형과 Jorda(2005)의 국소투영모형의 충격반응결과를 추정하고 비교함으로써 비선형 및 비대칭효과는 물론 기존 VAR 모형의 설정오류 가능성에 대해 살펴보고자한다.

Ⅲ. 추정방법

Sims(1980) 이래로 거시경제분석에 즐겨 사용되는 VAR 모형은 실질적으로 자료생성과정(DGP: data generating process)을 올바르게 설정하지 못할 가능성을 지니고 있다. VAR 모형과 같이 모형을 추정한 후 이를 이용해 충격반응을 살펴보는 2단계 추정방법은 모형이 자료생성과정과 일치할 때만 정당화될 수 있다(Jorda, 2005). 특히 공적분된 VAR 모형으로부터 올바른 충격반응함수를 도출하는 것은 지극히 복잡할 수 있다(Hansen, 2000). 그러나 시계열에 대한 충격반응을 국소투영에 근거해 계산하는 경우에는 알려지지 않은 동태적인 다변량 시스템을 특정화하거나 추정할 필요가 없다.

충격반응은 다음과 같이 두 예측치의 차이로서 정의될 수 있다.

1) 김기호·윤성훈(2009)은 Jorda(2005)의 추정방법을 이용하여 유가와 환율충격이 소비자물가에 미치는 영향을 분석하고 있다.

$$IR(t, s, d_i) = E(y_{t+s} | \epsilon_t = d_i; X_t) - E(y_{t+s} | \epsilon_t = 0; X_t), \quad s=0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

식 (1)에서 $E(\cdot)$ 은 최량평균평방오차 예측치를 표시한다. y_t 는 $n \times 1$ 벡터이며 $X_t \equiv (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)'$ 이다. ϵ_t 는 $n \times 1$ 축약형 오차벡터이며 D 는 그의 열인 d_i 가 관련 충격을 포함하고 있는 $n \times n$ 행렬이다. VAR 모형은 동시기의 인과관계를 식별하기 위해 종종 출레스키 분해를 사용한다($\Omega = PP', D = P^{-1}$). 따라서 d_i 는 y_t 의 i 번째 변수에 대한 구조적 충격을 의미한다. 만약 이 모형이 자료생성과정을 제대로 반영하고 있다면 이 접근법이 최적의 결과를 가져온다.

한편 Jorda(2005)는 직접적인 예측모형을 가지고 각 예측범위를 재추정함으로써 보다 우수한 다기간 예측치를 찾아낼 수 있음을 보여주고 있다. Jorda(2005)는 다음과 같이 y_{t-1} 에 다항식의 항을 가진 국소입방투영모형(local cubic projections)을 고려하고 있다.

$$y_{t+s} = \alpha^s + B_1^{s+1}y_{t-1} + \Gamma_1^{s+1}y_{t-1}^2 + \Delta_1^{s+1}y_{t-1}^3 + B_2^{s+1}y_{t-2} + \dots + B_p^{s+1}y_{t-p} + \eta_{t+s}^s \quad (2)$$

$s=0, 1, 2, \dots, k$

식 (2)의 경우 s 시점에서의 충격반응함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} IR(t, s, d_i) &= \left\{ \widehat{B}_1^s(y_{t-1} + d_i) + \widehat{\Gamma}_1^s(y_{t-1} + d_i)^2 + \widehat{\Delta}_1^s(y_{t-1} + d_i)^3 \right\} - \left\{ \widehat{B}_1^s y_{t-1} + \widehat{\Gamma}_1^s y_{t-1}^2 + \widehat{\Delta}_1^s y_{t-1}^3 \right\} \\ &= \left\{ \widehat{B}_1^s d_i + \widehat{\Gamma}_1^s (2y_{t-1}d_i + d_i^2) + \widehat{\Delta}_1^s (3y_{t-1}^2 d_i + 3y_{t-1}d_i^2 + d_i^3) \right\}, \quad s=0, 1, 2, \dots, k \end{aligned} \quad (3)$$

식 (3)에서 Γ_i^s 나 Δ_i^s 가 0이 아닐 때 충격반응함수는 충격의 방향이나 크기에 따라 변한다. 또한 충격반응은 최근의 정보인 y_{t-1} 에 의존한다. 여기서는 VAR 모형의 충격반응결과와 비교하기 위해 y_{t-1} 로 평균 추정치가 사용된다. 한편 선형 VAR 또는 국소선형투영모형(local linear projections)의 충격반응함수는 충격의 방향이나 크기, 그리고 과거 역사에 의해 달라지지 않는다.

국소선형투영모형의 경우에는 식 (2)에서 $\Gamma_1^{s+1}y_{t-1}^2 + \Delta_1^{s+1}y_{t-1}^3$ 항이 빠지며, 따라서 충격반응함수는 다음과 같다.

$$IR(t, s, d_i) = \widehat{B}_1^s d_i \quad (4)$$

한편 s 시점에서 충격반응함수의 95% 신뢰구간은 다음과 같이 구해진다.

$$1.96 \pm (\theta_i' \widehat{\Sigma}_C \theta_i) \quad (5)$$

식 (5)에서 $\theta_i \equiv (d_i, 2y_{t-1}d_i + d_i^2, 3y_{t-1}d_i + 3y_{t-1}d_i^2 + d_i^3)'$ 이고 $\widehat{\Sigma}_C$ 는 계수 $B_1^s, \Gamma_1^s, \Delta_1^s$ 의 분산-공분산 행렬이며 Newey and West(1987) 방법에 의해 추정된다.

IV. 자료 및 검정

1. 자료의 특성

VAR 모형과 Jorda(2005)의 국소투영모형을 추정하기 전에 먼저 단위근검정과 공적분검정을 실시한다. 두 검정에 사용되는 자료는 미연방기금금리(FFR), 콜금리(CALL), 산업생산지수(IP), 소비자물가지수(CPI), 원/달러환율(W/\$) 등의 월별 자료이며 분석기간은 1999년 12월부터 2009년 12월까지이다. 1999년 5월부터 목표 콜금리가 공식적으로 발표되고 나중에 통제변수로 고려되는 통합재정수지 자료가 1999년 12월부터 이용 가능하기 때문에 본 연구에서는 1999년 12월 자료부터 사용한다. 한편 금융통화위원회가 매월 결정하는 정책금리는 2008년 3월부터 콜금리에서 한국은행과 금융기관간의 거래(RP매매 등)의 기준이 되는 '한국은행 기준금리'로 변경되었으나 정책의 일관성과 자료의 제약성 등을 고려하여 본 연구에서는 콜금리의 변화효과만을 살펴본다. 미연방기금금리, 콜금리, 원/달러환율로는 평균자료가 사용되며 콜금리는 무담보콜금리(1일물)이다. 산업생산지수(2005=100)는 계절조정된 지수이다.

<그림 1>은 이들 자료들의 추이를 보여주고 있다. 먼저 <그림 1-1>은 미연방기금금리(FFR)와 콜금리(CALL)의 움직임을 보여주고 있다. 미연방기금금리는 IT산업의 호황으로 미국경기가 과열됨에 따라 분석기간 초기부터 상승하여 2000년 7월에는 월평균금리가 6.54%를 기록한다. 그러나 IT버블이 붕괴되고 9.11 테러 등의 영향으로 경기가 침체됨에 따라 미연방기금금리가 1% 수준으로 하락한다. 그 후 경기가 다시 회복함에 따라 미연방기금금리는 2004년 5월 이후 상승하여 2007년 7월에는 월평균금리가 5.26%를 기록한다. 그러나 서브프라임 모기지 사태가 발생함에 따라 미연방기금금리는 다시 하락하여 분석기간 말에는 0.1%대를 유지하고 있다. 콜금리의 경우도 미연방기금금리의 움직임을 크게 벗어나지 않는다. 전체 분석기간 동안 콜금리는 미연방기금금리에 후행하며 미연방기금금리에 비해 그 변동폭이 작은 것으로 나타났다.

산업생산지수(IP)(2005=100)는 분석기간 초기부터 지속적으로 상승하여 2008년 3월에 125.50을 기록한다. 그러나 그 후 산업생산지수는 미국의 서브프라임 모기지 사태와 유가 폭등 등의 영향으로 하락하여 2008년 12월에는 95.90을 기록한다. 국제공조를 통한 금리인하와 재정확대정책으로 2009년부터 산업생산은 다시 상승하기 시작한다. <그림 1-3>은 소비자물가지수(CPI)가 글로벌 금융위기기간동안 상대적으로 크게 변동하고 있음을 보여주고 있다. <그림 1-4>가 보여주는 바와 같이 원/달러환율은 2000년대 초반 미국경기가 침체됨에 따라 상승하여 2001년 4월에는 월평균 1326.44원을 기록한 후 2007년 10월까지 지속적으로 하락한다. 원/달러환율은 2007년 11월부터 다시 상승하다가 글로벌 금융위기가 2008년 9월 리먼브라더스의 파산으로 본격화되자 폭등하기 시작하여 2009년 3월에는 분석기간 동안 최고치인 월평균 1461.98원을 기록한다. 원/달러환율의 추이는 콜금리보다는 미연방기금금리와 더 음(-)의 상관관계를 가지고 있는 것으로 보인다.

2. 단위근검정

본 연구에서 기본적으로 사용되는 5개 변수 각각에 대한 단위근 검정결과가 <표 1>에 나타나 있다. 여기서는 ADF 검정(Dickey and Fuller, 1979)과 PP 검정(Phillips and Perron, 1988)이 고려되며 두 검정에서 모두 2개와 4개의 시차가 사용

된다. 한편 PP 검정통계량 추정시 오차항의 자기상관시차수는 Newey and West(1987) 방법을 통해 구하였다. 미연방기금금리(FFR)와 콜금리(CALL)를 제외한 다른 수준변수들은 로그를 취해 사용하였다. 시차가 2인 경우 검정방법이나 추세항의 존재 여부에 관계없이 미연방기금금리, 콜금리, 원/달러환율은 단위근을 갖고 있으나 산업생산지수와 소비자물가지수는 추세항이 존재하는 경우 10% 유의수준하에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각된다. 시차가 4인 경우에는 검정방법이나 추세항의 존재 여부에 관계없이 미연방기금금리, 콜금리, 원/달러환율, 소비자물가지수가 단위근을 갖고 있다. 반면 산업생산지수는 추세항이 존재하는 경우 10% 유의수준하에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각된다.

