

미국 경제정책 불확실성이 국내 경제변수에 미치는 영향*

김 남 현**

논문 초록 본 연구에서는 미국 경제정책 불확실성(Economic Policy Uncertainty, EPU)이 한국의 경제에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 분석을 위해 소규모 개방경제인 국내 경제의 특성을 반영하기 위해 블록 외생성을 가정한 VAR 모형을 사용하였으며, 국내외 주가, 환율, 금리로 이루어진 금융시장과 국내외 산업생산지수, 소비자물가지수, 단기금리로 이루어진 실물시장의 두 측면으로 나누어 분석하였다. 실증분석 결과, EPU의 충격은 국내외 주가와 금리, 엔/달러 환율을 하락시키는 반면 원/달러 환율을 상승시키는 것으로 나타났다. 또한 세분화된 EPU를 사용하는 경우 다른 불확실성보다 통화정책 불확실성에 대한 국내 금융시장의 반응이 가장 크게 나타났다. 실물시장의 경우 EPU의 충격은 국내외 산업생산 갭과 단기금리를 하락시키며, 산업생산 갭은 3개월 후부터 천천히 회복되는 반응을 보이고 있었다. 외환위기 이후의 산업생산 갭의 반응은 전체기간에 비해 더 작고 빠르게 하락하며 회복하는 속도도 더 빠른 것으로 나타났다.

핵심 주제어: EPU, 블록 외생성 VAR, 부호제약

경제학문헌목록 주제분류: E4, F3, G1

투고 일자: 2018. 4. 6. 심사 및 수정 일자: 2018. 7. 13. 게재 확정 일자: 2018. 9. 5.

* 본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사를 드립니다.

** 예금보험공사 부연구위원, e-mail: kimnh0335@gmail.com

I. 서론

필라델피아 연준의 의장인 Patric Harker는 2017년 1월, 불확실성이 금융시장, 거시변수를 포함한 경제에 어떻게 영향을 미칠 수 있는지에 대해 언급하였다.

“My biggest concern is concern. The biggest risk we face is uncertainty. If you ask every business leader, their biggest concern is: ‘Whatever changes occur, just do them gradually. Let us adapt.’ They have been in a world of change for a long time. That’s not going to go away; we can’t take away change.... Their biggest concern is if something hits them, and they simply can’t or don’t have the time and the resources to adjust.... Moreover, uncertainty regarding fiscal and other economic policies had increased.”

The U.S. Economy in 2017: Why Uncertainty Is the ‘Biggest Risk’
“Behind the Markets” show on Wharton Business Radio, Jan 6, 2017

불확실성(Uncertainty)은 위험(Risk)과 유사하게 해석될 수 있다. 이에 대해 Knight(1921)는 어떤 사건이 발생할 가능성을 예측할 능력이 없는 경우를 불확실성으로, 어떤 사건이 발생할 확률분포를 알고 있는 경우를 위험으로 정의하고 있다. 즉, 불확실성은 미래에 대한 정보가 불확실한 경우를 말하며 위험은 자산의 손실가능성을 알고 있는 경우라 할 수 있다. 이러한 정의에도 불구하고, 불확실성과 위험은 여전히 공통점이 많고 경제에 미치는 영향 또한 유사하게 나타날 수 있는데 이에 대해 Bloom(2014)은 불확실성을 단순히 미래에 대한 정보의 부재로 정의하고 있다.

Bloom(2014)에서는 불확실성이 거시경제에 영향을 미칠 수 있는 네 가지 메커니즘에 대해 설명하고 있다. 첫 번째로는 기업이 새로운 사업을 시작하거나 구상하려 할 때 고정비용이 생기며 이 경우 불확실성이 기업의 의사결정에 영향을 미칠 수 있다는 점이다. 즉, 기업의 잠재적인 계획은 불확실성이 사라질 때까지 미뤄질 수 있으나 의사결정을 미루는 것 또한 비용이 발생할 수 있으므로 불확실성이 완전히 해소되기 전까지는 기업에 부담으로 작용될 수 있다. 이는 기업의 생산성을 낮추는 결과로 연결된다(Real Options: Bernanke, 1983; Dixit and Pindyck, 1994). 두 번째로 위험 회피적인 기업들은 불확실성에 직면했을 때, 기업의 성장에 부정적인 영

