

금리, 환율, 물가간의 동태적 인과관계

이근영*

요약

본 연구에서는 한국과 미국의 월별 자료를 이용해 금리와 환율, 그리고 물가간의 인과관계를 동태적으로 살펴보았다. 먼저 소규모 개방경제를 반영해 해외변수를 외생적으로 가정한 8변수 VAR 모형을 통해 충격반응분석을 실시한 결과 이자율평가 가정과 마찬가지로 콜금리 인상충격은 원/달러환율을 상승시키는 반면 연방자금금리 인상충격은 원/달러환율을 하락시킨다. 또한 구매력평가 가정이 보여주는 바와 같이 원/달러환율과 미국 소비자물가의 상승충격은 국내 소비자물가를 상승시킨다. 뿐만 아니라 분석대상기간을 10년씩 이동시키면서 이동회귀분석을 실시한 결과에 따르면 최근으로 올수록 금리, 환율, 물가간의 동태적 인과관계가 이들 가정과 부합하는 방향으로 움직이고 있다. 경제이론에 근거한 부호제약조건을 사용한 VAR이나 베이지언 VAR 모형의 추정결과도 위에서의 충격반응결과를 지지한다.

핵심용어: 이자율평가, 구매력평가, 이동회귀, 부호제약, 베이지언 VAR

JEL 분류기호: E4, E5, F3, F4

* 성균관대학교 경제학과 교수, e-mail: lky0614@skku.edu

I. 서론

최근 <표 1>이 보여주는 바와 같이 저성장과 저물가가 고착화되는 현상이 나타남에 따라 이러한 현상을 타개하기 위한 방편으로 금리인하정책이 종종 거론되고 있다. 뿐만 아니라 엔저현상과 더불어 수출증가율이 하락함에 따라 원/달러환율을 상승시키기 위한 노력의 일환으로 금리인하가 필요하다는 주장이 심심치 않게 제기되고 있다.

표준적인 경제학원론 교과서에 나오는 IS-LM 모형에 따르면 물가가 일정하다는 가정하에서 통화량이 증가하면 이자율이 하락하여 투자가 증가하고 이는 소득을 상승 배만큼 상승시킨다. 케인즈 이론을 정형화시킨 Hicks와 Hansen의 IS-LM 모형에서는 이자율이 재화시장과 화폐시장을 잇는 연결고리 역할을 하는데, 사실 케인즈는 유발투자보다는 독립투자를 더 강조하였다. 그는 투자는 이자율에 대해 비탄력적이며 기업가의 장래에 대한 전망 또는 동물적 본능(animal spirits)을 중시하였다. 과거 실증적인 연구들에 따르면 케인즈의 가정대로 물가가 단기에는 크게 변하지 않았기 때문에 우리는 가격경직성을 가정한 케인즈 이론을 단기이론이라 부른다. 그러나 시간이 흐르면 소득증가는 임금 및 생산비용 상승을 통해 물가를 서서히 상승시킨다. 또한 케인즈 모형에 따르면 국내 명목이자율의 하락은 국내 통화수요에 비해 국내 통화공급이 늘어남을 반영하기 때문에 자본유출을 통해 환율을 상승시킨다. 요약하면 정형화된 케인즈 이론에 근거한 경제학원론 교과서에 따르면 금리인하는 소득과 물가를 상승시킬 뿐만 아니라 자국통화가치를 하락시킨다. 최근에 발전하고 있는 새케인즈인 개방경제 DSGE(dynamic stochastic general equilibrium) 모형의 결론도 이와 유사하다. 그러므로 이 주장에 따르면 금리인하는 우리가 당면한 저물가와 저성장 문제를 해결할 수 있을 뿐만 아니라 경상수지흑자도 더욱 늘릴 수 있을 것처럼 보인다.

그러나 이러한 케인즈인 또는 새케인즈인 이론에 기초한 주장과 달리 시장평균환율제가 도입된 시기인 1990년부터 2015년까지의 자료를 이용한 VAR 분석들에 따르면 금리인하는 산업생산 또는 GDP를 상승시키는 반면 원/달러환율과 소비자물가를 하락시킨다. 금리인하가 원/달러환율에 미치는 영향은 외환정책 등의 영향으로 분석기간에 따라 다르게 나타나는 반면 금리인하가 소비자물가에 미치는 영향은 2000년대 이후 일정하게 나타난다. 국제금융 및 화폐금융 분야에서 전자는 선물환

프리미엄 퍼즐, 후자는 물가퍼즐과 밀접한 연관성을 가진 것으로 잘 알려져 있다.

본 연구에서는 우리나라의 경우 이러한 결과들이 우리 경제가 직면한 현실을 도외시한 폐쇄경제 또는 (새)케인즈언 가정에 기초해 볼 때 퍼즐이라고 여겨지는 것이 아닌가를 집중적으로 살펴보고자 한다. 다시 말하면 본 연구에서는 우리 경제가 국제무역뿐만 아니라 자본이동이 자유로운 소규모 개방경제임에 착안하여 국제금융 분야의 가장 기본적인 개념인 이자율평형(interest rate parity)과 구매력평가(purchasing power parity)가 성립한다는 가정에 근거해 콜금리 인하가 원/달러환율과 소비자물가에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

먼저 우리경제가 소규모 개방경제이기 때문에 소규모 개방경제 DSGE 모형과 유사하게 해외변수가 외생적인 8변수 VAR 모형을 추정하였다. 추정결과 이자율평가와 구매력평가 가정이 의미하는 것처럼 콜금리(연방자금금리) 인상충격은 원/달러환율을 상승(하락)시키며 원/달러환율과 미국 소비자물가에 대한 상승충격은 국내 소비자물가를 상승시킨다. 뿐만 아니라 이동회귀(rolling regressions) 분석방법을 통해 분석대상기간을 10년씩 이동시키면서 VAR 모형을 추정한 결과 최근으로 올수록 금리, 환율, 물가간의 인과관계가 이자율평가와 구매력평가 가정과 일치하는 방향으로 움직이고 있다. 경제이론에 기초한 부호제약을 가진 VAR 모형과 베이지언 VAR 모형의 추정결과도 전통적인 VAR 모형의 경우와 크게 다르지 않다.

본 연구는 다음과 같은 내용을 다루고 있다. 제Ⅱ절에서는 금리, 환율, 물가간의 동태적인 인과관계와 관련이 있는 기존연구들을 VAR과 DSGE 모형에 초점을 맞춰 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 이자율평형과 구매력평가의 두 가정에 근거한 분석모형을 소개한다. 제Ⅳ절에서는 해외변수가 외생적인 VAR 모형의 추정방법과 부호제약을 이용하여 축약형 충격을 구조적 충격으로 변환시키는 방법, 그리고 베이지언 VAR을 추정하는 방법 등을 설명한다. 제Ⅴ절에서는 실증분석결과를 살펴보고 제Ⅵ절에서는 정책적인 시사점을 찾아본다. 제Ⅶ절에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 기존연구

여기서는 본 연구의 주요 관점에서 금리, 환율, 물가간의 인과관계를 분석하고 있는 기존의 국내외 연구들을 간단하게 살펴보고자 한다. 먼저 시카고학파의 신축가

격 환율결정모형과 관련하여 금리와 환율이 Frenkel(1976) 모형에서는 인과관계를 갖고 있지 않는 반면 Bilson(1978) 모형에서는 양(+)의 인과관계를 갖고 있다. 한편 케인즈언 모형인 Dornbusch(1976)의 경직가격 환율결정모형과 Frankel(1979)의 실질금리차 모형에서는 금리와 환율이 음(-)의 인과관계를 갖고 있다. Frankel(1979)의 실질금리차 모형은 Frenkel-Bilson 모형과 Dornbusch 모형을 양극단적인 경우로 포함하고 있다.

1980년대 이후에는 Sims를 포함한 많은 학자들의 노력으로 금리, 환율, 물가간의 이론 및 실증적인 인과관계분석이 축약형 VAR 모형과 구조형 DSGE 모형을 통해 최근까지 활발하게 이루어지고 있다. 먼저 축약형 VAR 모형을 통한 대표적인 분석으로 Christiano, Eichenbaum, and Evans(1996)은 1990년대의 다른 연구들과 마찬가지로 민감한 재화가격지수(index of sensitive commodity prices)를 도입함으로써 금리인상이 물가를 상승시키는 물가퍼즐 문제를 해결하고 있다. 또한 Eichenbaum and Evans(1995)은 미국의 금리인상이 서서히 달러가치를 상승시킴을 보임으로써 실증적으로 이자율평가 가정이 성립하지 않음(선물환 프리미엄 퍼즐)은 물론 Dornbusch(1976)의 오버슈팅이론이 지지되지 않음을 보여주고 있다. 이외에도 이와 관련된 많은 연구들이 있으나 여기서는 지면관계상 더 이상 논의하지 않기로 한다.

각국경제의 글로벌화와 계량기법의 발달과 더불어 최근에는 신개방경제 거시경제학(NOEM: new open economy macroeconomics)의 일환으로 새케인즈언 DSGE 모형을 다양한 방법으로 추정하려는 시도들이 일어나고 있다. 이들 연구들은 대부분 Clarida, Gali, and Gertler(1999)에서와 같은 폐쇄경제 새케인즈언 모형을 소규모 개방경제모형으로 확장시키고 있다. 대표적인 연구들로는 Smets and Wouters(2003), Justiniano and Preston(2004), Gali and Monacelli(2005) 등을 들 수 있다. 한편 Lubik and Schorfheide(2006)은 소규모 개방경제 모형을 2국 개방경제모형으로 확장시켜 미국과 EU와의 상호 영향력을 분석하고 있다. 이들 새케인즈언 모형들은 일물일가의 법칙(LOP: low of one price)이 단기에는 성립하지 않는다는 가정, 즉 LOP갭이 존재한다는 가정하에 통화정책 등을 포함한 각 구조적 충격에 대한 주요 경제변수들의 동태적 반응을 살펴보고 있다. 이들에 따르면 자국의 긴축통화정책은 자국 산출과 인플레이션을 떨어뜨리고 실질환율을 하락시킨다.

이와 관련된 국내연구로는 강희돈·편도훈(2009), 박무환·유병학·김형수(2012), 박

무환(2013) 등을 들 수 있다. 강희돈·편도훈(2009)은 미국경제가 우리나라와 대응되는 2개국 개방경제모형, 박무환·유병학·김형수(2012)와 박무환(2013)은 Justiniano and Preston(2004)을 토대로 한 소규모 개방경제모형들을 베이지언 분석기법을 통해 추정하고 있다. LOP갭이 존재한다고 가정하고 있는 이들 연구들에 따르면 외국 연구들과 마찬가지로 국내 긴축통화정책은 국내 산출과 인플레이션을 떨어뜨리고 원/달러환율을 하락시킨다.