3. 공적분검정

이와 같이 단위근 검정결과 5% 유의수준하에서 수준변수들이 단위근을 갖고 있는 것으로 나타남에 따라 여기서는 Johansen(1988) 검정방법을 이용해 미연방기금금리를 제외하거나 포함한 4변수 또는 5변수 모형이 공적분 관계를 갖고 있는가를 살펴보고자 한다. Johansen 검정결과는 <표 2>에 나타나 있는데 콜금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율로 구성된 4변수 모형의 경우 추세항의 포함 여부나 시차수 또는 검정통계량에 관계없이 공적분 벡터가 존재하지 않는다($r=0$)는 귀무가설이 적어도 5% 유의수준 하에서 기각된다. 한편 미연방기금금리를 포함한 5변수 모형의 경우 공적분 벡터가 존재하지 않는다($r=0$)는 귀무가설은 한 가지 경우만을 제외한 나머지 7가지 경우 적어도 10% 유의수준 하에서 기각된다. 따라서 본 연구에서는 수준변수를 사용한 VAR 모형과 국소투영모형을 가지고 금리정책의 효과를 분석하고자 한다.

V. 충격반응분석

1. 4변수 모형: 콜금리 충격

여기서는 선형 VAR 모형과 Jorda(2005)의 국소투영모형으로부터 얻은 충격반응 함수를 비교·분석한다. 먼저 산업생산지수(IP), 소비자물가지수(CPI), 원/달러환율(W/\$), 그리고 콜금리(CALL)로 구성된 4변수 모형의 경우부터 살펴본다. 4변수 모형에서 변수의 순서는 Christiano, Eichenbaum, and Evans (1996) 등에서와 같이 보편적으로 사용되는 변수의 배열방식을 따라 산업생산지수와 소비자물가지수를 앞에다 놓는다. 또한 테일러 준칙에 환율을 포함하는 것에 대해 다른 견해가 존재하나 통화정책반응함수에 대한 실증분석결과에 따르면 개도국이나 한국의 경우 콜금리가 환율에 의해 영향을 받는 것으로 나타난다. VAR 모형에서 고려되는 시차수는 AIC, AIC_c, SIC에 따르면 각각 4, 2, 2이다. 여기서는 AIC_c기준에 따라 시차수를 2로 정했다.²⁾ 5변수와 6변수 모형의 경우에도 AIC_c 기준에 따라 시차수는 4변수 모형의 경우와 동일하다.

<표 3>과 <그림 2>가 콜금리가 1%p 변할 때 산업생산과 소비자물가, 그리고 원/달러환율이 24개월 동안 동태적으로 어떻게 반응하는가를 보여주고 있다. 여기서는 분석편의상 1단위의 표준편차의 충격효과보다는 1%p의 충격효과를 살펴본다. <표 3>에서 VAR과 <그림 2>에서 짧은 점선이 선형 VAR 모형의 충격반응을 보여주고 있는 반면 <표 3>에서 CP와 <그림 2>에서 실선이 국소투영모형의 충격반응을 나타내고 있다. 실선의 상하에 일정 간격으로 위치하고 있는 긴 점선은 추정치에서 $1.96 \times \sigma$ (σ : 표준편차)을 더하거나 빼 95% 신뢰구간을 보여준다.

먼저 콜금리를 1%p 상승시키는 충격의 경우 VAR 모형에 따르면 산업생산은 4개월 후부터 지속적으로 하락폭이 커지다가 12개월 후에 -0.108%를 기록한 다음 줄어든다. 국소투영모형의 경우 또한 산업생산이 4개월 후부터 하락폭이 커지나 중간에 줄다가 다시 커져 17개월 후에 -0.137%를 기록한 다음 줄어들기 시작한다. VAR 모형의 추정치는 7개월부터 14개월 사이에서 국소투영모형의 95% 신뢰구간 밖에 위치하고 있다. 한편 콜금리를 1%p 하락시키는 충격의 경우 VAR 모형은 대칭모형이기 때문에 콜금리를 1%p 상승시키는 충격과 동일하나 국소투영모형의 경우에는 다르다. 국소투영모형에 따르면 콜금리를 1%p 하락시키는 충격의 경우 산업생산은 4개월 이후 증가하여 상승폭이 6개월 후 0.071%로 최고치를 기록한 다음 하락한다. VAR 모형의 추정치는 8개월 이후 국소투영모형의 95% 신뢰구간 밖에 위치하고 있다.

2) Hurvich and Tsai(1993)에 의해 VAR 모형을 위해 특별히 디자인된 AIC_c 기준은 AIC나 SIC보다 우수한 것으로 알려져있다.

콜금리를 1%p 상승시키는 충격의 경우 소비자물가지수는 두 모형에 따르면 하락한다. 국소투영모형에 따르면 소비자물가지수의 하락폭은 8개월 후에 -0.019%로 가장 크다. VAR 모형의 추정치는 산업생산의 경우와 달리 국소투영모형의 95% 신뢰구간 안에 거의 위치하고 있다. 콜금리를 1%p 하락시키는 충격의 경우 국소투영모형에 따르면 소비자물가지수의 상승폭은 양의 충격과 마찬가지로 8개월 후에 가장 크나 그 상승폭이 0.034%로 양의 충격시 -0.019%보다 그 절대값이 훨씬 큰 것으로 나타났다. 이 기간을 전후로 VAR 모형의 추정치는 양의 충격의 경우와 달리 국소투영모형의 95% 신뢰구간 밖에 위치하고 있다.

마지막으로 콜금리 충격에 대한 원/달러환율의 반응은 모형에 따라 매우 다르게 나타난다. VAR 모형에 따르면 콜금리에 대한 양(+)의 충격은 원/달러환율을 상승시킨다. 그러나 국소투영모형에 따르면 콜금리에 대한 1%p 양(+)의 충격은 5개월부터 원/달러환율을 하락시킨다. 원/달러환율의 하락폭은 9개월 후에 -0.050%로 최고치에 이르나 14개월 후부터는 오히려 원/달러환율이 상승한다. 한편 국소투영모형에 따르면 콜금리에 대한 1%p 음(-)의 충격은 3-4개월을 제외한 나머지 기간 동안에 원/달러환율을 지속적으로 상승시키는데 그 상승폭은 21개월 후에 0.186%로 최고치에 이른다. <그림 2>는 콜금리 충격에 대해 원/달러환율이 하방경직성을 갖고 있음을 보여주고 있다. VAR 모형의 추정치는 음(-)의 충격의 경우 국소투영모형의 95% 신뢰구간 밖에 위치하고 있다. 우리나라는 금융 및 자본시장이 개방되어 있기 때문에 다른 변수들이 일정할 때 금리상승은 자본유입을 통해 원화가치의 상승을 가져온다.

변수의 순서를 콜금리(CALL), 산업생산지수(IP), 소비자물가지수(CPI), 원/달러환율(W/\$)로 하는 경우에도 실증분석결과에는 큰 차이가 없다. 콜금리만의 충격효과를 살펴보기 때문에 콜금리를 제외한 나머지 변수들의 순서를 바꾸는 경우에도 충격반응 결과는 동일하다.

2. 5변수 모형: 미연방기금금리 충격

여기서는 4변수 모형에 미연방기금금리(FFR)를 포함한 5변수 모형을 살펴본다. 변수의 순서는 소규모개방경제의 특성상 해외충격이 외생적이기 때문에 미연방기금금리(FFR), 산업생산지수(IP), 소비자물가지수(CPI), 원/달러환율(W/\$), 그리고 콜금리

(CALL)의 순으로 한다. <표 4>과 <그림 3>이 미연방기금금리가 변할 때 산업생산과 소비자물가, 그리고 원/달러환율이 동태적으로 어떻게 반응하는가를 보여주고 있다. <표 4>에서 VAR과 <그림 3>에서 짧은 점선이 선형 VAR 모형의 충격반응을 보여주고 있는 반면 <표 4>에서 CP와 <그림 3>에서 실선이 국소투영모형의 충격반응을 나타내고 있다. 실선의 상하에 일정 간격으로 위치하고 있는 긴 점선은 추정치에서 $1.96 \times \sigma$ (σ : 표준편차)을 더하거나 뺀 95% 신뢰구간을 보여준다.

산업생산의 경우 미연방기금금리의 충격에 명확한 반응을 보이지 않는다. 국소투영모형에 따르면 연방기금금리의 양(+)과 음(-)의 충격에 산업생산의 하락폭과 상승폭이 각각 15개월 후에 -0.059%와 0.059%로 가장 크나 그 이전 기간에는 등락을 반복한다. VAR 모형의 추정치는 국소투영모형의 95% 신뢰구간 밖으로 크게 벗어나지 않으나 연방기금금리의 양(+)의 충격에 상승하고 음(-)의 충격에 하락하는 결과를 보여준다.

연방기금금리를 1%p 상승시키는 충격의 경우 소비자물가지수는 두 모형에 따르면 하락한다. 국소투영모형에 따르면 소비자물가지수의 하락폭은 17개월 후에 -0.017%로 가장 크다. 연방기금금리를 1%p 하락시키는 충격의 경우 국소투영모형에 따르면 소비자물가지수의 상승폭은 양(+)의 충격과 마찬가지로 17개월 후에 가장 크나 그 상승폭이 0.021%로 양(+)의 충격시 -0.017%보다 그 절대값이 큰 것으로 나타났다. 이 기간을 전후로 VAR 모형의 추정치는 양의 충격의 경우와 달리 국소투영모형의 95% 신뢰구간 밖에 위치하고 있다.