향으로 이어질 수 있는 선택을 하게 된다. 특히, 기업 외부 요인의 영향을 많이 받는 금융산업은 다른 산업보다 더 큰 영향을 받는다(Risk aversion: Gilchrist et al., 2014). 세 번째로 불확실성이 높을 때, 몇몇 기존 사업과 새로운 사업의 교체가 용이한 기업들은 성장의 기회를 얻기도 한다. Kraft et al. (2013)에 따르면 인적자원이나 연구개발 수준이 높은 기업들의 자산가격이 그 근거이다(Growth option). 네 번째로 기업의 유연성을 고려한다면, 불확실성이 사업의 생산성의 규모를 변화시킴으로써 기업의 성장률을 높일 수도 있다(Oi-Hartman-Abel effects: Oi, 1961; Hartman, 1972; Abel, 1983). 이 외에 Nimark (2014)은 불확실성을 증가시킬 수 있는 요소로 ‘man-bite-dog signal’에 대해 언급하고 있다. ‘man-bite-dog signal’이 발생하는 경우 경제주체는 이러한 정보를 미래의 불확실성에 대한 조건부 기댓값으로 반영하고 정보가 사라질 때까지 불확실성은 유지된다. 이는 Bloom (2014)과 Bloom et al. (2012)이 언급한 바와 같이 불확실성이 증가할 때 기업은 투자를 관망(Wait and See)하며 생산이 감소한다는 점과 일치한다. 한편, 금융시장에서의 높은 불확실성은 기업 및 개인의 투자를 지연시킴에 따라 경기가 위축될 가능성이 있다. 이 경우 불확실성은 주식수익률이나 환율, 금리와 같은 금융변수에도 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

최근 자본시장 개방, 글로벌 금융위기 등의 사건을 겪으면서 국가 간의 연계성은 점점 높아지고 있으며, 한 국가의 불확실성이 타 국가로 전이될 가능성도 존재한다. 금융시장에서의 높은 불확실성은 투자자의 투자심리를 억제하고 기업의 수익률을 낮출 수 있으며 채권금리를 하락시킬 수 있다. 또한 금융시장간 관계가 밀접해지면서 환율의 변동도 증가할 수 있다. 산업생산지수, 물가상승률, 고용, 투자, 단기금리 등과 같은 거시변수의 경우, 높은 불확실성으로 부정적인 영향을 받을 가능성이 크다(Bloom, 2014; Alexopolous and Cohen, 2009). 한편, 불확실성은 추상적인 의미를 가지고 있으며 최근에는 이를 측도하기 위한 많은 연구가 진행되고 있다. 본 연구에서는 Baker, Bloom, and Davis (2016)가 소개하고 있는 불확실성을 사용하는데, Baker, Bloom, and Davis (2016)는 이를 경제정책 불확실성(EPU: Economic Policy Uncertainty)으로 정의하고 있다. EPU는 Baker et al. (2013)에서 최초로 소개되었으며 Baker, Bloom, and Davis (2016)가 뉴스기사의 정보를 추가하여 EPU를 발전시켰다. 또한 뉴스기사의 정보를 이용하여 불확실성을 측도하였기 때문에 이들은 EPU를 ‘US News Based Policy Uncertainty Index’로 정의하고

있다. 이러한 EPU는 1985년부터 미국의 주요 10개 경제뉴스잡지로부터 ‘economic’, ‘congress’, ‘Uncertainty’, ‘Federal Reserve’ 등의 키워드를 이용하여 측정된다.¹⁾