한편 위에서 언급된 금리와 환율간의 인과관계에 관한 국내외 추정결과와 달리 이근영(2015b)은 케인즈언 이론에 한정되지 않은 경제이론에 근거한 부호제약 VAR 분석을 통해 국내 긴축통화정책이 분석기간에 따라 다르나 전반적으로 원/달러환율을 하락시키는 것이 아니라 상승시키고 있음을 보여주고 있다. 또한 모형 및 방법론적인 측면에서 DSGE 모형들이 너무 많은 제약적인 가정을 설정함에 따라 이들 모형들에 대한 추정이 설정오류와 식별의 문제를 가지고 있음은 이미 잘 알려져 있다. 따라서 본 연구에서는 새케인즈언 개방경제 DSGE 모형에서 사용되는 7가지 실제 관찰변수들을 이용해 DSGE 모형보다 제약이 덜한 다양한 VAR 모형을 추정함으로써 정책금리인하가 물가와 환율에 어떤 영향을 미치는가를 분석하고자 한다.

Ⅲ. 분석모형

우리나라는 <표 1>이 보여주는 바와 같이 무역개방도, 즉 GDP에서 차지하는 재화와 서비스의 수출과 수입의 비중이 2010년 이후 100%를 넘을 뿐만 아니라 외환위기 직후인 1998년부터 주식시장을 외국인에게 완전 개방하여 그 어느 선진국보다 주가의 변동성이 크게 나타나고 있다. 이와 같이 우리나라는 재화와 서비스는 물론 자본이동 또한 자유로운 소규모 개방경제이기 때문에 국제금융이론의 기본가정인 이자율평가(interest rate parity)와 구매력평가(purchasing power parity)가정이 기존의 예상보다 우리나라에 잘 적용될 수 있으리라 판단된다. 따라서 본 연구에서는 이 두 가정을 바탕으로 금리와 환율, 그리고 물가간의 동태적인 인과관계를 살펴보고자 한다.

1. 이자율평가

이자율평가이론에 따르면 금융자산들이 완전한 대체관계에 있고 자본이동이 완전히 자유로운 경우 이자의 차이에 따른 거래를 통해 국내자산에 대한 투자수익률과 해외자산에 대한 투자수익률이 일치하게 된다. 따라서 국내외 이자율의 차이는 다음과 같이 기대 환율변화율과 동일하게 된다.

$$E_t S_{t+1} = i_t - i_t^* \quad (1)$$

식 (1)에서 E 와 S 는 기대치와 원/달러환율을 표시하며 i 와 i^* 는 각각 국내 및 해외(미국) 이자율을 나타낸다. 국내이자율이 올라가는 경우 원/달러환율은 상승하는 반면 해외이자율이 올라가는 경우에는 원/달러환율이 하락한다. 만약 국내 이자율이 올라갈 때 원/달러환율이 하락, 즉 원화 가치가 상승하면 초과 이익이 계속 발생해 자본유입이 지속적으로 증가한다.

식 (1)의 커버되지 않은 이자율평가(covered interest rate parity) 조건에서 미래현물환율 $E_t S_{t+1}$ 가 선물환율 F_t 로 대체되는 경우 식 (1)은 커버된 이자율평가(covered interest rate parity) 조건이 된다. 이자율평가 조건에 따르면 환율변화율($\ln S_{t+1} - \ln S_t$)을 선물환 프리미엄($\ln F_t - \ln S_t$)에 회귀시키는 경우 선물환 프리미엄의 파라미터 β 가 1이 되어야 하나 많은 실증분석결과들은 β 가 음(-)의 값을 가지며 이를 선물환 프리미엄 퍼즐(forward premium puzzle)이라 부른다. 한편 리스크 프리미엄이 존재하는 경우 식 (1)의 이자율 평가 조건은 성립하지 않는다. 1980년대 이후 많은 실증적인 연구들이 CAPM이나 C-CAPM 등을 통해 선진국 외환시장에 시변적인 리스크 프리미엄이 존재함을 보여주고 있다.

2. 구매력평가

두 나라의 재화시장이 완전하게 통합되어 있다면 단일 화폐로 표시한 두 나라의 구매력이 동일하게 된다. 구매력평가가 성립하는 경우 자국 통화의 구매력은 자국

의 물가수준으로 나타낼 수 있기 때문에 자국의 물가수준은 다음과 같이 외국의 물가수준에 환율을 곱한 것과 동일하게 된다.

$$S_t P_t^* \tag{2}$$

식 (2)에서 P 와 P^* 는 각각 자국(한국)과 외국(미국)의 물가수준을 나타낸다. 식 (2)는 소규모 개방경제의 경우 자국의 물가수준은 환율과 외국의 물가수준에 의해 결정된다는 것을 의미한다. 과거에는 관세 및 비관세 무역장벽이나 운송비용 등의 영향으로 구매력평가가 현실에서는 성립하기 어려운 것으로 보였다. 그러나 WTO의 출범과 더불어 각종 무역장벽이 철폐되고 전자통신 및 교통수단의 발달로 정보탐색 및 운송에 걸리는 시간과 비용이 빠르게 하락함에 따라 구매력평가의 성립 가능성은 점점 커지고 있다. 특히 우리나라의 같이 무역의 대외개방도가 매우 높은 소규모 개방경제의 경우에는 이 가능성은 더욱 높을 것으로 보인다. 절대적 구매력평가를 나타내는 식 (2)는 실질환율($S_t P_t / P_t^* = 1$)이 1임을 의미하는데 현실에서는 실질환율이 상수라는 상대적 구매력평가로 완화되어 사용된다. 상대적 구매력평가는 자국의 물가상승률이 환율상승률과 외국의 물가상승률의 합과 같음을 의미한다 ($dP/P = dS/S + dP^*/P^*$).

이미 앞에서 언급한 바와 같이 시카고학파의 신축가격 환율결정모형은 구매력평가가 항상 성립한다고 가정한다. Bilson(1978)은 양국의 통상적인 화폐수요함수와 구매력평가 가정을 이용하여 국내 이자율의 상승은 국내화폐수요를 낮춰 자국통화 가치를 떨어뜨린다고 주장한다. Frenkel(1976)은 Cagan 타입의 양국 화폐수요함수와 구매력평가 가정을 이용하여 환율이 양국의 통화량, 산출, 인플레이션율의 차이에 의해 결정됨을 보여준다. 반면 Frankel(1979)은 구매력평가가 장기에만 성립한다는 가정하에 환율이 국내외 금리차와 음(-)의 관계, 국내외 인플레이션율 차와는 양(+)의 관계를 가지고 있음을 보여준다, 새캐인즈언 개방경제 DSGE 모형들 또한 일물일가의 법칙에 갇히 존재한다고 가정한다. VAR 모형의 대표적인 실증적인 예로 Eichenbaum and Evans(1995)은 미국의 금리 인상이 주요 선진국 통화가치 대비 미국의 달러가치를 서서히 상승시킴을 보여주고 있다. 기존연구에서 소개된 개방경제 DSGE 모형에 대한 추정결과들도 동일한 결과들을 보여주고 있다.

3. 추정모형

앞에서 이미 언급한 바와 같이 1990년초부터 최근까지의 기간에 걸친 국내 자료를 이용하여 VAR 모형의 충격반응분석을 하는 경우 금리인하가 원/달러환율과 소비자물가를 하락시키는 현상이 나타난다. 이 현상은 (새)케인즈언 이론이나 Dornbusch(1976)의 경직가격 환율결정모형, 그리고 폐쇄경제모형의 입장에서는 퍼즐이나 추정상의 문제 등으로 여겨질 수도 있다. 그러나 우리나라의 경우 재화시장과 금융시장이 완전히 개방되어 있는 소규모 개방경제이기 때문에 이자율평가나 구매력평가가 성립할 가능성이 높고 이 경우 금리인하가 원/달러환율과 소비자물가를 하락시키는 현상은 퍼즐이나 추정상의 문제가 아니라 국민경제의 글로벌화에 따른 자연스런 현상으로 보인다.

예를 들어 국내 정책금리가 인상되는 경우 수익률곡선의 특징에 따라 다른 국내 금리들도 동반 상승하며 이자율평가가 성립하는 경우 이는 식 (1)에서 원/달러환율을 상승시킨다. 구매력평가가 성립하는 경우 원/달러환율의 상승은 식 (2)을 통해 국내 소비자물가를 또한 상승시킨다. 한편 외국 금리가 상승하는 경우에는 원/달러환율과 국내물가가 하락한다. 또한 외국물가의 상승은 소규모 개방경제의 국내물가를 상승시킨다.

1990년대 이전의 통화정책관련 실증분석에 따르면 금리인하가 물가를 상승시키는 것이 아니라 오히려 하락시키는 현상이 발생하는데, 이러한 물가퍼즐 문제는 1990년대 해외 실증분석연구들에 따르면 민감한 재화가격지수를 분석모형에 추가함으로써 해결되고 있다. 그러나 우리나라의 경우에는 이용 가능한 거시경제자료를 추가적으로 사용함에도 불구하고 물가를 하락시키는 현상을 해결할 수 있는 방법이 아직까지 알려져 있지 않다. 한편 소비자물가지수대신 생활물가지수를 사용하는 경우 이 현상은 많이 완화되는 것으로 보인다.

본 연구에서는 이자율평가와 구매력평가 가정에 나타나는 변수들, 즉 원/달러 환율, 국내 이자율, 외국 이자율, 국내 물가, 외국 물가 외에 국내 산업생산, 외국 산업생산, 국내 주가 등을 사용하여 8변수 VAR 모형을 설정한다. 자국 및 외국의 산업생산은 우리가 분석하고자 하는 변수인 금리, 환율, 물가와 밀접한 연관성을 가지고 있으며, 특히 전체분석기간에 걸친 실증분석에 따르면 콜금리 인하는 산업생

산 또는 GDP를 상승시키는 긍정적인 효과를 가지고 있다. 또한 기존연구에서 소개된 새케인즈언 개방경제 DSGE 모형들이 양국의 산출, 인플레이션, 이자율, 환율 등의 7개 실제 관찰치를 이용하고 있기 때문에 본 연구에서도 이들 모형들과의 비교 차원에서 이들 변수들을 사용한다. 한편 코스피는 우리나라의 경우 외국자본이 과거 채권시장보다는 주식시장을 통해 유입되었을 뿐만 아니라 원/달러환율과 밀접한 인과관계를 가지고 있기 때문에 분석에 포함시켰다.¹⁾

IV. 추정방법

본 연구에서는 세 가지 추정방법을 통해 금리와 환율, 그리고 물가간의 동태적인 인과관계를 살펴보고자 한다.