마지막으로 연방기금금리에 대한 양(+)의 충격은 모형에 관계없이 원/달러환율을 하락시킨다. 콜금리 충격에 대한 원/달러환율의 반응이 모형에 따라 매우 차이가 나는 것과 다르다. 국소투영모형에 따르면 연방기금금리에 대한 1%p 양(+)의 충격은 원/달러환율을 하락시키며 그 하락폭은 6개월 후에 -0.086%로 최고치에 이른 다음 줄어든다. 한편 국소투영모형에 따르면 연방기금금리에 대한 1%p 음(-)의 충격에 대한 원/달러환율의 반응은 양(+)의 충격과 반대로 나타난다. 콜금리 충격에 대해 원/달러환율이 갖고 있는 하방경직성이 크게 나타나지 않는다.

3. 5변수 모형: 미연방기금금리와 콜금리 충격

여기서는 앞 절과 동일한 5변수 모형을 살펴본다. 변수의 순서는 미연방기금금리(FFR), 산업생산지수(IP), 소비자물가지수(CPI), 원/달러환율(W/\$), 그리고 콜금리(CALL)의 순으로 앞 절과 동일하다. 그러나 여기서는 금리정책의 국제공조를 통해 미연방기금금리와 콜금리에 동시에 충격을 준 경우를 살펴보기로 한다. <표 5>와 <그림 4>는 미연방기금금리와 콜금리가 동시에 1%p 변할 때 산업생산과 소비자물가, 그리고 원/달러환율이 동태적으로 어떻게 반응하는가를 보여주고 있다. <표 5>에서 VAR과 <그림 4>에서 짧은 점선이 선형 VAR 모형의 충격반응을 보여주고 있는 반면 <표 5>에서 CP와 <그림 4>에서 실선이 국소투영모형의 충격반응을 나타내고 있다. 긴 점선은 95% 신뢰구간을 보여준다.

미연방기금금리와 콜금리에 동시에 1%p 양(+)의 충격을 준 경우 VAR 모형에 따르면 산업생산은 4개월 이후 하락하는데 그 하락폭이 12개월 이후 -0.109%로 최고치를 기록한 다음 줄어든다. 국소투영모형에 따르면 산업생산이 상승, 하락, 상승, 하락을 반복하다가 16개월 후에 그 하락폭이 -0.172%로 최고조에 도달한다. <그림 2>와 <그림 4>가 보여주는 바와 같이 콜금리에 비해 미연방기금금리가 산업생산에 미치는 영향이 처음 12개월 동안 명확하지 못하기 때문에 이 기간 동안에 산업생산에 대한 양 금리의 동시 충격은 콜금리만의 충격보다 약하나 그 후 8개월간의 산업생산 감소폭은 훨씬 큰 것으로 나타났다. 6개월부터 14개월 사이의 VAR 모형 추정치는 국소투영모형의 95% 신뢰구간 밖으로 크게 벗어나 있다. 한편 미연방기금금리와 콜금리를 동시에 1%p 하락시키는 충격의 경우 VAR 모형은 대칭모형이기 때문에 그 상승폭이 12개월 이후 최고치를 기록한 다음 줄어든다. 국소투영모형에 따르면 산업생산은 5개월 이후 증가하여 상승폭이 6개월 후 0.081%로 최고치를 기록한 다음 하락한다.

미연방기금금리와 콜금리를 동시에 1%p 상승시키는 충격의 경우 소비자물가지수는 하락, 상승, 하락하다가 그 하락폭이 18개월 후에 -0.022%로 최고치를 기록한다. 한편 미연방기금금리와 콜금리를 동시에 1%p 하락시키는 충격의 경우 국소투영모형에 따르면 소비자물가지수의 상승폭은 양(+)의 충격과는 다르게 7개월 후에 가장 크며 그 상승폭도 0.041%로 양(+)의 충격시보다 그 절대값이 크다. 전반적으로 양(+)의 충격보다 음(-)의 충격효과가 강력한 것으로 보인다. VAR 모형의 추정치는 다른 변수들에 비해 국소투영모형의 95% 신뢰구간 밖으로 크게 벗어나 있지 않다.

미연방기금금리와 콜금리에 대한 1%p 양(+)의 충격은 국소투영모형에 따르면 원/달러환율을 하락시키며 그 하락폭은 6개월 후에 -0.089%로 최고치에 이른 다음 줄어든다. 그러나 원/달러환율은 14개월 이후에는 오히려 상승하기까지 한다. VAR 모형의 추정치는 처음 1년 이상 국소투영모형의 95% 신뢰구간 밖으로 크게 벗어나 있다. 콜금리 충격에 대한 원/달러환율의 반응이 VAR 모형이나 국소투영모형이나에 따라 매우 차이가 나는 것과 유사하다. 한편 국소투영모형에 따르면 미연방기금금리와 콜금리에 대한 1%p 음(-)의 충격의 경우 원/달러환율은 지속적으로 상승한다. 콜금리의 충격과 마찬가지로 양 금리의 충격에 대해 원/달러환율은 하방경직성을 가지고 있다. VAR 모형의 추정치는 국소투영모형의 95% 신뢰구간 밖으로 완전히 벗어나 있다.

4. 6변수 모형: 미연방기금금리와 콜금리 충격

여기서는 두 가지 경우만을 분석한다. 즉 6변수 모형으로 미연방기금금리(FFR), 통합재정수지(FA), 산업생산지수(IP), 소비자물가지수(CPI), 원/달러환율(W/\$), 콜금리(CALL)를 사용하는 경우와 미연방기금금리(FFR), 산업생산지수(IP), 소비자물가지수(CPI), 원/달러환율(W/\$), 무역수지(TB), 콜금리(CALL)를 사용하는 경우를 살펴본다.

최근 글로벌 금융위기 이후 각국의 재정정책이 경기침체가 심화되는 것을 막는 데 큰 역할을 하고 있으며 한국의 경우도 마찬가지이다. 따라서 본 절에서는 먼저 통합재정수지를 추가 변수로 고려한다.³⁾ 그러나 본 연구는 금리정책의 국제공조를 살펴보는 데 초점이 맞춰져 있고 연구 내용이 방만해지는 것을 방지하기 위해 통합재정수지는 통제변수로만 사용한다. <표 6>과 <그림 5>가 두 모형의 충격반응함수의 추정치를 보여주고 있다.

미연방기금금리와 콜금리에 동시에 1%p 양(+)과 음(-)의 충격을 준 경우를 산업생산의 움직임을 살펴보면 <표 5>와 <그림 4>의 5변수 모형의 경우와 유사한 움직임을 보이고 있다. 양(+)과 음(-)의 충격에 대한 산업생산 변동폭의 최저치와 최고치는 각각 16개월과 6개월 후 -0.212%와 0.099%로 통합재정수지가 고려되지 않은 경

3) 통합재정수지 변수로는 수입과 지출 및 순유자에 로그를 취한 후 차분한 변수를 사용한다. 무역수지 또한 수출과 수입에 로그를 취한 후 차분한 변수를 사용한다.

우보다 변동폭의 절대값이 약간 증가한다.

미연방기금금리와 콜금리를 동시에 1%p 상승 또는 하락시키는 충격의 경우 소비자물가지수의 반응 또한 5변수 모형의 경우와 크게 다르지 않다. 양(+)과 음(-)의 충격에 대한 소비자물가지수 변동폭의 최저치와 최고치는 산업생산의 경우처럼 통합재정수지가 고려되지 않은 경우보다 그 절대값이 약간 증가한다. 통합재정수지가 고려되지 않은 경우와 마찬가지로 전반적으로 양(+)의 충격보다 음(-)의 충격효과가 강력하다.

미연방기금금리와 콜금리에 대한 1%p 음(-)의 충격은 원/달러환율을 지속적으로 상승시키는데 이는 통합재정수지가 고려되지 않은 경우와 유사하다. 원/달러환율의 상승폭은 22개월 후에 0.417%로 통합재정수지가 고려되지 않은 경우보다 크게 올라간다. 그러나 미연방기금금리와 콜금리에 대한 1%p 양(+)의 충격은 1년 이상 원/달러환율을 하락시키는 5변수의 경우와 달리 통합 재정수지를 일정하게 유지하는 경우 처음부터 원/달러환율에 미치는 영향이 모호하다. 양 금리의 충격은 비대칭효과, 즉 금리충격에 대한 원/달러환율의 반응은 하방경직성을 가지고 있다. 음(-)의 금리충격시 VAR 모형의 추정치는 국소투영모형의 95% 신뢰구간 밖으로 완전히 벗어나 있다.

두 번째로는 통합재정수지(FA)대신 무역수지(TB)가 사용된 6변수 모형을 고려한다. 변수의 순서는 미연방기금금리(FFR), 산업생산지수(IP), 소비자물가지수(CPI), 원/달러환율(W/\$), 무역수지(TB), 콜금리(CALL)의 순으로 나열한다. <표 7>과 <그림 6>이 두 모형의 충격반응함수의 추정치를 보여주고 있다.

먼저 미연방기금금리와 콜금리에 동시에 1%p 양(+)과 음(-)의 충격을 준 경우 산업생산의 반응을 살펴보면 5변수 모형과 통합재정수지를 고려한 6변수 모형과 크게 다르지 않으며 충격반응함수의 추정치들은 이전 두 모형의 중간정도에 위치하고 있다. 소비자물가지수의 반응 또한 산업생산과 마찬가지로 5변수 모형과 통합재정수지를 고려한 6변수 모형과 유사하다. 한편 미연방기금금리와 콜금리에 동시에 1%p 양(+)과 음(-)의 충격을 준 경우 원/달러환율의 충격반응함수 추정치들은 5변수 모형과 통합재정수지를 고려한 6변수 모형의 충격반응함수 추정치들의 중간정도에 위치하고 있다. 마지막으로 미연방기금금리와 콜금리에 동시에 1%p 양(+) 또는 음(-)의 충격을 준 경우 무역수지의 반응을 살펴보면 처음 8개월 동안은 미미하게 움직이다가 9개월 이후 하락하거나 상승한 후 다시 반전된다. <그림 6>은 금리충격으로 원/달러환율

과 무역수지가 같은 방향으로 움직이고 있음을 보여준다.