이와 같이 본 연구에서는 미국의 경제정책에 대한 불확실성, EPU를 사용하여 미국 EPU가 미국 경제변수의 변화를 통해 한국의 금융변수와 거시변수에 미치는 영향을 분석한다. 분석을 위해 소규모 개방경제인 한국의 특성을 고려하여 미국의 경제변수를 외생적으로 간주한 블록 외생성 VAR 모형을 이용한다. 또한 충격반응을 분석할 때 출레스키 분해의 가정을 완화하기 위해 이론적 또는 기존의 실증적 분석 결과에 기반한 부호제약조건을 사용하고, 그 결과를 출레스키 분해를 이용한 경우와 비교해본다. 분석기간은 거시변수의 경우 1990년 3월부터 2016년 12월까지로 하며 금융변수는 자본시장이 완전개방된 2000년 1월부터 2016년 12월까지로 한다. 분석결과를 요약해보면, EPU의 상승충격에 국내외 주가, 금리 및 엔/달러 환율은 하락하는 반면 원/달러 환율은 상승한다. 기존의 EPU 외에 통화정책, 재정정책, 금융규제, 위기 등과 같은 불확실성 지수들을 이용하는 경우에는 통화정책 EPU가 국내 금융변수에 가장 큰 영향을 미치고 있다. EPU의 상승충격은 국내외 산업생산 갭과 단기금리를 하락시키며, 산업생산 갭이 3개월 후부터 천천히 회복되는 반응을 보이는 반면, 물가상승률은 장기적으로 유의적인 반응이 나타나지 않았다. 아시아 외환위기 이후기간의 경우, 산업생산 갭의 반응은 전체기간에 비해 더 작고 빠르게 하락하며 회복하는 속도도 더 빠른 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 기존연구들에 대해 논의한다. 제Ⅲ장에서는 블록 외생성 VAR 모형과 부호제약조건에 대해 서술하며, 제Ⅳ장에서는 금융변수와 거시변수에 대한 EPU의 영향에 대해 논한다. 제Ⅴ장에서는 본 연구 내용을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 기존연구

금융시장 변수와 EPU를 이용한 기존의 연구들은 주로 불확실성과 주가 또는 환율간의 관계를 분석하고 있다. Kido(2016)는 DCC-GARCH 모형을 통해 미국

1) 자세한 EPU의 측정과정은 Baker, Bloom, and Davis(2016)를 참조.

EPU의 충격이 환율에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 분석결과, 미국의 EPU와 고수익 통화의 수익률과의 상관관계는 음(-)의 관계를 나타내지만 엔/달러 환율과는 양(+)의 관계를 보이고 있었다. Christou et al. (2017)은 미국의 EPU와 호주, 캐나다, 중국, 일본, 한국, 미국의 6개 국가 주가수익률을 패널 VAR 모형으로 분석하여 미국의 EPU의 충격이 주식시장에 부정적인 영향을 미치고 있음을 밝혔다. Krol (2014)은 신흥국들을 대상으로 EPU가 환율변동성에 미치는 영향을 분석하였으며 EPU가 증가할수록 경제상황이 악화된다고 주장했다. Ajmi et al. (2014)는 미국의 EPU와 EMU(Equity Market Uncertainty)의 관계에 대해 연구했다. EPU와 거시변수에 대한 연구인 Baker et al. (2013)에서는 미국에서 EPU의 증가가 경기침체로 이어지고 있음을 보였다. 앞에서 언급한 것처럼 EPU의 증가는 산업생산, 물가상승률, 고용, 투자, 단기금리 등의 변수에 부정적인 영향을 미치고 있으며 Samaniego and Sun (2016)은 이들과 불확실성의 메커니즘에 대해 언급하고 있다. 또한 Bloom (2014)은 불확실성이 거시변수에 영향을 미치는 메커니즘을 기업 경영자의 의사결정을 중심으로 설명하고 있으며 이들은 불확실성이 발생할 때 적절한 정보를 얻을 때까지 관망하는 경향이 있다고 이야기하고 있다. Caggiano, Castelnuovo, and Groshenny (2014)와 Alexopolous and Cohen (2009)은 불확실성의 증가가 경기침체로 이어질 가능성이 존재하며 EPU가 정책금리, 물가에 미치는 영향은 다른 기간보다 경기침체시 더욱 상승한다고 주장하였다. 최근에는 Basu and Bundick (2017)이 기존의 불확실성의 전과경로 외에 마크업 경로를 소개하고 있으며 이 경로를 통해 불확실성이 어떤 과정으로 생산, 소비, 투자, 근로시간을 하락시키고 있는지를 분석하였다. 국내 EPU에 대한 연구로 김남현·이근영 (2018)은 국내 EPU가 국내 금융시장에 부정적인 영향을 미치며 선행지수 순환변동치를 하락시키고 실업률을 상승시킴을 밝혔다. EPU와 유사한 지표를 사용한 연구로 김남현·이근영 (2017)은 구글 트렌드를 이용하여 해외의 경기침체에 대한 우려가 국내 금융시장에 미치는 영향을 분석하였다.²⁾