1. Lastrapes(2005, 2006)의 VAR 모형

우리나라는 재화시장과 자본시장이 개방된 소규모 개방경제이기 때문에 여기서는 통상적인 8변수 VAR 모형을 추정하기보다는 Lastrapes(2005, 2006)의 추정방법을 따라 새케인즈언 소규모 개방경제 DSGE 모형의 경우처럼 국내충격은 해외변수에 영향을 미치지 못한다고 가정한 다음과 같은 VAR 모형을 추정한다.

$$X_{D,t} \begin{pmatrix} t \\ \end{pmatrix} \begin{pmatrix} d_F \\ d_D \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{pmatrix} B_{FF}^i & 0 \\ B_{DF}^i & B_{DD}^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{F,t-i} \\ X_{D,t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \xi_{F,t} \\ \xi_{D,t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

식 (3)에서 $X_{F,t} = [\Delta ffr \ \Delta USIP \ \Delta USCPI]'$ 는 3×1 벡터로 해외변수들인 Δffr , $\Delta USIP$, $\Delta USCPI$ 는 각각 미국의 연방자금금리, 산업생산, 소비자물가 등의 변화율을 나타낸다. 한편 $X_{D,t} = [\Delta call \ \Delta KOSPI \ \Delta won/\$ \ \Delta IP \ \Delta CPI]'$ 는 5×1 벡터로 국내 변수들인 $\Delta call$, $\Delta KOSPI$, $\Delta won/\$$, ΔIP , ΔCPI 는 각각 콜금리, 코스피, 원/달러환율, 국내 산업생산, 국내 소비자물가 등의 변화율을 표시한다. 국내변수가 해외변수

1) 제외된 7변수 VAR의 경우에도 주요 결과는 크게 다르지 않다.

에 영향을 미치지 못한다고 가정했기 때문에 축약형 모형의 3×5 행렬인 Ω_D 는 0이 된다. 식 (3)은 분해해서 다시 다음과 같이 표시될 수 있다(참조: Hamilton, 1994).

$$X_{F,t} = d_F + \sum_{i=1}^p B_{FF}^i X_{F,t-i} + \xi_{F,t} \quad (4)$$

$$X_{D,t} = e_D + \sum_{i=0}^p \Theta_i X_{F,t-i} + \sum_{i=1}^p B_{DD}^i X_{D,t-i} + \mu_t \quad (5)$$

$$= \Omega_{FF} \Omega_{FF}^{-1} \quad (6)$$

$$\Theta_i = B_{DF}^i - \Theta_0 B_{FF}^i, \quad i=1, \dots, p \quad (7)$$

$$E\mu_t \mu_t' \equiv H = \Omega_{DD} - \Omega_{DF} \Omega_{FF}^{-1} \Omega_{DF}' \quad (8)$$

$$e_D = d_D - \Theta_0 d_F \quad (9)$$

여기서 $var(\xi_t) = \Omega$ 이며 Ω_{ij} 는 Ω 의 구성요소이다. 최소자승법에 의해 식 (4)와 (5)를 추정한 후 원래 VAR 모형의 파라미터인 B^i 와 Ω 을 도출한다. 시차수는 AICc 기준에 따라 선택된다.

2. 부호제약을 이용한 VAR 모형

전통적인 VAR 모형뿐만 아니라 본 연구에서 사용되는 Lastrapes(2005, 2006)의 제약적인 VAR 모형 또한 충격반응함수를 구할 때 출레스키 분해를 통해 축약형 충격으로부터 구조형 충격을 도출해 낸다. 그러나 출레스키 분해는 분석상의 편리함 때문에 대중적으로 사용됨에도 불구하고 현재 시점에서의 인과관계를 일방적으로 설정하는 문제점을 가지고 있다. 통상적으로 축약형 VAR 모형을 구조형 VAR 모형으로 전환할 때 과소 식별되는 것을 막기 위해 추가적인 가정이 필요한데 출레스키 분해와 같이 파라미터에 제약을 주는 방법들은 소표본 편기나 역의 인과관계 등의 문제점을 가지고 있다. 그러므로 본 연구에서는 Faust(1998)가 처음으로 사용한 부호제약을 통한 VAR 추정방법을 통해 대중적인 출레스키 분해에 근거한 충격

반응결과가 어느 정도 신뢰성이 있는가를 살펴보고자 한다. 최근 Faust(1998) 외에도 Uhlig(2005), Fry and Pagan(2011), 이근영(2015b) 등의 많은 연구들이 통화정책 등을 포함한 다양한 분야에서 부호제약을 통해 충격반응분석을 시도하고 있다.

여기서는 분석대상변수가 많아지는 경우 경제이론에 근거한 부호제약을 주는 데 한계가 있을 뿐만 아니라 추정상의 어려움이 존재한다. 또한 본 연구의 주요 목적이 국내 금리정책이 원/달러환율과 국내물가에 어떤 영향을 미치는가에 있기 때문에 국내변수들인 콜금리, 코스피, 원/달러환율, 국내 산업생산, 국내 소비자물가 등으로 구성된 다음과 같은 구조형 VAR 모형을 통해 부호제약에 근거한 충격반응함수를 살펴보고자 한다.

$$X_{D,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \Pi_i X_{D,t-i} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim F(0, \Psi) \quad (10)$$

식 (10)에서 ϵ_t 는 구조형 5×1 오차항 벡터로 계열상관관계를 가지고 있지 않으며 Ψ 는 비대각항이 0으로 구성되어 있는 5×5 구조형 공분산행렬이다. 이 식은 다시 다음과 같은 축약형 VAR 형태로 나타낼 수 있다.

$$X_{D,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{D,t-i} + \eta_t, \quad \eta_t \sim F(0, \Sigma) \quad (11)$$

식 (11)에서 $B = A^{-1}\Pi$, $\eta_t = A^{-1}\epsilon_t$ 이며 축약형 파라미터 B 와 공분산 행렬 Σ 의 추정치는 구조적 파라미터의 함수로서 나타난다. 축약형 모형의 공분산행렬 Σ 와 구조형 모형의 공분산행렬 Ψ 는 $\eta_t = A^{-1}\epsilon_t$ 이기 때문에 $\Sigma = A^{-1}\Psi A^{-1'}$ 와 같은 관계를 갖고 있다. A 가 식별되는 경우 식 (11)을 OLS로 추정한 후 구조형 파라미터를 구할 수 있다.

부호제약을 이용한 VAR 모형은 경제이론에 근거하여 파라미터의 부호에 제약을 줌으로써 충격반응함수의 범위를 정하는 방법이다. 먼저 식 (11)을 OLS를 통해 추정한 후 얻은 축약형 충격들을 Givens 변환과 Householder 변환 등과 같은 알고리즘을 이용해 서로 상관관계를 갖지 않은 구조적 충격들로 분해한다. 그 다음 충

격반응함수가 경제이론모형에 일치하는 부호를 가진 경우에는 취하고 일치하지 않는 부호를 가진 경우에는 버리는 방식으로 충격반응함수의 가능한 범위를 정한다.

$= A^{-1}\Psi^{1/2}$ 라고 가정하는 경우 축약형 공분산행렬 $\Sigma(= A^{-1}\Psi A^{-1})$ 는 PP' 와 동일하며 구조적 충격인 ϵ_t 을 표준편차인 $\Psi^{1/2}$ 로 나눈 v_t 는 이를 이용해 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$v_t = \Psi^{-1/2}\epsilon_t = \Psi^{-1/2}A\eta_t = P^{-1}\eta_t \quad (12)$$

식 (12)에서 v_t 의 공분산행렬 $cov(v_t v_t')$ 은 $cov(P^{-1}\eta_t \eta_t' P^{-1}) = P^{-1} P P^{-1}$ 이기 때문에 항등행렬이 된다. 이 식은 $Q'Q = QQ' = I$ 의 특성을 가진 정방행렬 Q 을 이용하여 다시 다음과 같은 구조형 충격으로 전환시킬 수 있다.

$$\eta_t = P v_t = P Q' Q v_t = P^* v_t^* \quad (13)$$

식 (13)에서 v_t^* 의 공분산행렬 $cov(v_t^* v_t^*)$ 은 v_t 의 공분산행렬과 동일하게 항등행렬이 되기 때문에 v_t^* 와 v_t 의 공분산행렬은 동일하지만 축약형 충격 η_t 와 변수 X_{t} 에 미치는 영향은 다르다.

본 연구에서는 Householder 변환을 이용하여 직교행렬을 구한다. 먼저 $N(0, I_5)$ 로부터 5×5 무작위 변수 W 을 추출한 다음 $W = Q_R R$ 로 분해(QR분해)한다. 여기서 Q_R 은 대각행렬이고 R 은 삼각행렬이다. 생성된 Q_R 을 통해 구조형 충격 v_t^* 을 추출한 다음 구조형 충격들에 대한 각 거시경제변수의 반응을 구해 그 반응이 경제이론에 기반한 부호제약에 부합하면 취하고 부합하지 않으면 버리는 방식으로 충격반응함수를 반복적으로 구한다.

3. 베이저언 VAR 모형

DSGE 모형은 설정오류나 식별의 문제를 심각하게 가지고 있고 기존연구에서 언급된 베이저언 추정기법이 이 문제를 해결하기 위한 유용한 방법이라고 알려져 있

다. 따라서 여기서도 베이지언 기법을 이용하여 VAR 모형을 추정해보기로 한다.

식 (11)에서 β_t 가 $N(0, \Sigma)$ 를 따르고 $\beta_t = Y_t$, $B = [\beta_0, B_1, \dots, B_p]'$ 라고 정의하자. 이 때 $Y_{1-p:0}$, 계수행렬 B , 공분산행렬 Σ 에 조건부인 $Y_{1:T}$ 의 결합밀도함수는 파라미터의 함수로써 표시된 조건부 우도함수로 $p(Y_{1:T}|B, \Sigma, Y_{1-p:0})$ 또는 간단히 $p(Y|B, \Sigma)$ 로 나타낼 수 있다(참조: Negro and Schorfheide, 2011). 사전분포(prior distribution) 함수 $p(B, \Sigma)$ 을 우도함수와 결합하면 사후분포(posterior distribution) 함수 $p(B, \Sigma|Y)$ 을 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$p(B, \Sigma|Y) = p(B, \Sigma) p(Y|B, \Sigma) / p(Y) \quad (14)$$

여기서 $p(Y) = \int p(Y|B, \Sigma) p(B, \Sigma) d(B, \Sigma)$ 로 $p(B, \Sigma|Y)$ 는 $p(B, \Sigma) p(Y|B, \Sigma)$ 에 비례하며 사후 분포함수는 사전 분포함수의 가중우도함수를 나타낸다. 이 사후분포함수는 역의 Wishart 분포를 따르고 몬테칼로 시뮬레이션을 이용하여 표본을 추출한다. 이와 같이 베이지언 VAR 모형은 기존 VAR 모형의 OLS 추정결과에 사전 분포가 가진 정보를 반영하도록 하는 장점을 가지고 있는 반면 선택된 사전 분포에 따라 추정결과가 달라질 수 있는 문제점을 지니고 있다.