VI. 정책적 시사점

실증분석결과로부터 4가지 정도의 정책적 시사점을 유추해 볼 수 있다.

첫째로 한미 양국의 정책공조를 통한 금리인상정책이 국내 산업생산을 하락시키는 효과는 금리인하정책이 국내 산업생산을 상승시키는 효과보다 서서히 나타난다. 마찬가지로 금리인상정책이 국내 물가를 하락시키는 효과 또한 금리인하정책이 국내 물가를 상승시키는 효과보다 서서히 나타난다. 이러한 비대칭적인 실증적 분석결과는 경기가 과열되어 산업생산과 물가가 크게 증가한 다음 이를 진정시키기 위해 금리를 인상하는 정책은 시장개입의 적절한 타이밍을 놓칠 수 있음을 시사한다. 즉 경기가 과열된 후 금리인상을 통한 긴축정책은 그 정책효과가 경기가 진정된 후 나타남으로써 경기변동을 오히려 심화시킬 우려가 있다. 따라서 금리인상을 통해 경기과열에 대응하기 위해서는 선제적인 대응전략이 필요하다.

둘째로 금리를 통한 긴축정책과 팽창정책에 대한 소비자물가의 반응이 동일하지 않다. 소비자물가는 금리인상보다는 인하에 더 크게 반응하는 하방경직성을 가지고 있다. 이는 인플레이션이 발생하는 경우 상대적으로 보다 강력한 금리인상정책을 시행해야 하거나 물가억제가 쉽지 않은 상황에 직면할 수 있음을 의미한다.

셋째로 금리인상을 통한 긴축정책은 상대적으로 원/달러환율을 일시적으로 약하게 하락시킨다. 금리인하를 통한 팽창정책은 절대적인 효과 측면에서 금리인상보다 상대적으로 원/달러환율을 지속적으로 강하게 상승시킨다. 이러한 비대칭적인 실증분석결과는 금리인상시 원/달러환율 하락에 따른 무역수지 악화를 크게 걱정하지 않아도 된다는 의미를 내포하고 있다.

마지막으로 금리를 독자적으로 인상시키는 경우보다 국제적인 공조정책을 통해 미국 등과 같이 국내금리를 인상시키는 경우 국내산업생산과 국내물가, 그리고 원/달러환율이 더 크게 하락될 가능성이 크다. 따라서 국제공조를 통한 금리인상은 인플레이션을 억제하는 데는 유용한 정책수단인 반면 산업생산을 크게 위축시키고 원/달러환율의 빠른 하락을 통해 무역수지를 악화시킴으로서 국내 경기를 급격하게 냉각시킬

우려가 있다.

VII. 요약 및 맺음말

본 연구에서는 외환위기 이후인 1999년 12월부터 2009년 12월까지의 자료를 이용하여 국내외 금리정책의 공조가 주요 국내 거시경제변수에 미치는 영향을 분석하였다. 즉 전통적인 선형 VAR 모형과 Jorda(2005)의 국소투영기법(local projections)에 의한 충격반응함수를 이용하여 미국과 동시에 금리를 변화시키는 경우 국내산업생산, 소비자물가, 원/달러환율 등이 어떻게 동태적으로 반응하는가를 살펴보았다.

5변수 모형에서 금리정책의 국제공조로 미연방기금금리와 콜금리를 동시에 인상하는 경우 국내산업생산, 소비자물가, 원/달러환율은 하락하나 소비자물가의 경우만 그 하락효과가 가장 명확하다. 한편 미연방기금금리와 콜금리를 동시에 하락시키는 경우 반대로 국내산업생산, 소비자물가, 원/달러환율은 상승한다. 전반적으로 금리인상에 대한 산업생산과 물가의 반응이 금리하락의 경우보다 느리게 나타난다. 또한 물가의 반응은 금리하락시 더 크게 나타난다. 원/달러환율의 경우에도 금리상승보다 하락시 변동폭이 더 지속적이고 그 절대값이 크다. 소비자물가와 원/달러환율의 반응은 이와 같이 비대칭적이고 하방경직성을 갖고 있다.

6변수 모형으로는 먼저 통합재정수지를 5변수 모형에 추가한 경우를 살펴보면 미연방기금금리와 콜금리에 동시에 충격을 줄 때 산업생산이나 소비자물가의 반응은 5변수 모형의 경우와 크게 다르지 않다. 또한 미연방기금금리와 콜금리에 대한 음(-)의 충격은 원/달러환율을 지속적으로 상승시키는데 이는 통합재정수지가 고려되지 않은 경우와 유사하다. 그러나 양 금리에 대한 양(+)의 충격은 1년 이상 원/달러환율을 하락시키는 5변수의 경우와 달리 통합 재정수지를 일정하게 유지하는 경우 처음부터 원/달러환율에 미치는 영향이 모호하다. 다음으로 통합재정수지대신 무역수지가 사용된 6변수 모형의 경우 미연방기금금리와 콜금리에 동시에 충격을 줄 때 산업생산과 소비자물가, 그리고 원/달러환율의 반응은 5변수 모형과 통합재정수지를 고려한 6변수 모형과 크게 다르지 않다. 충격반응함수의 추정치들은 이들 두 모형의 중간정도에 위치하고 있다.

이와 같은 실증분석결과는 다음과 같은 정책적 시사점을 제시한다. 첫째로 경기가 과열된 후 금리인상을 통한 긴축정책은 정책효과의 비대칭적인 지연성으로 인해 그 정책효과가 경기가 진정된 후 나타남으로써 경기변동을 오히려 심화시킬 우려가 있으므로 선제적인 대응전략이 필요하다. 둘째로 금리충격에 대한 소비자물가의 하방경직적인 반응으로 인플레이션이 발생하는 경우 상대적으로 보다 강력한 금리인상정책을 시행해야 하는 어려움이 발생한다. 셋째로 금리인상을 통한 긴축정책은 상대적으로 원/달러환율을 일시적으로 약하게 하락시키므로 정책 시행시 원/달러환율 하락에 따른 무역수지 악화를 크게 걱정하지 않아도 된다. 마지막으로 국제공조를 통한 금리인상은 독자적인 정책보다 산업생산과 물가, 그리고 원/달러환율을 더 크게 하락시키기 때문에 인플레이션을 억제하는 데는 유용한 정책수단인 반면 국내 경기를 급격하게 냉각시킬 우려가 있다.

참고문헌

- 김기호·윤성훈(2009), “소비자물가에 대한 유가 및 환율충격의 비대칭성·비선형성 분석,” 『국제경제연구』 제15권 제2호, 131-152.
- 이근영(2009), “외환·주식·화폐·채권시장의 연계성 분석,” 『한국경제연구』 제25권, 97-133.
- Bernanke, B. S. and A. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review* 82, 901-921.
- Bernanke, B. S. and K. N. Kuttner (2005), "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?" *Journal of Finance* 60, 1221-1258.
- Christiano, L., J. Eichenbaum, and C. Evans(1996), "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds," *Review of Economics and Statistics* 78, 16-34.
- Cogley, T. M. and T. J. Sargent(2001), "Evolving Post World War II U.S. Inflation Dynamics," in B. S. Bernanke and K. Rogoff, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 16. Cambridge: MIT Press, 331-373.
- Cogley, T. M. and T. J. Sargent(2005), "Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post War U.S.," *Review of Economic Dynamics* 8, 2623-302.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1979), "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Eichenbaum, M. and C. Evans (1995), "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates," *Quarterly Journal of Economics* 110, 975-1009.
- Ferderer, J. P.(1996), "Oil Price Volatility and the Macroeconomy," *Journal of Macroeconomics* 18, 1-16.
- Gottschalk, J and D. Moore(2001), "Implementing Inflation Targeting Regimes: The Case of Poland," *Journal of Comparative Economics* 29, 24-39.

- Hammermann, F.(2005), "Do Exchange Rates Matter in Inflation Targeting Regimes? Evidence from a VAR Analysis for Poland and Chile," in Langhammer, R. J. and L. Vinhas de Souza(Eds.): *Monetary Policy and Macroeconomic Stabilization in Latin America*, Springer.
- Hansen, B. E.(2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation," *Econometrica* 68, 575-603.
- Hurvich, C. M. and C. Tsai(1993), "A Corrected Akaike Information Criterion for Vector Autoregressive Model Selection," *Journal of Time Series Analysis* 14, 271-79.
- Jorda, O.(2005), "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections," *American Economic Review* 95, 161-182.
- Kalyvitis, S. and A. Michaelides (2001), "New Evidence on the Effects of US Monetary Policy on Exchange Rates," *Economic Letters* 71, 255-263.
- Lee, B. S. (1992), "Causal Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation," *Journal of Finance* 47, 1591-1603.
- Johansen, S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Newey, W. K. and K. D. West(1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55, 703-708.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75, 335-346.
- Primiceri, G.(2005), "Time Varying Structural Vector Autoregression and Monetary Policy," *Review of Economic Studies* 72, 821-852.
- Sims, C. A.(1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48, 1-48.
- Thorbecke, W. (1997), "Stock Market Returns and Monetary Policy," *Journal of Finance* 52, 635-654.

<표 1> 단위근검정

변수	2				4			
	ADF검정		PP검정		ADF검정		PP검정	
	상수	추세	상수	추세	상수	추세	상수	추세
FFR	-1.770	-1.776	-1.828	-1.861	-2.240	-1.431	-2.290	-2.221
CALL	-1.968	-2.341	-2.060	-2.385	-1.332	-1.707	-1.312	-1.681
IP	-0.713	-3.276 ⁺	-0.728	-3.280 ⁺	-0.512	-3.254 ⁺	-0.510	-3.246 ⁺
CPI	-0.419	-3.263 ⁺	-0.499	-3.322 ⁺	-1.010	-2.710	-0.989	-2.799
W/\$	-1.471	-1.504	-1.333	-1.359	-1.332	-2.167	-2.036	-2.197

주: 1) FFR, CALL, IP, CPI, W/\$는 각각 미연방기금금리, 콜금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율을 표시.