2) 김남현·이근영 (2017)에서는 글로벌 경기침체에 대한 우려로 구글 트렌드인 SVI(Search Volume Index)를 사용하여 SVI가 국내 금융시장에 미치는 영향을 분석하고 있다. 이전의 연구와 본 연구의 차이점에 대해서는 먼저 측정된 불확실성의 정의를 들 수 있다. SVI는 구글에서 개인이 검색한 기록을 지수화한 자료로 해당 키워드에 대한 관심(attention)을 의미하지만 EPU는 경제정책과 관련된 뉴스 기사를 이용하기 때문에 경제정책에 대한 정보(information)를 의미한다는 점에서 차이가 있다. 또한 본 연구는 김남현·이근영 (2017)과는 다른 경제정

본 연구에서는 소규모 개방경제인 한국의 특성을 고려하여 미국의 EPU의 변화가 미국경제의 변화를 통해 국내 경제에까지 어떻게 영향을 미치는지를 분석해보고자 한다.

Ⅲ. 추정모형

1. 블록 외생성 VAR 모형

본 연구는 Lastrapes (2005, 2006)의 7변수 블록 외생성 VAR 모형을 고려한다. 먼저 식 (1)은 구조형 및 축약형 VAR(p) 모형을 나타낸다.

$$A_0 Y_t = c + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t, \quad u_t \sim N(0, D) \quad (1)$$

$$Y_t = d + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$$

$$(d = A_0^{-1}c, \quad \beta_i = A_0^{-1}B_i, \quad \varepsilon_t = A_0^{-1}u_t)$$

여기서 Y_t 는 EPU, FFR, 다우존스 지수, 엔/달러 환율, 콜금리, KOSPI, 원/달러 환율의 7개의 금융변수 또는 EPU, 국내외 산업생산 값, 물가상승률, FFR, MMR의 7개의 거시변수로 이루어진 7×1 벡터이다. 구조형 및 축약형 공분산 행렬 D 와 Ω 는 7×7의 대칭행렬이다. u_t 와 ε_t 는 각각 구조형 및 축약형 모형으로부터의 7×1의 오차항 벡터를 나타낸다. 이 때, u_t 는 계열상관관계를 가지지 않는다. 여기서는 소규모 개방경제인 한국의 경우를 고려하기 위해 국내변수가 해외변수에 영향을 주지 않는 다음과 같은 블록 외생성 VAR(p) 모형이 사용된다.

$$\begin{pmatrix} Y_{F,t} \\ Y_{D,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_F \\ d_D \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{pmatrix} \beta_{FF}^i & 0 \\ \beta_{DF}^i & \beta_{DD}^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{F,t-i} \\ Y_{D,t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{F,t} \\ \varepsilon_{D,t} \end{pmatrix} \quad (2)$$

책과 관련된 불확실성 변수를 사용하고 있으며 금융시장에 대한 분석에서 나아가 뉴케인지안 소규모 개방경제를 상정한 경우의 VAR 모형을 통해 미국의 EPU가 국내 실물시장에 미치는 영향을 분석하고 있다.

소규모 개방경제의 가정은 $\beta_{FD}^i = 0$ 으로 표현된다. 식 (2)에서 $Y_{F,t}$ 는 4×1 의 외생변수 벡터이며 $Y_{D,t}$ 는 3×1 의 국내변수 벡터를 나타낸다. 식 (2)는 식 (3)과 같이 2개의 식으로 분해될 수 있다(Hamilton, 1994).

$$\begin{aligned}
 Y_{F,t} &= d_F + \sum_{i=1}^p \beta_{FF}^i Y_{F,t-i} + \varepsilon_{F,t} \\
 Y_{D,t} &= d_D^* + \sum_{i=0}^p \Phi^i Y_{F,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{DD}^i Y_{D,t-i} + v_{F,t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

$$\begin{cases}
 \Phi_0 = \Omega_{DF} \Omega_{FF}^{-1} \\
 \Phi_i = \beta_{DF}^i - \Phi_0 \beta_{FF}^i \\
 E(v_t v_t') = \Omega_{DD} - \Omega_{DF} \Omega_{FF}^{-1} \Omega_{DF}' = V \\
 d_D^* = d_D - \Phi_0 d_F
 \end{cases} \quad i = 1, \dots, p$$

블록 외생성 VAR 모형의 추정은 우선 식 (3)을 OLS 추정한 후 식 (3) 아래의 4가지 조건을 이용하여 식 (2)의 추정계수인 β 와 Ω 를 복원하는 과정으로 진행된다. 충격반응함수는 복원된 파라미터들인 β 와 Ω 로 계산할 수 있다.