본 연구에서는 Negro and Schorfheide(2011)에서 사용된 Minnesota prior를 이용한다. 이 추정방법은 파라미터를 상수가 아닌 평균과 분산을 갖는 확률변수로 보고 5개의 하이퍼파라미터 $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4, \lambda_5$ 을 사용해 사전 평균에 대한 확률분포의 견고성을 조정한다(부록 참조). 베이지언 VAR의 추정결과는 λ 가 커질수록 우도함수보다는 Minnesota prior에 의해 더 크게 영향을 받으며 $\lambda=0$ 인 경우에는 더 미 관찰치가 분석대상 표본에 포함되지 않기 때문에 기존의 VAR의 추정결과와 동일하다. 여기서는 X 가 설명변수, 즉 Y 의 시차변수이고 X^* 와 Y^* 가 사전 분포의 더 미 관찰치를 나타낼 때 다음과 같은 주변우도함수(marginal likelihood function)에 근거해 λ 을 선택한다.

$$\begin{aligned}
() = (2\pi)^{-n/2} & \frac{|X'\bar{X}|^{-\frac{n}{2}} |S|^{-\frac{T-k}{2}} 2^{-\frac{n(\bar{T}-k)}{2}} \prod_{i=1}^n \Gamma[(T-k+1-i)/2]}{|X^{*'}X^*|^{-\frac{n}{2}} |S^*|^{-\frac{T-k}{2}} 2^{-\frac{n(T^*-k)}{2}} \prod_{i=1}^n \Gamma[(T^*-k+1-i)/2]} \quad (15)
\end{aligned}$$

여기서 $\bar{T} = T^* + T$, $Y = [Y^*, Y']'$, $\bar{X} = [X^*, X']'$ 이고 $S = (Y - XB)(Y - XB)'$ (S^* 와 S 의 경우도 동일)이다.

V. 추정결과

본 연구에서는 미국의 연방자금금리(*ffr*), 산업생산지수(*USIP*), 소비자물가지수(*USCPD*), 한국의 콜금리(*call*), 코스피(*KOSPI*), 원/달러환율(*won/\$*), 산업생산지수(*IP*), 소비자물가지수(*CPD*)의 월별 평균 자료들이 사용된다. 분석기간은 콜금리 월별 자료가 이용 가능한 1991년 1월부터 2015년 2월까지이며 표본크기는 290개이다. 산업생산지수와 소비자물가지수는 계절조정된 자료이며 코스피와 원/달러환율은 종가의 월별 평균자료이다. 수준변수에 대한 단위근 검정결과 추세를 포함한 경우 콜금리는 단위근을 갖고 있지 않은 반면 나머지 변수들은 단위근을 갖고 있는 것으로 나타났다. 콜금리를 제외한 나머지 변수들에 대한 공적분 검정결과 공적분을 갖고 있지 않은 것으로 나타났다. 금리의 경우 수준변수대신 차분변수를 사용하는 경우에도 금리충격에 대한 다른 변수들의 반응이 크게 다르지 않게 나타나기 때문에 편의상 차분변수를 사용한다.

1. Lastrapes(2005, 2006)의 VAR을 이용한 충격반응함수

여기서는 AICc 기준에 따라 시차가 3이며 해외변수가 외생적으로 주어진 8변수 VAR 모형을 추정하여 충격반응함수를 구하였다. <그림 1>부터 <그림 7>까지는 추정결과가 식 (1)의 이자율평가 가정과 식 (2)의 구매력평가 가정에 부합하는 누적 충격반응곡선을 보여주고 있다. 먼저 <그림 1>은 콜금리 변화율의 1%p 인상충격에

대한 원/달러 환율변화율의 누적충격반응을 보여주고 있는데 원/달러환율은 24개월 후에 2.868%p 상승한다. 시카고학파의 신축가격 환율결정모형에 따르면 명목금리의 상승은 기대인플레이션을 상승시켜 (새)케인즈언 이론이나 Dornbusch의 경직가격 환율결정모형과 달리 환율을 상승시킨다. 또한 우리나라는 수출주도적인 산업을 영위하기 때문에 금리하락은 활발한 산업생산활동을 통해 수출을 증대시킴으로써 경상수지를 개선시킨다. 경상수지개선은 원/달러환율을 하락시킨다.²⁾ 뿐만 아니라 금리상승은 주가를 떨어뜨리고 이는 국내외 주식투자자본의 유출을 증대시켜 원/달러환율을 상승시킨다. 실선 위아래에 위치한 점선은 충격반응 추정치±1 표준편차의 신뢰구간을 표시한다. 반면 <그림 2>가 보여주는 바와 같이 연방자금금리 변화율의 1%p 인상충격은 원/달러 환율변화율을 8.20%p 하락시킨다. 글로벌 금융위기 이후 미국의 제로금리 및 양적완화정책으로 연방자금금리가 낮은 수준에서 거의 변화가 없는 반면 원/달러환율은 이 기간중에 크게 변했기 때문에 반응이 크게 나타난 것으로 보인다. 식 (1)의 이자율평가 가정이 보여주는 바와 같이 국내금리의 인상충격은 원/달러환율을 상승시키는 반면 미국금리의 인상충격은 원/달러환율을 하락시킨다.

<그림 3>은 원/달러 환율변화율에 대한 1%p 상승충격이 소비자물가 변화율을 24개월후에 0.089%p 상승시킴을 보여준다. 또한 <그림 4>에 따르면 미국 소비자물가 변화율의 1%p 상승충격은 국내 소비자물가 변화율을 24개월후에 0.485%p 상승시킨다.³⁾ 식 (2)의 구매력평가 가정이 보여주는 바와 같이 원/달러환율과 미국 소비자물가에 대한 상승충격은 국내 소비자물가를 상승시킨다. <그림 5>는 콜금리 변화율에 대한 1%p 인상충격이 소비자물가 변화율을 24개월후에 0.259%p 상승시킨다. 이러한 현상은 이미 언급한 바와 같이 물가피플 문제로 잘 알려져 있는데 이 문제에 대한 명확한 설명은 국내의 경우 아직 이루어지지 않고 있다. 하지만 식 (1)

2) (2009)은 1997년 외환위기 당시 IMF가 구제금융을 제공하면서 고금리정책을 요구한 것은 잘못된 정책이라고 주장한다. 전통적인 외환위기이론에 따르면 외환위기는 통화 및 재정을 통한 총수요 증대정책으로 경상수지가 악화되고 외환보유고가 고갈되는 과정에서 투기적 공격이 발생해 자국통화가치가 폭락함으로써 발생한다. 따라서 이 경우 경상수지를 개선시키기 위해 고금리정책 등의 긴축정책을 필요로 한다. 그러나 이러한 논리는 수입대체산업을 영위하는 중남미 국가에 해당되는 얘기이며 한국은 수출주도적인 산업을 영위하기 때문에 고금리정책은 오히려 수출기업들을 도산시킴으로써 생산활동과 경상수지를 더 악화시킬 수 있다.

3) 본 연구에서는 해외변수로 미국뿐만 아니라 G7과 OECD 국가의 자료를 이용하여 동일한 분석을 실시하였는데 실증적인 결과는 전체적으로 크게 다르지 않다. 그러나 미국자료를 사용한 경우 해외변수가 국내경제에 미치는 영향이 더 크기 때문에 미국의 경우만 기술한다.

에서 국내금리 인상은 원/달러환율을 상승시키고 식 (2)에서 원/달러환율의 상승은 소비자물가의 상승으로 이어지기 때문에 무역개방도가 100%가 넘는 소규모 개방경제인 우리경제의 경우 이러한 현상이 가능할 수 있다고 본다. 통화정책적인 측면에서 본다면 우리나라의 경우 정책금리를 통해 물가를 통제하는 것이 쉽지 않다는 것을 의미한다. <그림 6>과 <그림 7>은 콜금리의 인상충격이 KOSPI와 산업생산에 미치는 영향을 보여주고 있다. KOSPI와 산업생산은 24개월후에 각각 2.502%p와 0.783%p 떨어진다.

2. 이동회귀방법을 이용한 충격반응함수

전체분석기간에 대한 추정결과는 외환위기와 글로벌 금융위기의 영향이나 추정방법상의 문제점 등으로 왜곡될 수도 있다. 따라서 여기서는 추정기간을 나누어 이동시키면서 충격에 대한 반응이 시간이 흐름에 따라 어떻게 변해 가는가를 살펴보고자 한다. 앞에서 사용한 VAR 모형과 통상적인 8변수 VAR 모형의 추정결과가 크게 다르지 않기 때문에 여기서는 이동회귀(rolling regressions)에 따른 추정상의 복잡성을 피하기 위해 통상적인 8변수 VAR 모형을 이용한다. 추정방법은 차분변수를 이용하기 때문에 먼저 1991년 2월부터 2001년 1월까지의 10년간 자료를 이용하여 충격반응함수를 구한다. 다음에는 표본을 1개월 뒤로 이동시켜 1991년 3월부터 2001년 2월까지의 자료를 이용하여 충격반응함수를 구한다. 동일한 절차를 반복하여 169번째에는 2006년 3월부터 2015년 2월까지의 자료를 이용하여 충격반응함수를 구한다.⁴⁾

<그림 8>부터 <그림 12>까지가 이런 방식으로 구한 충격반응함수를 3차원 그림으로 보여주고 있다. 충격반응곡선의 추이를 보다 명확하게 확인하기 위해 여기서는 앞서와 달리 누적충격반응곡선이 아닌 단순충격반응곡선을 보여주고 있다. x축은 169개의 추정기간을 표시하며 y축은 각 충격에 대한 12개월간의 반응을 나타낸다.

먼저 <그림 8>은 콜금리 변화율의 1%p 인상충격에 대한 원/달러 환율변화율의 반응을 보여주고 있는데 시간이 흐름에 따라 초기의 원/달러환율의 반응이 크게 달라지고 있음을 보여준다. 중간 이후 기간에 원/달러환율의 초기 반응이 음(-)의 값

4) 10년보다 줄이거나 늘리는 경우에도 주요 실증분석결과들은 크게 다르지 않다.