2) ⁺는 10% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 2> Johansen 공적분검정($H_0: r=0$)

시차수			2		4	
모형	변수	추세포함	λ_{\max}	trace	λ_{\max}	trace
4변수	CALL, IP,	×	41.601 ^{**}	70.640 ^{**}	31.144 [*]	59.239 ^{**}
	CPI, W/\$	○	44.129 ^{**}	101.819 ^{**}	32.500 [*]	78.353 ^{**}
5변수	FFR, CALL, IP,	×	42.245 ^{**}	86.325 ^{**}	32.094 ⁺	73.404 [*]
	CPI, W/\$	○	45.421 ^{**}	122.185 ^{**}	34.201	91.817 ^{**}

주: 1) $H_0: r=0$ 은 공적분 벡터가 존재하지 않는다($r = 0$)는 귀무가설을 표시.

2) FFR, CALL, IP, CPI, W/\$는 각각 미연방기금금리, 콜금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율을 표시.

3) ⁺, ^{*}, ^{**}은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 귀무가설이 기각됨을 표시.

<표 3> 4변수모형의 충격반응함수(IP, CPI, W/\$, CALL)

개월	모형	CALL 1%p 증가			CALL 1%p 감소		
		IP	CPI	₩/\$	IP	CPI	₩/\$
1	VAR	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	CP	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	VAR	0.036	-0.006	0.036	-0.036	0.006	-0.036
	CP	0.042	-0.003	0.016	-0.033	0.007	0.007
3	VAR	0.020	-0.010	0.076	-0.020	0.010	-0.076
	CP	0.042	-0.004	0.064	-0.031	0.015	-0.016
4	VAR	-0.016	-0.010	0.101	0.016	0.010	-0.101
	CP	-0.011	-0.004	0.048	0.003	0.020	-0.004
5	VAR	-0.048	-0.010	0.118	0.048	0.010	-0.118
	CP	-0.076	-0.011	-0.009	0.071	0.027	0.040
6	VAR	-0.069	-0.009	0.133	0.069	0.009	-0.133
	CP	-0.063	-0.013	-0.028	0.067	0.030	0.066
7	VAR	-0.081	-0.009	0.150	0.081	0.009	-0.150
	CP	-0.028	-0.018	-0.016	0.039	0.034	0.074
8	VAR	-0.091	-0.009	0.167	0.091	0.009	-0.167
	CP	-0.029	-0.019	-0.025	0.042	0.034	0.086
9	VAR	-0.098	-0.009	0.181	0.098	0.009	-0.181
	CP	-0.021	-0.017	-0.050	0.023	0.031	0.106
10	VAR	-0.103	-0.010	0.193	0.103	0.010	-0.193
	CP	-0.001	-0.011	-0.044	0.000	0.024	0.100
11	VAR	-0.107	-0.010	0.201	0.107	0.010	-0.201
	CP	0.020	-0.004	-0.025	-0.041	0.013	0.102
12	VAR	-0.108	-0.011	0.021	0.108	0.011	-0.021
	CP	0.009	-0.002	-0.010	-0.049	0.004	0.111
18	VAR	-0.083	-0.014	0.159	0.083	0.014	-0.159
	CP	-0.107	-0.015	0.132	-0.043	0.010	0.097
24	VAR	-0.037	-0.015	0.054	0.037	0.015	-0.054
	CP	0.026	0.007	0.065	-0.163	-0.034	0.086

주: 1) IP, CPI, W/\$, CALL는 각각 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율, 콜금리를 표시.

2) CP는 국소입방투영모형(local cubic projections)을 표시.

<표 4> 5변수모형의 충격반응함수(FFR, IP, CPI, W/\$, CALL)

개월	모형	FFR 1%p 증가			FFR 1%p 감소		
		IP	CPI	₩/\$	IP	CPI	₩/\$
1	VAR	-0.024	0.002	-0.038	0.024	-0.002	0.038
	CP	-0.024	0.002	-0.038	0.024	-0.002	0.038
2	VAR	-0.007	0.001	-0.049	0.007	-0.001	0.049
	CP	0.007	0.003	-0.070	-0.003	-0.002	0.066
3	VAR	0.008	0.000	-0.044	-0.008	-0.000	0.044
	CP	0.043	0.001	-0.062	-0.031	0.002	0.061
4	VAR	0.013	-0.002	-0.038	-0.013	0.002	0.038
	CP	0.038	-0.004	-0.071	-0.017	0.008	0.073
5	VAR	0.013	-0.002	-0.035	-0.013	0.002	0.035
	CP	0.011	-0.009	-0.083	0.012	0.013	0.081
6	VAR	0.012	-0.003	-0.035	-0.012	0.003	0.035
	CP	-0.020	-0.010	-0.086	0.041	0.014	0.079
7	VAR	0.012	-0.003	-0.036	-0.012	0.003	0.036
	CP	-0.004	-0.007	-0.036	0.027	0.011	0.031
8	VAR	0.012	-0.003	-0.038	-0.012	0.003	0.038
	CP	0.003	-0.001	-0.006	0.019	0.005	0.006
9	VAR	0.012	-0.004	-0.038	-0.012	0.004	0.038
	CP	0.007	0.003	-0.024	0.008	0.001	0.023
10	VAR	0.012	-0.004	-0.038	-0.012	0.004	0.038
	CP	0.029	0.004	-0.007	-0.016	0.000	0.018
11	VAR	0.011	-0.004	-0.037	-0.011	0.004	0.037
	CP	0.039	0.003	0.013	-0.029	0.001	0.000
12	VAR	0.010	-0.004	-0.036	-0.010	0.004	0.036
	CP	0.006	0.002	0.024	0.000	0.002	-0.011
18	VAR	-0.001	-0.005	-0.017	0.001	0.005	0.017
	CP	-0.010	-0.015	-0.048	-0.012	0.017	0.045
24	VAR	-0.012	-0.005	-0.048	0.012	0.005	0.048
	CP	0.088	0.000	-0.070	-0.089	0.004	0.101

주: 1) FFR, IP, CPI, W/\$, CALL은 각각 미연방기금금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율, 콜금리를 표시.

2) CP는 국소입방투영모형(local cubic projections)을 표시.

<표 5> 5변수모형의 충격반응함수(FFR, IP, CPI, W/\$, CALL)

개월	모형	FFR과 CALL 동시에			FFR과 CALL 동시에		
		1%p 증가			1%p 감소		
		IP	CPI	₩/\$	IP	CPI	₩/\$
1	VAR	-0.024	0.002	-0.038	0.024	-0.002	0.038
	CP	-0.024	0.002	-0.038	0.024	-0.002	0.038
2	VAR	0.030	-0.005	-0.012	-0.030	0.005	0.012
	CP	0.051	0.001	-0.051	-0.034	0.006	0.084
3	VAR	0.027	-0.010	0.035	0.027	0.010	-0.035
	CP	0.095	0.001	0.015	-0.066	0.017	0.053
4	VAR	-0.006	-0.011	0.069	0.006	0.011	-0.069
	CP	0.046	-0.003	0.004	-0.034	0.026	0.062
5	VAR	-0.040	-0.011	0.091	0.040	0.011	-0.091
	CP	-0.044	-0.012	-0.062	0.059	0.034	0.102
6	VAR	-0.063	-0.011	0.110	0.063	0.011	-0.110
	CP	-0.061	-0.016	-0.089	0.081	0.038	0.124
7	VAR	-0.078	-0.011	0.128	0.078	0.011	-0.128
	CP	-0.019	-0.020	-0.031	0.056	0.041	0.090
8	VAR	-0.088	-0.011	0.147	0.088	0.011	-0.147
	CP	-0.019	-0.018	-0.011	0.061	0.038	0.077
9	VAR	-0.096	-0.011	0.165	0.096	0.011	-0.165
	CP	-0.014	-0.013	-0.040	0.041	0.033	0.099
10	VAR	-0.102	-0.012	0.179	0.102	0.012	-0.179
	CP	0.015	-0.007	-0.017	0.003	0.025	0.091
11	VAR	-0.107	-0.012	0.189	0.107	0.012	-0.189
	CP	0.045	-0.001	0.016	-0.042	0.014	0.093
12	VAR	-0.109	-0.013	0.195	0.109	0.013	-0.195
	CP	0.015	0.003	0.042	-0.047	0.006	0.109
18	VAR	-0.087	-0.016	0.158	0.087	0.016	-0.158
	CP	-0.093	-0.022	0.102	-0.116	0.025	0.117
24	VAR	-0.047	-0.017	0.064	0.047	0.017	-0.064
	CP	0.085	0.005	0.016	-0.219	-0.023	0.209

주: 1) FFR, IP, CPI, W/\$, CALL은 각각 미연방기금금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율, 콜금리를 표시.

2) CP는 국소입방투영모형(local cubic projections)을 표시.