을 갖는 경우가 나타나는데 이 기간은 원화 대 엔화의 가치가 10:1로 동조화되었던 기간과 맞물린다. <그림 9>는 연방자금금리 변화율의 1%p 인상충격에 대한 원/달러 환율변화율의 반응을 보여주는데 원/달러환율의 초기 반응은 1990년대 기간에는 상승하다가 중간 이후 기간에 가서는 식 (1)의 이자율평가 가정이 보여주는 바와 같이 하락한다. <그림 10>은 원/달러 환율변화율의 1%p 상승충격에 대한 소비자물가 변화율의 반응을 보여주는데 소비자물가의 초기 반응이 시간이 흐를수록 줄어들고 있음을 볼 수 있다. 국내 소비자물가에 대한 환율전가효과가 낮아짐을 알 수 있다. <그림 11>은 미국 소비자물가 변화율의 1%p 상승충격에 대한 국내 소비자물가 변화율의 반응을 보여준다. 최근으로 올수록 식 (2)의 구매력평가 가정이 보여주는 바와 같이 외생변수인 미국 소비자물가의 상승충격은 국내 소비자물가를 더 많이 상승시킨다. 마지막으로 <그림 12>는 콜금리 변화율에 대한 1%p 인상충격이 시간이 흐를수록 소비자물가 변화율을 더 많이 상승시키고 있음을 보여준다. 요약하면 과거보다 최근에 가까워질수록 금리와 환율, 그리고 물가의 동태적 인과관계가 이자율평가와 구매력평가 가정과 부합하는 방향으로 움직이고 있다.

3. 부호제약을 이용한 충격반응함수

파라미터를 제약하는 방법중의 하나로 축약형 충격을 출레스키 분해를 이용하여 구조형 충격으로 전환시키는 방법은 추정상의 용이함 때문에 대중적으로 많이 이용되나 동 시기의 인과관계가 변수의 순서에 따라 일방적으로 설정되는 문제점을 가지고 있다. 그러나 본 연구의 경우 변수의 순서를 $call, \Delta OSPI, \Delta won/\$, \Delta IP, \Delta CPI$ 에서 $\Delta IP, \Delta CPI, \Delta call, \Delta KOSPI, \Delta won/\$$ 로 변경하는 경우에도 주요 결론에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 여기서는 지면절약과 더불어 이에 대한 보다 명확한 이해를 위해 이 추정결과를 기술하기 보다는 경제이론에 기초를 둔 부호제약을 사용하여 가능한 충격반응함수의 범위를 설정해 봄으로써 앞에서의 추정결과가 신뢰성을 가지고 있는가를 살펴보고자 한다.

<표 2>는 구조형 5변수 거시모형의 각 충격에 대한 부호제약조건을 보여주고 있다. <표 2>에서 주요 관심 부호는 콜금리 충격이 원/달러환율과 소비자물가에 미치는 영향이다. 이자율평가와 구매력평가 가정, 그리고 본 연구의 실증분석결과에 따르면 둘 다 양(+)의 값을 갖는 반면 경직가격 환율결정모형이나 새케인즈언 개방경

제 DSGE 모형 등에 따르면 둘 다 음(-)의 값을 갖는다. 따라서 여기서는 이 두 조건에 대한 부호제약을 두지 않는다.

본 연구에서 변수의 수가 많기 때문에 계산상의 효율성을 위해 Givens 전환방법 대신 Householder 전환방법이 사용된다. 먼저 $(0, I)$ 로부터 5×5 무작위 변수 W 을 추출한 다음 $W = QR$ 로 분해한다. 다음으로 생성된 Q_R 을 이용해 각 구조형 충격에 대한 반응함수를 도출한 후 <표 2>의 부호제약조건에 부합하는 경우만을 선택한다. <그림 13>은 이와 같은 방법을 백만 번 반복한 후 얻은 중위수(실선)와 10번째 및 90번째 백분위수(점선) 충격반응곡선, 그리고 출레스키 분해(굵은 실선)에 근거한 충격반응곡선들을 보여준다. 이들 곡선들은 콜금리 인상충격에 대한 원/달러환율의 반응이 상승하고 있음을 보여준다. 한편 콜금리 인상충격에 대한 소비자물가의 중위수 반응은 양(+)의 값을 가지며 상승하는 경우가 하락하는 경우보다 더 많음을 볼 수 있다. <그림 12>에서 이미 살펴본 바와 같이 이동회귀 분석결과에 따르면 최근으로 올수록 콜금리 충격이 소비자물가를 상승시키는 경향이 커지고 있다. 요약하면 앞에서의 충격반응결과가 잘못되었다는 증거는 존재하지 않는다.

4. 베이저언 VAR을 이용한 충격반응함수

여기서는 식 (15)와 같은 주변우도함수(marginal likelihood function)를 극대화시키는 λ 을 선택하였다. 즉 초기 5년간 자료를 이용하여 각 변수의 평균과 표준편차를 구한 다음 $\lambda_3=1, \lambda_4=1, \lambda_5=1$ 로 고정시키고 λ_1 과 λ_2 을 각각 0.1과 1.0씩 이동시켜 주변우도함수 값(-2793.46)을 극대화시키는 $\lambda_1=2, \lambda_2=4$ 를 선택하였다.⁵⁾ <그림 14>는 콜금리를 1%p 인상시킬 경우의 원/달러환율, KOSPI, 산업생산, 물가의 충격반응을 보여주고 있다. 그림의 실선과 점선은 각각 10,000회 시뮬레이션의 평균과 10번째 및 90번째 백분위수를 보여주고 있다. 위에서 살펴본 주요 실증분석결과와 크게 다르지 않다.

VI. 정책적 시사점

5) 연구의 주요 충격반응결과는 λ 값이 변해도 크게 달라지지 않는다.

본 연구의 실증분석결과는 우리나라와 같이 재화시장과 자본시장이 완전 개방된 소규모 개방경제의 경우 금리, 환율, 물가간의 인과관계가 국제금융분야의 기본개념인 이자율평가이론과 구매력평가이론에 의해 설명될 수 있음을 보여준다.

먼저 이자율평가 가정과 마찬가지로 전체분석기간에 걸쳐 국내금리가 상승하면 원/달러환율이 상승하는 반면 미국금리가 상승하면 원/달러환율이 하락한다. 따라서 이러한 실증적인 결과는 만약 국내경기를 부양시키면서 동시에 수출증대를 도모하는 경우 통화정책과 환율정책이 동시에 독립적으로 사용되어야 함을 의미한다. 2000년대 초반의 자료를 이용하는 경우 전체기간과 달리 국내금리와 원/달러환율이 반대 방향으로 움직이는데 이 당시 원화의 엔 동조화 정책이 시행되었음은 잘 알려져 있다.

다음으로 구매력평가 가정과 마찬가지로 전체분석기간에 걸쳐 원/달러환율과 대국인 미국의 소비자물가 상승충격은 국내 소비자물가를 상승시킨다. 이 경우 국내 금리정책은 원/달러환율을 통해서 국내 소비자물가에 영향을 미칠 수 있다. 실제 실증분석결과는 금리인상이 폐쇄경제하의 표준적인 AD-AS분석이나 새케인즈언 개방경제 DSGE 모형과 달리 국내 소비자물가를 상승시킬 수 있음을 보여준다. 이러한 결과는 적어도 소규모 개방경제인 우리나라의 경우 통화정책당국이 금리만을 가지고 국내 소비자물가를 통제한다는 것이 쉽지 않다는 것을 의미한다. 더군다나 이러한 현상은 최근으로 올수록 더욱 강하게 나타나고 있다.

실증분석결과는 다른 연구들과 마찬가지로 금리인하가 산업생산활동을 부추이고 국민소득을 증대시키고 있음을 보여준다. 그러나 우리나라의 경우 최근 금리인하는 <표 1>이 보여주는 바와 같이 외환위기 이전처럼 전통적인 이자율경로를 따라 기업의 투자를 대폭 증대시키기보다는 부동산 시장경로를 따라 부동산 가격을 상승시키는 동시에 가계대출과 가계부채를 증대시키고 있다. 본 연구에 주택가격지수와 가계대출 자료를 추가해 분석하는 경우 이러한 결과를 얻을 수 있다. 이근영(2015a)에 따르면 최근으로 올수록 가계대출이 가계소비를 증대시키기보다는 감소시킬 가능성이 크다. <표1>이 보여주는 평균 GDP 성장률 추이는 단기부양책도 중요하지만 향후 잠재성장률을 증대시키기 위한 노력이 절실하게 필요함을 보여준다.

VII. 요약 및 결어

본 연구에서는 1991년 1월부터 2015년 2월까지의 월별 미국의 연방자금금리, 산업생산, 소비자물가, 우리나라의 콜금리, KOSPI, 원/달러환율, 산업생산, 소비자물가 자료를 이용하여 금리와 환율, 그리고 물가간의 인과관계를 동태적으로 살펴보았다. 특히 우리 경제가 재화시장과 자본시장이 완전 개방된 소규모 개방경제임에 근거해 국제금융분야의 가장 기본적인 개념인 이자율평형과 상대적인 구매력평가가 성립한다는 가정하에 콜금리 인하가 원/달러환율과 소비자물가에 미치는 영향을 집중적으로 조명하였다.

먼저 해외변수가 외생적인 8변수 VAR 모형을 통해 충격반응분석을 실시한 결과 이자율평가 가정과 마찬가지로 콜금리 인상충격은 원/달러환율을 상승시키는 반면 연방자금금리 인상충격은 원/달러환율을 하락시킨다. 또한 구매력평가 가정이 보여주는 바와 같이 원/달러환율과 미국 소비자물가의 상승은 국내 소비자물가를 상승시킨다. 뿐만 아니라 콜금리 상승충격은 소비자물가를 상승시킨다. 이자율평가 가정에 따라 국내금리 인상은 원/달러환율을 상승시키고 이는 구매력평가 가정에 따라 소비자물가의 상승으로 이어지는 것이 가능하다. 한편 콜금리의 인상충격이 주가와 산업생산을 떨어뜨린다.

본 연구에서는 또한 추정결과가 왜곡되거나 충격반응이 시간에 따라 변하는가를 살펴보기 위해 분석대상기간을 10년씩 이동시키면서 이동회귀분석을 실시하였다. 실증분석결과 콜금리 충격에 대한 원/달러환율의 반응은 시간이 흐름에 따라 초기의 원/달러환율의 반응이 크게 달라지고 있음을 보여준다. 중간 이후 기간에 원/달러환율의 초기 반응이 음(-)의 값을 갖는 경우가 나타나는데 이 기간은 원화 대 엔화의 가치가 10:1로 동조화되었던 기간과 맞물린다. 연방자금금리 상승충격에 대한 원/달러환율의 반응은 중간 이후 기간에 가서 이자율평가 가정이 보여주는 바와 같이 하락한다. 원/달러 환율변화율의 상승충격에 대한 소비자물가 반응은 시간이 흐를수록 줄어들어 국내 소비자물가에 대한 환율전가효과가 낮아짐을 알 수 있다. 또한 미국 소비자물가의 상승충격은 최근으로 올수록 구매력평가 가정이 보여주는 바와 같이 국내 소비자물가를 더 많이 상승시킨다. 뿐만 아니라 콜금리의 인상충격이 시간이 흐를수록 소비자물가를 더 많이 상승시키고 있음을 보여준다. 요약하면 최근으로 올수록 금리, 환율, 물가 등의 동태적 인과관계가 이자율평가와 구매력평가

가정과 부합하는 방향으로 움직이고 있다.