<표 6> 6변수모형의 충격반응함수(FFR, FA, IP, CPI, W/\$, CALL)

개월	모형	FFR과 CALL 동시에			FFR과 CALL 동시에		
		1%p 증가			1%p 감소		
		IP	CPI	₩/\$	IP	CPI	₩/\$
1	VAR	-0.025	0.001	-0.042	0.025	-0.001	0.042
	CP	-0.025	0.001	-0.042	0.025	-0.001	0.042
2	VAR	0.030	-0.006	-0.013	-0.030	0.006	0.013
	CP	0.054	0.001	-0.055	-0.041	0.006	0.086
3	VAR	0.026	-0.011	0.032	-0.026	0.011	-0.032
	CP	0.106	-0.003	0.010	-0.077	0.020	0.054
4	VAR	-0.008	-0.013	0.069	0.008	0.013	-0.069
	CP	0.057	-0.008	0.020	-0.039	0.030	0.043
5	VAR	-0.044	-0.014	0.089	0.044	0.014	-0.089
	CP	-0.046	-0.016	-0.031	0.066	0.040	0.054
6	VAR	-0.068	-0.014	0.106	0.068	0.014	-0.106
	CP	-0.071	-0.019	-0.055	0.099	0.042	0.062
7	VAR	-0.083	-0.014	0.125	0.083	0.014	-0.125
	CP	-0.021	-0.022	0.003	0.085	0.043	0.039
8	VAR	-0.093	-0.014	0.145	0.093	0.014	-0.145
	CP	-0.034	-0.019	0.012	0.088	0.040	0.037
9	VAR	-0.101	-0.014	0.163	0.101	0.014	-0.163
	CP	-0.018	-0.013	-0.027	0.059	0.034	0.074
10	VAR	-0.108	-0.015	0.178	0.108	0.015	-0.178
	CP	0.006	-0.007	-0.013	0.014	0.026	0.078
11	VAR	-0.112	-0.016	0.188	0.112	0.016	-0.188
	CP	0.044	0.004	0.016	-0.043	0.015	0.099
12	VAR	-0.115	-0.016	0.195	0.115	0.016	-0.195
	CP	0.015	0.006	0.046	-0.049	0.008	0.125
18	VAR	-0.095	-0.020	0.161	0.095	0.020	-0.161
	CP	-0.076	-0.029	0.101	-0.126	0.036	0.129
24	VAR	-0.055	-0.021	0.068	0.055	0.021	-0.068
	CP	0.136	0.004	-0.039	-0.280	-0.019	0.277

주: 1) FFR, FA, IP, CPI, W/\$, CALL은 각각 미연방기금금리, 통합재정수지, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율, 콜금리를 표시.

2) CP는 국소입방투영모형(local cubic projections)을 표시.

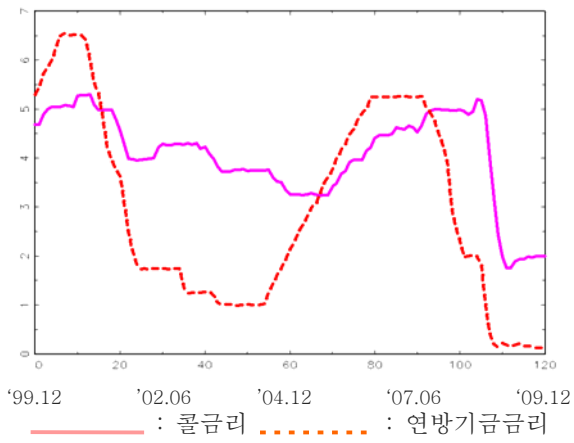
<표 7> 6변수모형의 충격반응함수(FFR, IP, CPI, ₩/\$, BOP, CALL)

개 월	모형	FFR과 CALL 동시에				FFR과 CALL 동시에			
		1%p 증가				1%p 감소			
		IP	CPI	₩/\$	BOP	IP	CPI	₩/\$	BOP
1	VAR	-0.023	0.002	-0.036	0.016	0.023	-0.002	0.036	0.016
	CP	-0.023	0.002	-0.036	0.016	0.023	-0.002	0.036	-0.016
2	VAR	0.027	-0.005	-0.017	-0.039	-0.027	0.005	0.017	0.039
	CP	0.051	0.003	-0.048	-0.009	-0.038	0.007	0.093	0.020
3	VAR	0.029	-0.010	0.023	-0.023	-0.029	0.010	-0.023	0.023
	CP	0.094	0.001	0.000	0.021	-0.073	0.017	0.070	-0.048
4	VAR	-0.003	-0.012	0.055	-0.034	0.003	0.012	-0.055	0.034
	CP	0.045	-0.003	-0.019	-0.044	-0.051	0.025	0.072	-0.009
5	VAR	-0.036	-0.012	0.075	-0.049	0.036	0.012	-0.075	0.049
	CP	-0.033	-0.011	-0.085	0.015	0.038	0.035	0.099	-0.018
6	VAR	-0.058	-0.012	0.093	-0.053	0.058	0.012	-0.093	0.053
	CP	-0.049	-0.016	-0.094	-0.010	0.071	0.041	0.109	0.023
7	VAR	-0.073	-0.012	0.112	-0.049	0.073	0.012	-0.112	0.049
	CP	-0.014	-0.021	-0.022	0.018	0.060	0.043	0.074	0.007
8	VAR	-0.084	-0.012	0.133	-0.043	0.084	0.012	-0.133	0.043
	CP	-0.028	-0.019	0.005	0.047	0.071	0.039	0.065	-0.012
9	VAR	-0.093	-0.012	0.152	-0.036	0.093	0.012	-0.152	0.036
	CP	-0.028	-0.015	-0.028	-0.046	0.049	0.032	0.094	0.043
10	VAR	-0.100	-0.013	0.167	-0.031	0.100	0.013	-0.167	0.031
	CP	0.000	-0.009	-0.025	-0.086	0.010	0.020	0.083	0.065
11	VAR	-0.105	-0.013	0.177	-0.027	0.105	0.013	-0.177	0.027
	CP	0.046	0.000	0.006	-0.098	-0.048	0.009	0.088	0.047
12	VAR	-0.108	-0.014	0.183	-0.023	0.108	0.014	-0.183	0.023
	CP	0.035	0.006	0.041	-0.083	-0.060	0.001	0.110	-0.017
18	VAR	-0.088	-0.017	0.151	-0.007	0.088	0.017	-0.151	0.007
	CP	-0.099	-0.022	0.113	0.231	-0.114	0.034	0.122	-0.205
24	VAR	-0.050	-0.018	0.069	0.005	0.050	0.018	-0.069	-0.005
	CP	0.084	0.005	0.022	-0.076	-0.209	-0.028	0.188	0.015

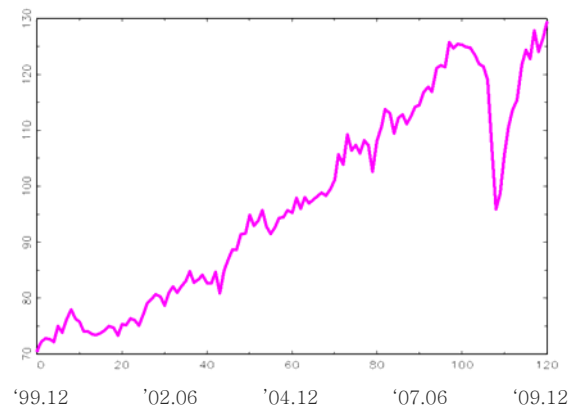
주: 1) FFR, IP, CPI, ₩/\$, BOP, CALL은 각각 미연방기금금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율, 무역수지, 콜금리를 표시.

2) CP는 국소입방투영모형(local cubic projections)을 표시.