마지막으로 경제이론에 기초한 부호제약을 사용하여 가능한 충격반응함수의 범위를 설정해 봄으로써 앞에서의 추정결과가 신뢰성을 가지고 있는가를 살펴보았다. 콜금리 인상충격에 대한 원/달러환율의 반응은 하락하는 경우보다 상승하는 경우가 훨씬 일반적인 반면 콜금리 충격에 대한 소비자물가의 반응은 상승하는 경우가 하락하는 경우보다 많은 것으로 나타났다. 앞에서의 충격반응결과가 잘못되었다는 증거는 존재하지 않는다. 베이지언 VAR 모형의 추정결과 또한 유사하다.

이러한 실증분석결과들은 우리나라와 같이 재화시장과 자본시장이 완전 개방된 소규모 개방경제의 경우 금리, 환율, 물가간의 인과관계가 이자율평가이론과 구매력평가이론에 의해 설명될 수 있음을 보여준다. 정책적인 측면에서 이는 통화정책과 환율정책이 동시에 독립적으로 사용되어야 하며 통화정책당국이 금리만을 가지고 국내 소비자물가를 통제한다는 것이 쉽지 않다는 것을 의미한다. 더군다나 이러한 현상은 최근으로 올수록 더욱 강하게 나타나고 있다.

부록

설명을 간단히 하기 위해서 변수()와 시차(p)가 각각 2인 경우 Minnesota prior는 다음과 같이 결정된다(참조: Negro and Schorfheide, 2010).

$$\begin{bmatrix} \lambda & s_1 & 0 \\ 0 & \lambda_1 s_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 s_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_1 s_2 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} B + \begin{bmatrix} \eta_{11} & \eta_{12} \\ \eta_{21} & \eta_{22} \end{bmatrix} \quad (A1)$$

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \lambda_1 s_1 2^{\lambda} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \lambda_1 s_2 2^{\lambda_2} & 0 \end{bmatrix} B + \eta \quad (A2)$$

$$ones(\lambda_3, 1) .* \begin{bmatrix} s_1 & 0 \\ 0 & s_2 \end{bmatrix} = ones(\lambda_3, 1) .* \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} B + ones(\lambda_3, 1) .* \eta \quad (A3)$$

$$\lambda_4 y_1 \lambda_4 y_2 = [\lambda_4 y_1 \lambda_4 y_2 \lambda_4 y_1 \lambda_4 y_2 0] B + \eta \quad (A4)$$

$$\begin{bmatrix} \lambda_5 y_1 & 0 \\ 0 & \lambda_5 y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_5 y_1 & 0 & \lambda_5 y_1 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_5 y_2 & 0 & \lambda_5 y_2 & 0 \end{bmatrix} B + \eta \quad (A5)$$

식 (A1), (A2), (A3), (A4), (A5)는 각각 첫 번째 시차 계수에 대한 더미, 나머지 시차 계수에 대한 더미, 오차항의 공분산행렬에 대한 더미, 상수항 계수에 대한 더미, 시차 계수의 공분산행렬에 대한 더미 등을 나타낸다. 각 식에서 λ_1 , λ_2 , λ_3 , λ_4 , λ_5 는 하이퍼파라미터를 의미하고 s_i 과 y_i 는 각각 사전 분포의 표준편차와 평균을 나타낸다. 위의 간단한 예처럼 $n=2$ 와 $p=2$ 인 경우 $\lambda_3=1$ 이면 9개의 더미 관찰치가 표본에 추가되는 반면 본 연구에서는 $n=5$ 와 $p=3$ 인 경우가 사용되기 때문에 $\lambda_3=1$ 일 때 26개의 더미 관찰치가 표본에 추가된다.

참고문헌

- 강희돈·편도훈(2009), “한국은행의 경제전망용 DSGE모형(BOKDPM)의 개발현황,” 『조사통계월보』 1월호, 한국은행, 27-86.
- 박무환·유병학·김형수(2012), 『개방경제 DSGE 모형을 이용한 GDP갭 추정 및 전망』, 정책보고서 2012-07, 국민연금연구원.
- 박무환(2013), 『소규모 개방경제 DSGE 모형을 이용한 통화정책의 거시경제 파급 효과 분석』, 워킹페이퍼 2013-01, 국민연금연구원.
- 이근영(2009), “경상수지 악화 없는 내수 진작법,” 『매경시평』, 2009년 2월 23일, 매일경제.
- 이근영(2015a), “최근의 내수 부진 원인 및 정책과제: 토론,” 2015 한국은행 Workshop.
- 이근영(2015b), “단기 금융·주식·외환시장 간의 연계성 분석,” 『금융안정연구』 제 16권 제1호, 예금보험공사, 69-95.
- Bilson, J.(1978), "The Monetary Approach to the Exchange Rate-Some Empirical Evidence," *International Monetary Fund Staff Papers* 25, 48-75.
- Christiano, L. J., M. 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.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler(1999), "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective," *Journal of Economic Literature* 37, 1661-1707.
- Dornbusch, R.(1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics." *Journal of Political Economy* 84(6), 1161-1176.
- 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(4), 975-1009.
- Faust, J.(1998), “The Robustness of Identified VAR Conclusions about Money,” *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy* 49, 207-244.
- Frankel, J. A.(1979), “On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates

Based on Real Interest Differentials," *American Economic Review* 69(4), 610-622.

Frenkel, A.(1976), "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence," *Scandinavian Journal of Economics* 78, 255-276.

Fry, R. and A. Pagan(2011), "Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review," *Journal of Economic Literature* 49(4), 938-960.

Gali, J. and T. Monacelli(2005), "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy", *Review of Economic Studies* 72, 707-734.

Hamilton, J. D.(1994), *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.

Justiniano A. and B. Preston(2004), "Small Open Economy DSGE Models: Specification, Estimation and Model Fit," Columbia University, manuscript.

Lastrapes, W. D.(2005), "Estimating and Identifying Vector Autoregressions under Diagonality and Block Exogeneity Restrictions," *Economics letters* 87, 75-81.

Lastrapes, W. D.(2006), "Inflation and the Distribution of Relative Prices: The Role of Productivity and Money Supply Shocks," *Journal of Money, Credit, and Banking* 38, 2159-2198.

Lubik, T. A. and F. Schorfheide(2006), "A Bayesian Look at New Open Economy Macroeconomics," in Gertler, M. and K. Rogoff(eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2005*, MIT Press, 313-366.

Negro, D. and F. Schorfheide(2011), "Bayesian Macroeconomics," in Geweke, J., G. Koop, and H. van Dijk(eds.), *The Oxford Handbook of Bayesian Econometrics*, Oxford University Press, 293-389

Smets, F. and R. Wouters(2003), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of Euro Area," *Journal of the European Economic Association* 1(5), 1123-1175.

Uhlig, H.(2005), “What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure,” *Journal of Monetary Economics* 52(2), 381-419.

<표 1> 국내총생산에 대한 지출과 소비자물가의 평균 증가율(%)

	민간 소비	총고정자본 형성(민간)	재화와 서비스의 수출	재화와 서비스의 수입	GDP	소비자 물가
1988-1997	8.35 (0.599)	11.68 (0.342)	11.78 (0.187)	13.67 (0.295)	8.44	6.19
1999-2008	5.07 (0.537)	4.75 (0.269)	11.56 (0.381)	11.60 (0.391)	5.74	2.92
2010-2014	2.58 (0.495)	2.44 (0.247)	8.00 (0.551)	7.56 (0.498)	3.74	2.35

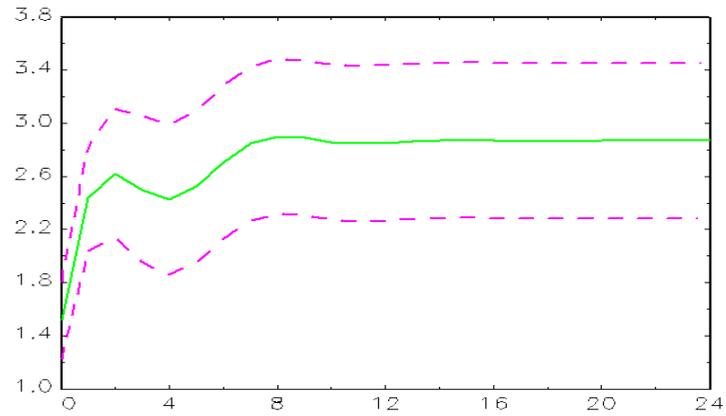
주: ()안의 숫자는 GDP에서 차지하는 비중

<표 2> 구조형 5변수 VAR 모형의 각 충격에 대한 부호제약조건

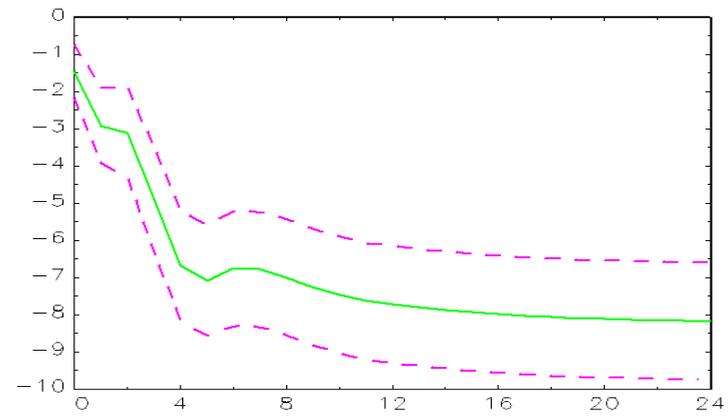
충격 \ 변수	<i>call</i>	$\Delta OSPI$	$\Delta won/\$$	ΔIP	ΔCPI
$v_{all,t}^*$	+	-	?	-	?
$v_{OSPI,t}^*$	+	+	-	?	?
$v_{won/\$,t}^*$	+	+	+	?	?
$v_{IP,t}^*$	+	?	?	+	?
$v_{CPI,t}^*$?	-	-	?	+

주: 1) $v_{i,t}^*$ 는 각각 콜금리, 코스피, 원/달러, 산업생산, 소비자물가 변화율의 충격을 표시.