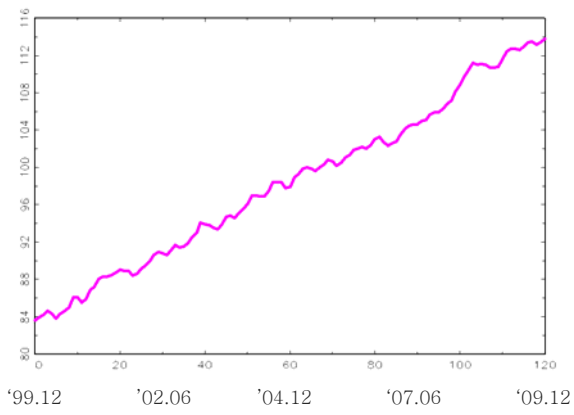
<그림 1-1> 금리 추이



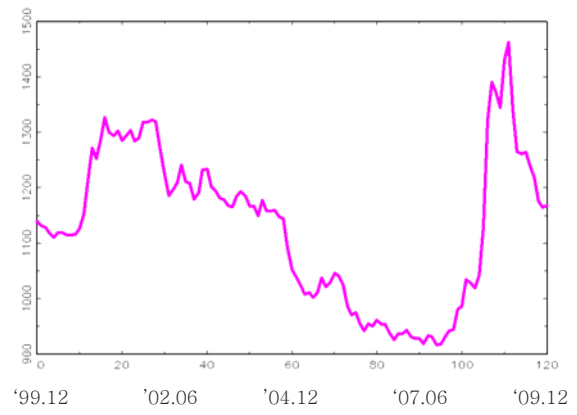
<그림 1-2> 산업생산지수 추이



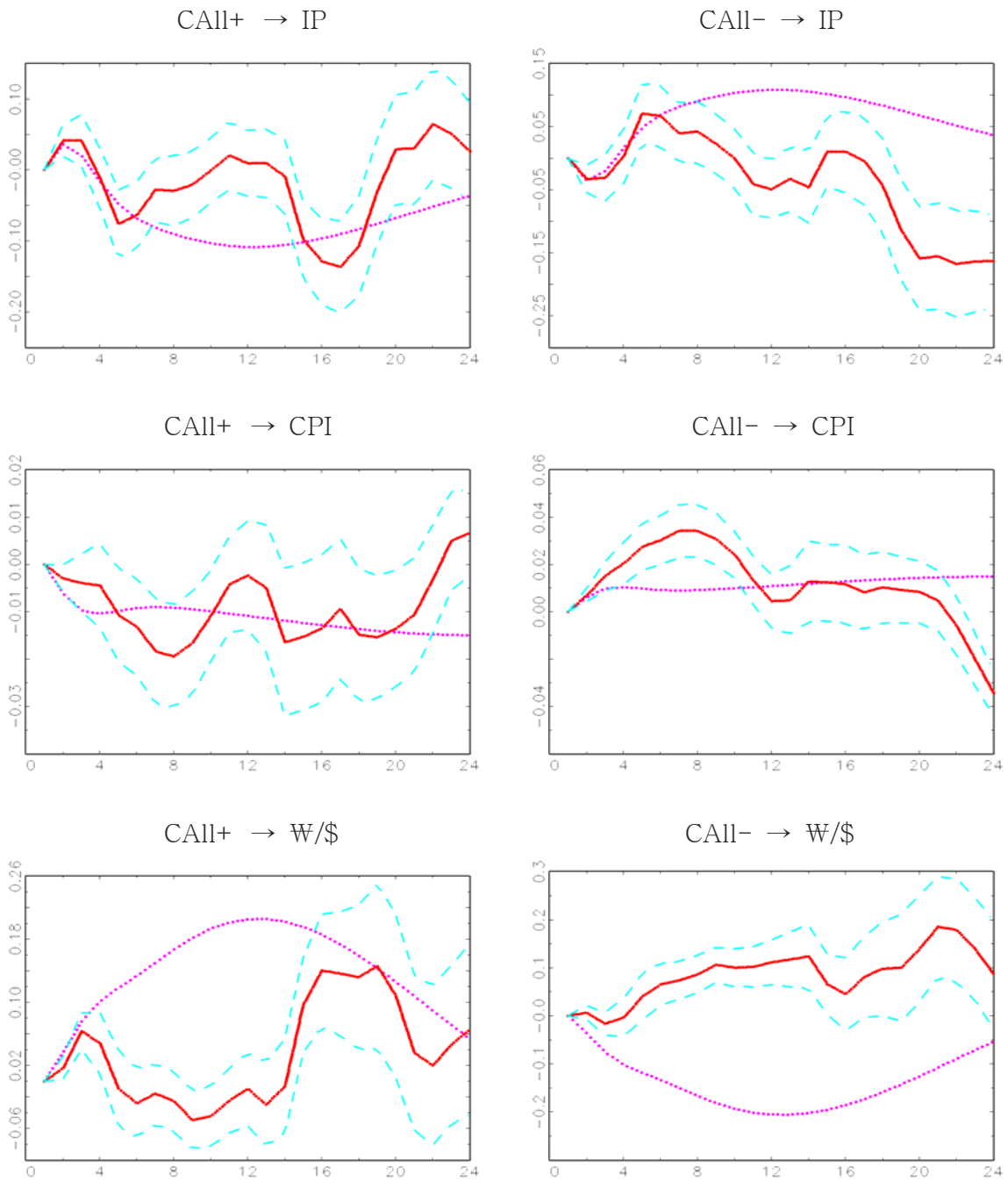
<그림 1-3> 소비자물가지수 추이



<그림 1-4> 원/달러환율 추이

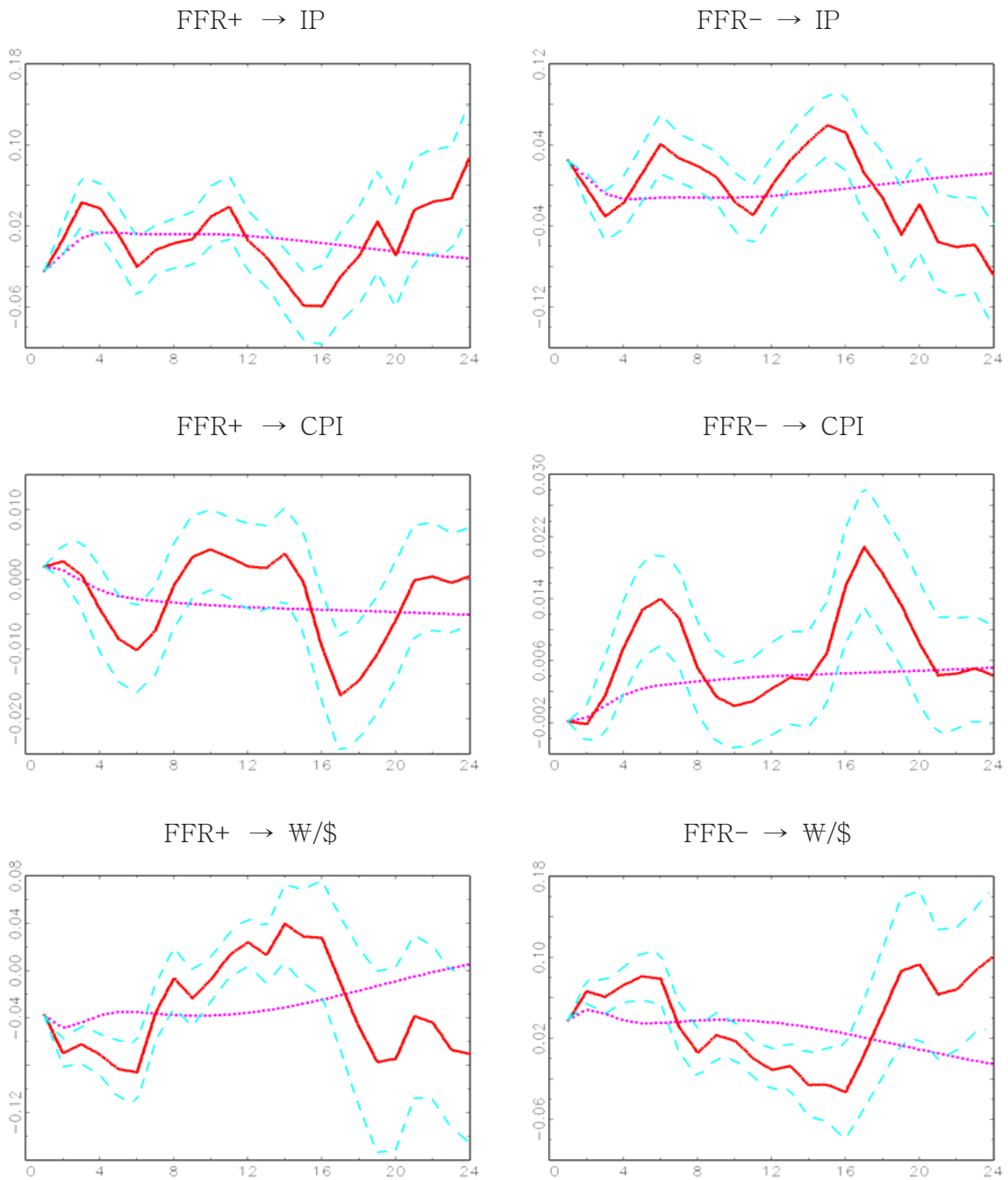


<그림 2> 4변수모형(IP, CPI, W/\$, CALL)



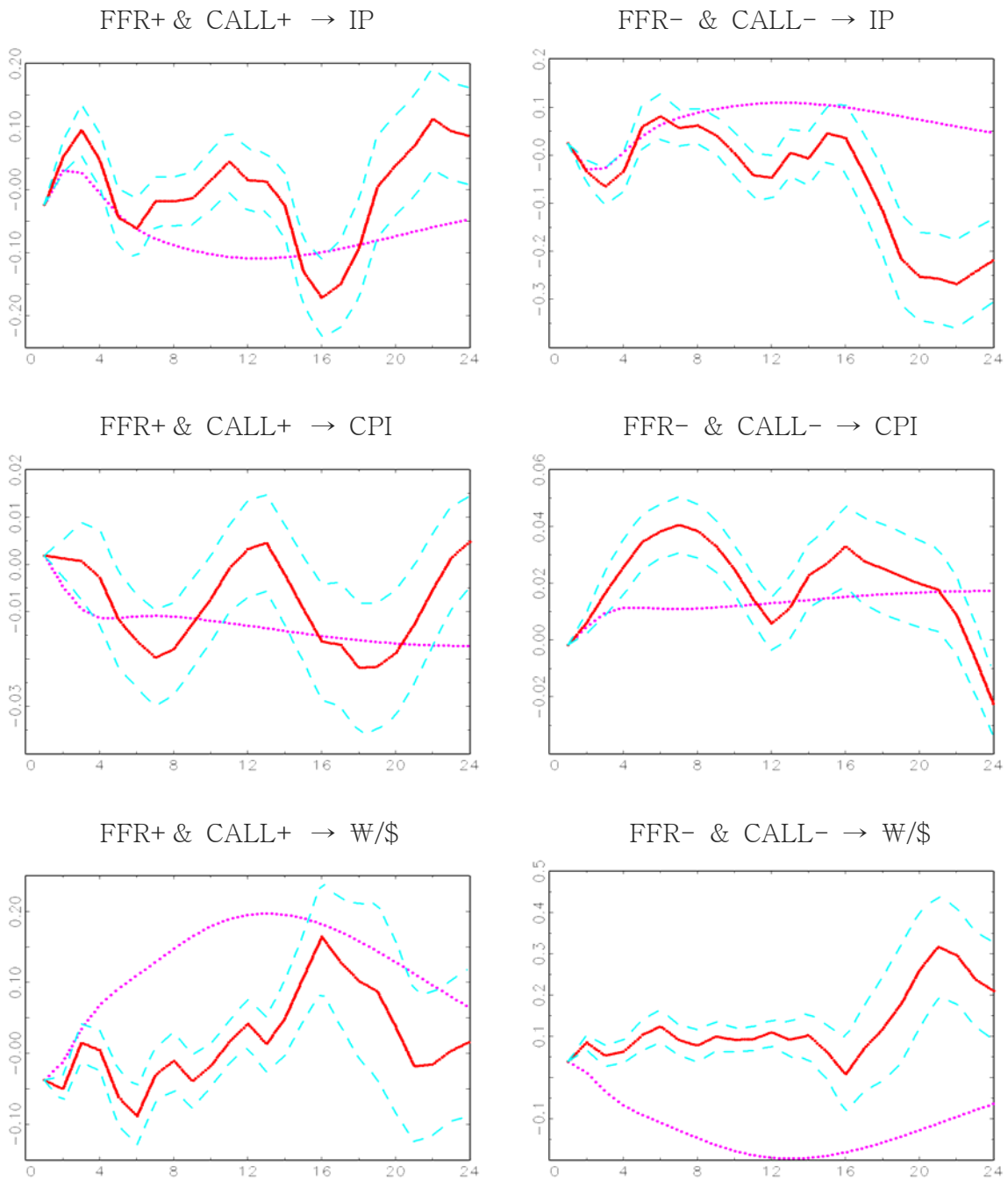
주: 1) CALL, IP, CPI, W/\$ 각각 콜금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율을 표시.
 2) CALL+ 와 CALL-는 각각 콜금리에 대한 1%p 양(+)과 음(-)의 충격을 표시.

<그림 3> 5변수모형(FFR, IP, CPI, W/\$, CALL)



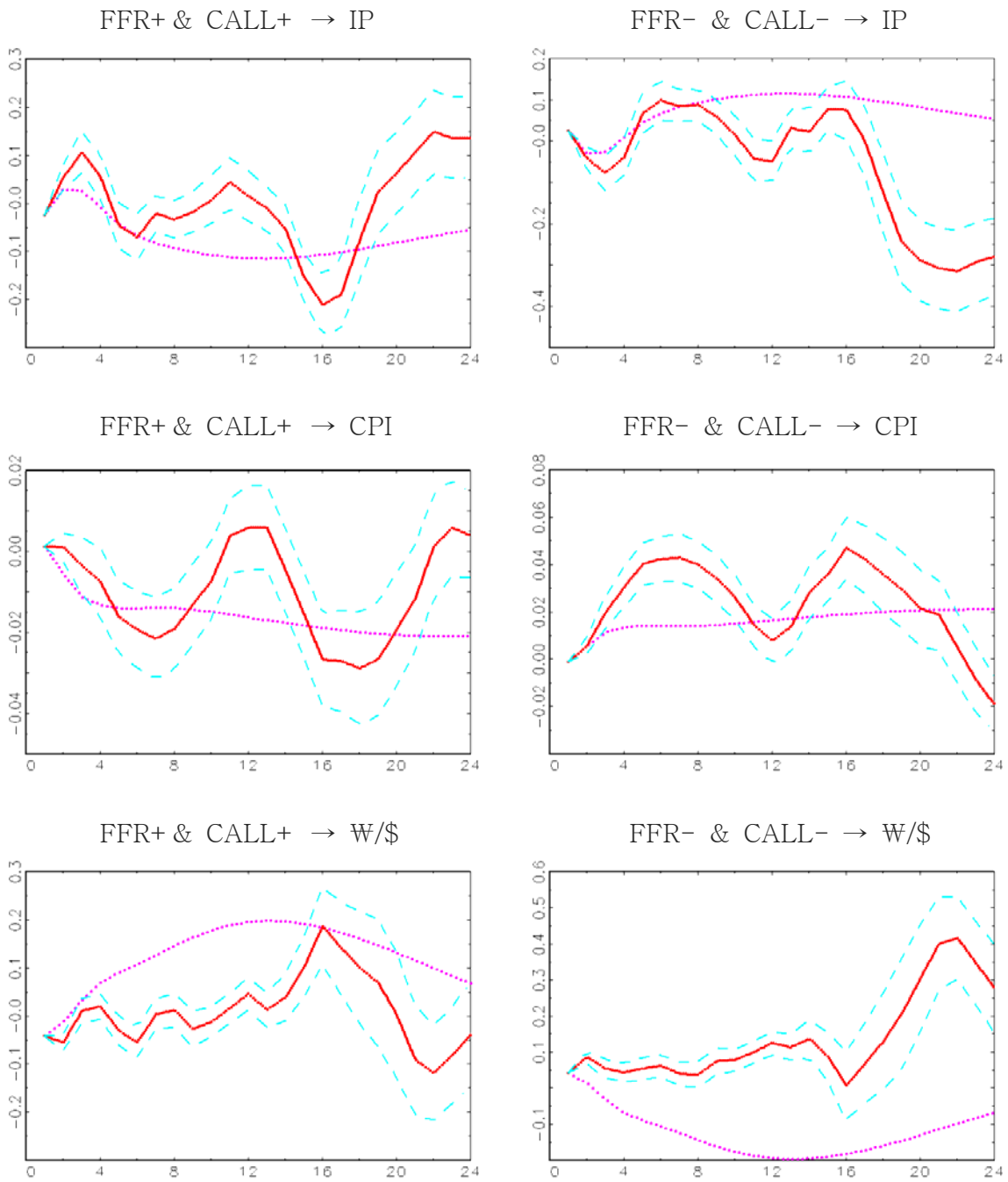
주: 1) FFR, IP, CPI, W/\$, CALL은 각각 미연방기금금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율, 콜금리를 표시.
 2) FFR+ 와 FFR-는 각각 미연방기금금리에 대한 1%p 양(+)과 음(-)의 충격을 표시.

<그림 4> 5변수모형(FFR, IP, CPI, W/\$, CALL)



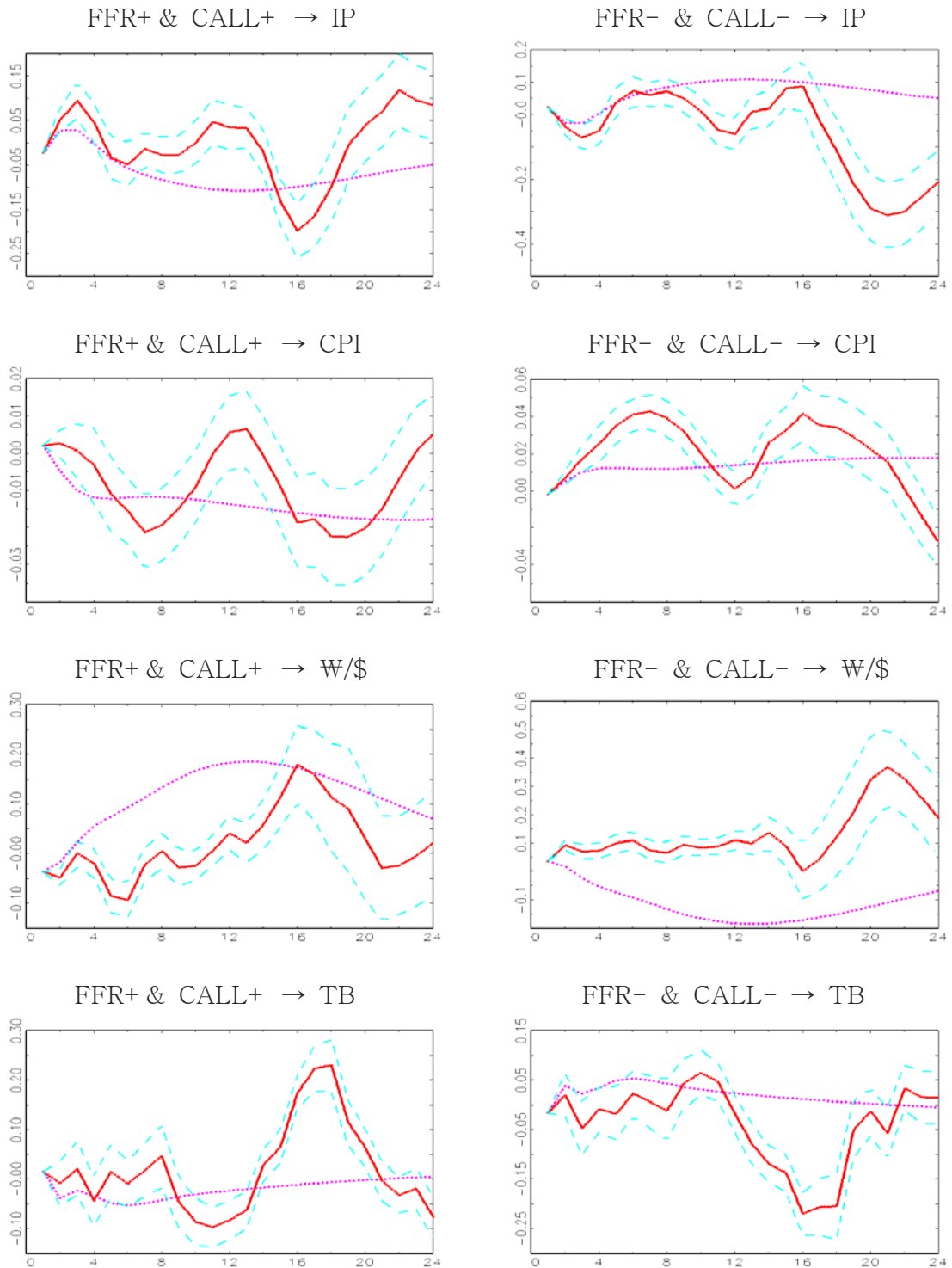
- 주: 1) FFR, IP, CPI, W/\$, CALL은 각각 미연방기금금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율, 콜금리를 표시.
 2) FFR+ & CALL+(FFR- & CALL-)은 미연방기금금리와 콜금리를 동시에 1%p 상승(하락)시키는 충격을 준 경우를 표시.

<그림 5> 6변수모형(FFR, FA, IP, CPI, W/\$, CALL)



주: 1) FFR, FA, IP, CPI, W/\$, CALL은 각각 미연방기금금리, 통합재정수지, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율, 콜금리를 표시.
 2) FFR+ & CALL+(FFR- & CALL-)은 미연방기금금리와 콜금리를 동시에 1%p 상승(하락)시키는 충격을 준 경우를 표시.

<그림 6> 6변수모형(FFR, IP, CPI, W/\$, TB, CALL)



주: 1) FFR, IP, CPI, W/\$, TB, CALL은 각각 미연방기금금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러환율, 무역수지, 콜금리를 표시.
 2) FFR+ & CALL+(FFR- & CALL-)은 미연방기금금리와 콜금리를 동시에 1%p 상승(하락)시키는 충격을 준 경우를 표시.