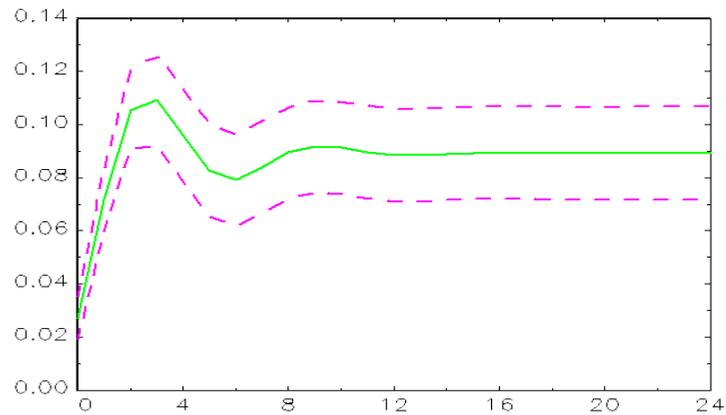
<그림 1> 콜금리 → won/\$



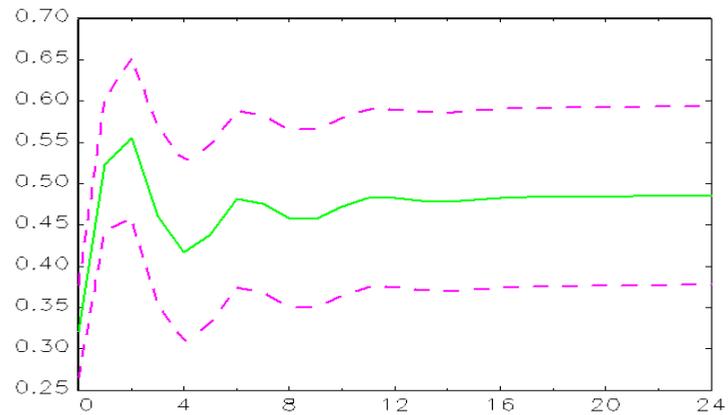
<그림 2> 연방자금금리 → won/\$



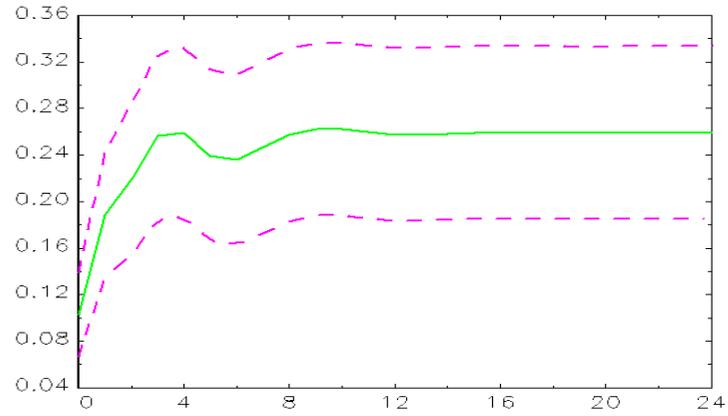
<그림 3> won/\$ → 소비자물가



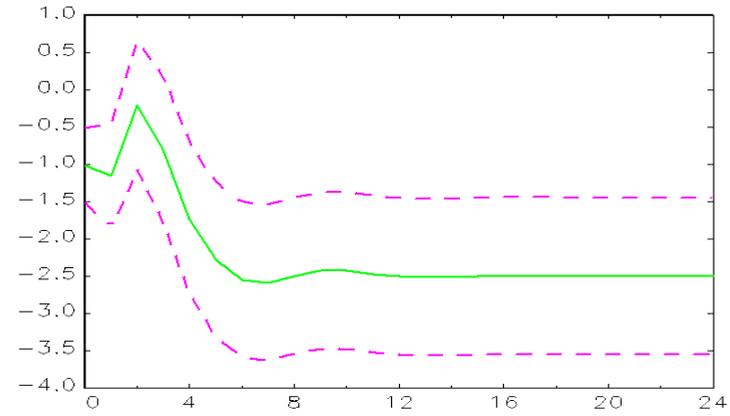
<그림 4> 미국 소비자물가 → 소비자물가



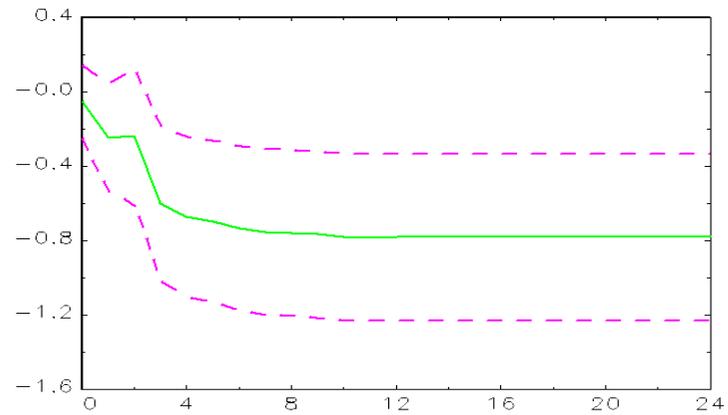
<그림 5> 콜금리 → 소비자물가



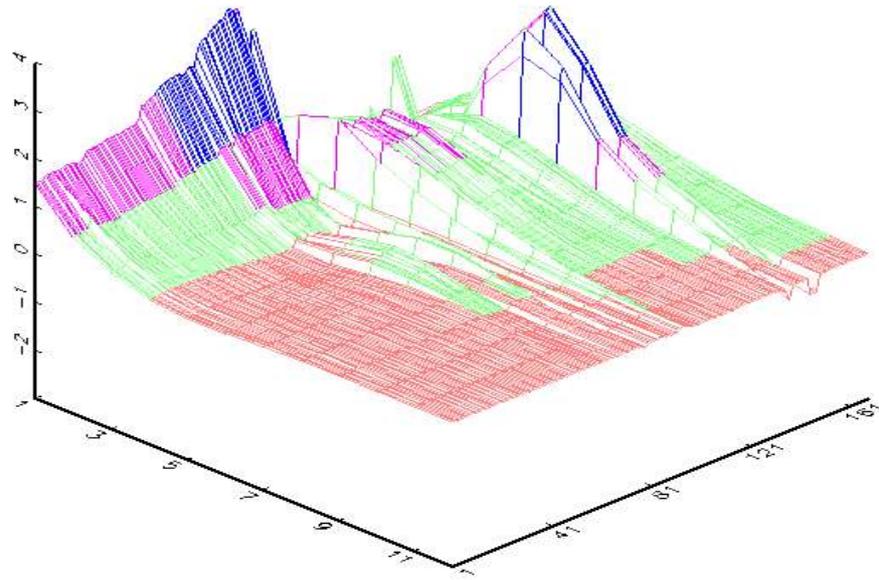
<그림 6> 콜금리 → KOSPI



<그림 7> 콜금리 → 산업생산



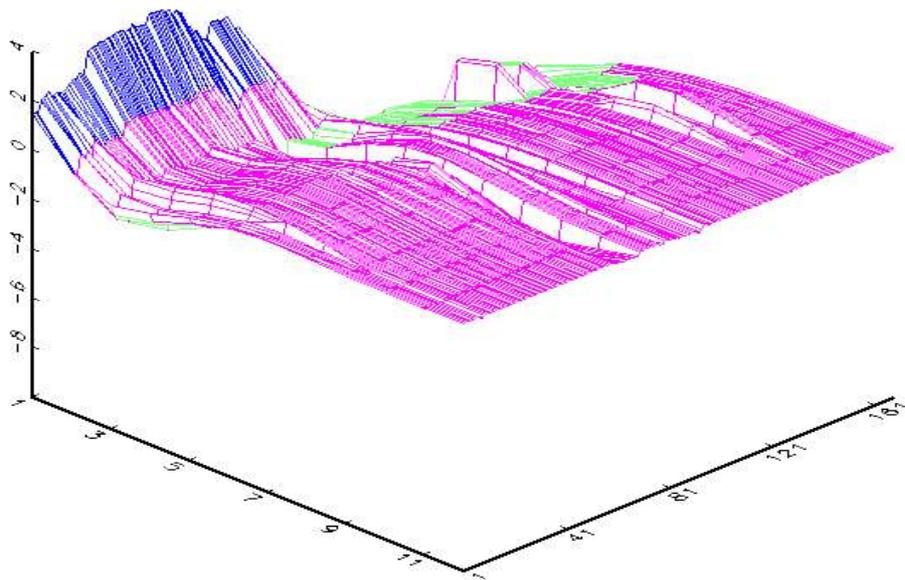
<그림 8> 콜금리 → won/\$



충격반응기간

추정기간(10년씩 169회 이동회귀)

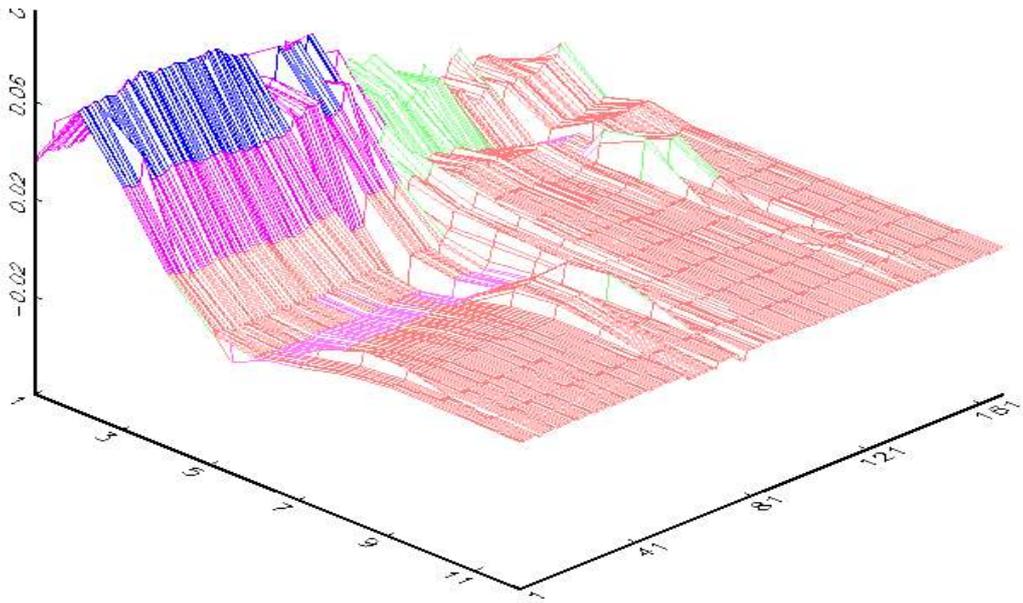
<그림 9> 연방자금금리 → won/\$



충격반응기간

추정기간(10년씩 169회 이동회귀)

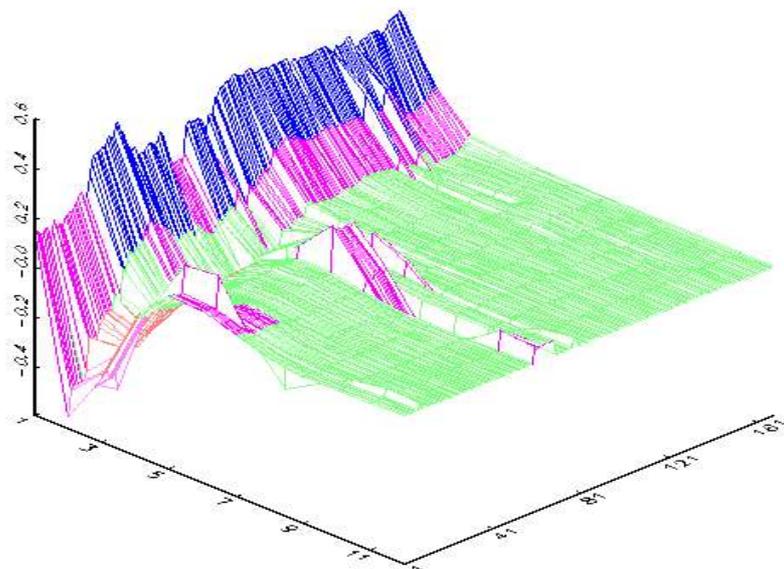
<그림 10> won/\$ → 소비자물가



충격반응기간

추정기간(10년씩 169회 이동회귀)

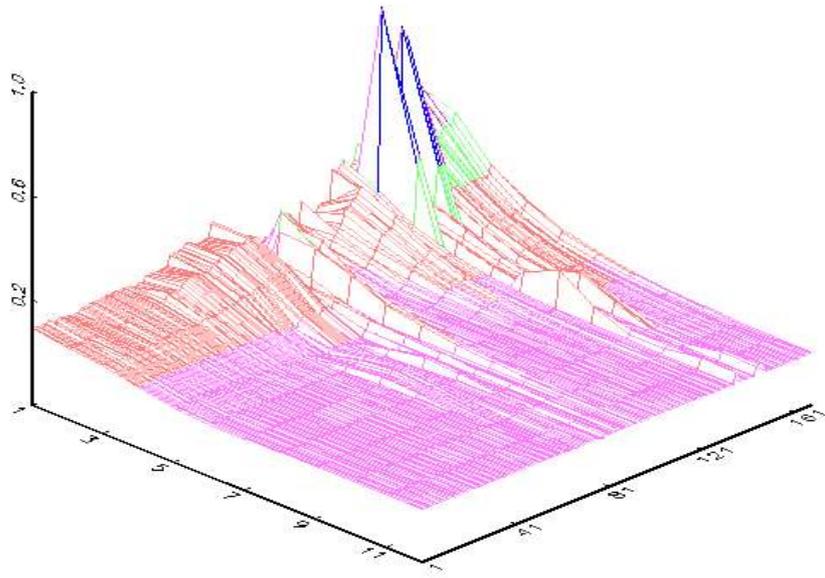
<그림 11> 미국 소비자물가 → 소비자물가



충격반응기간

추정기간(10년씩 169회 이동회귀)

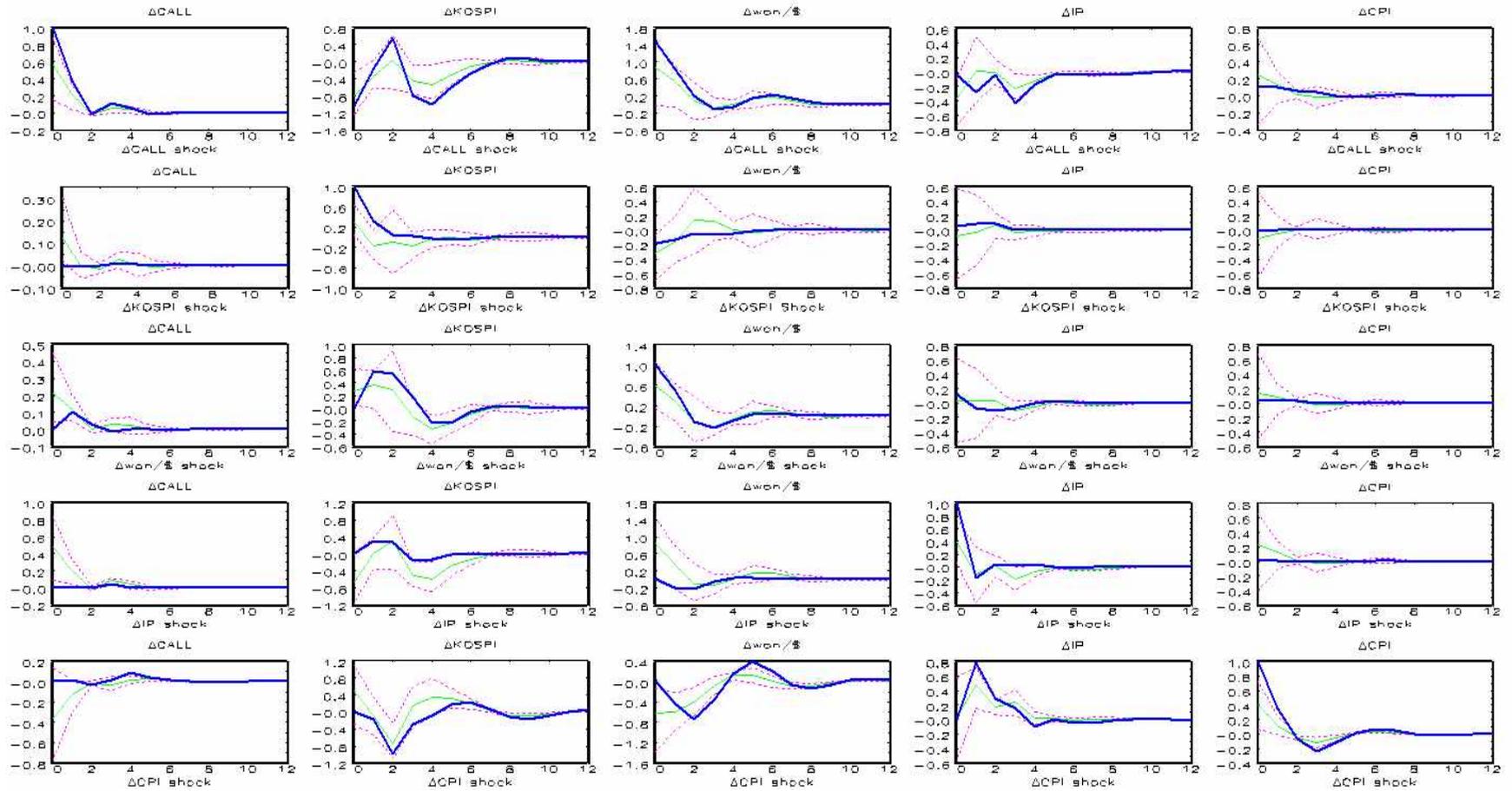
<그림 12> 콜금리 → 소비자물가



충격반응기간

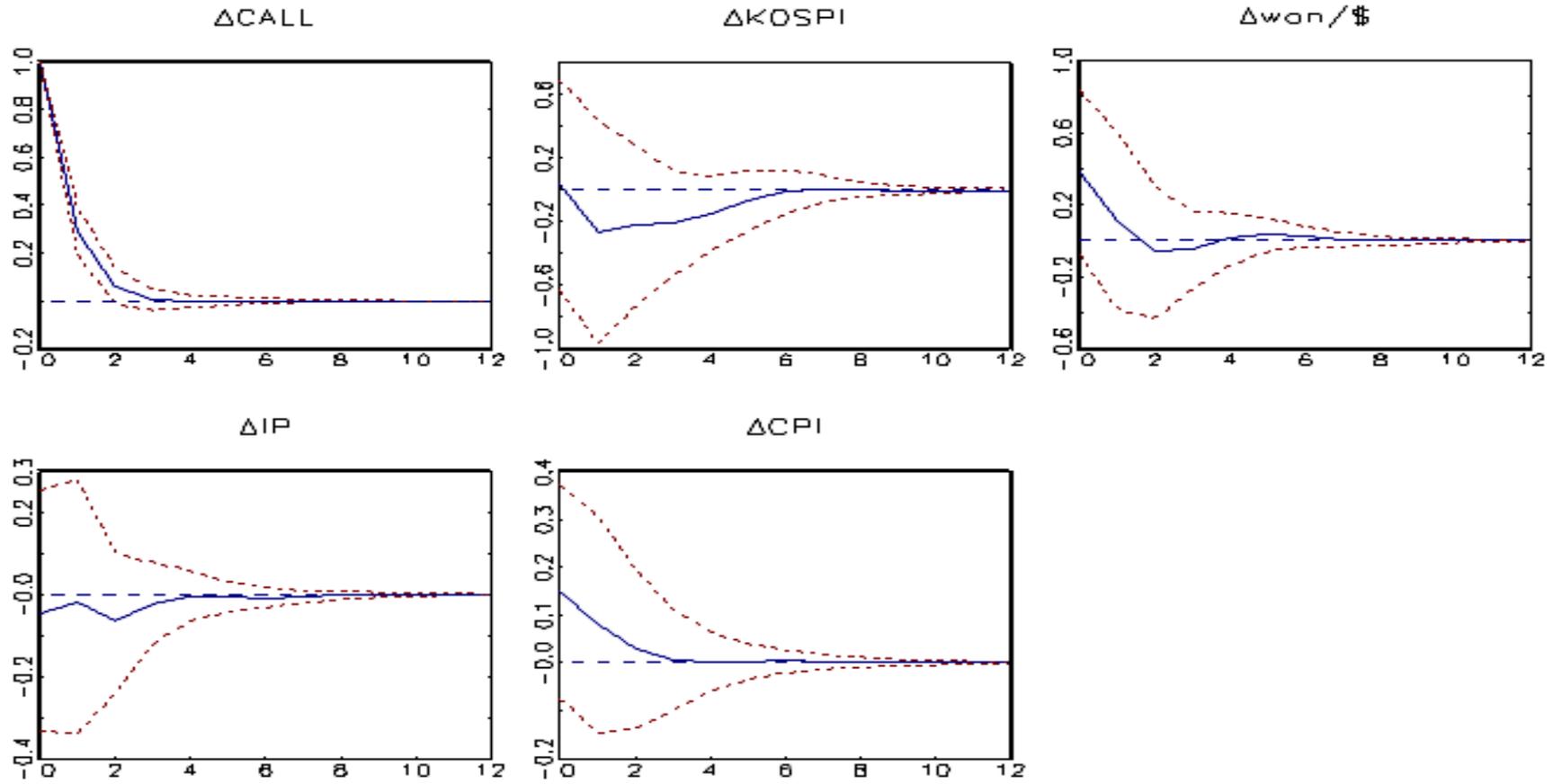
추정기간(10년씩 169회 이동회귀)

<그림 13> 부호제약을 이용한 5변수 충격반응함수



주) ————— : 콜레스키, ————— : 중위수, : 10번째 & 90번째 백분위수

<그림 14> 콜금리 1%p 충격에 대한 각 변수의 반응(베이저언 VAR의 경우)



주) — : 시뮬레이션 평균, - - - : 10번째 & 90번째 백분위수