2. 부호제약조건

최근 금융시장이 더욱 글로벌화됨에 따라 각국 금융시장 간의 인과관계와 상관관계가 빠르게 증가하고 있다. 또한 금융변수 뿐만 아니라 거시경제변수들의 경우에도 국가간 동조화의 정도가 높아지고 있다. 한 예로 한국의 경우 아시아 외환위기(1997~1998년)와 글로벌 금융위기(2008~2009년)를 겪으면서 미국의 산업생산지수와의 동조화 수준이 높아져왔다(이근영·김남현, 2013). 또한 미국의 정책금리인 FFR의 인상은 한국의 콜금리 인상 압박으로 작용한다.

한편, 국내변수인 산업생산 값과 물가상승률, 단기금리 간에는 동시기적 인과관계가 단순하거나 일방적이지 않기 때문에 출레스키 분해를 사용하는 경우 추정결과가 왜곡될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 블록 외생성 가정하에서 출레스키 분해를 통해 얻은 충격반응함수 결과와 이론적 또는 실증적 근거에 기반한 부호제약 조건을 이용한 충격반응함수결과를 비교해본다. 이를 위해 축약형 VAR 모형의 공분

산 행렬 Ω 는 식 (4)와 같이 분해될 수 있다.

$$\Omega = A_0^{-1}DA_0^{-1'} = A_0^{-1}D^{\frac{1}{2}}D^{\frac{1}{2}}A_0^{-1'} = PP', \quad P = A_0^{-1}D^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

ξ_t 를 표준편차 $D^{-1/2}$ 과 구조형 오차항 u_t 의 곱으로 가정하면 ξ_t 는 축약형 오차항 ε_t 과 P 로 표현할 수 있으며 이는 식 (5)와 같다.

$$\xi_t = D^{-\frac{1}{2}}u_t = D^{-\frac{1}{2}}A_0\varepsilon_t = P^{-1}\varepsilon_t \quad (5)$$

식 (5)에서 ξ_t 의 공분산 행렬, $cov(\xi_t\xi_t') = cov(P^{-1}\varepsilon_t\varepsilon_t'P^{-1'}) = I$ 는 항등행렬이다. 또한 행렬 Q 는 $Q'Q = QQ' = I$ 의 성질을 가지고 있는 항등행렬이며 이를 이용하면 식 (6)과 같은 구조적 충격으로 전환될 수 있다.

$$\varepsilon_t = P\xi_t = PQ'Q\xi_t = P^*\xi_t^* \quad (6)$$

식 (6)에서 ξ_t^* 의 공분산행렬 $cov(\xi_t^*\xi_t^{*'})$ 도 $Q'Q = QQ' = I$ 의 특징을 가진 항등행렬이며 ξ_t 와 ξ_t^* 는 동일한 공분산행렬을 가지지만 축약형 오차항 ε_t 와 Y_t 에 미치는 영향은 다르다. 또한 구조형 충격 ξ_t^* 와 Q 를 이용하면 일방적인 인과관계를 갖지 않는 동시기의 충격반응을 얻을 수 있다. 즉, $Q'Q = QQ' = I$ 의 특징을 가진 직교행렬 Q 를 구하는 과정이 가장 중요한 방법이다. 이에 대해서 기존의 연구들은 Givens 행렬이나 Householder 변환을 이용하는 방법이 제시되고 있는데, Fry and Pagan (2011)에 따르면 관측치 수가 많을수록 Householder 변환이 더 우수하다고 언급하고 있다. 따라서 본 연구에서도 Householder 변환을 이용하기로 한다. 우선 $N(0, I_n)$ 으로부터 모든 열이 선형독립인 $n \times n$ 행렬 T 를 추출한 후 QR 분해를 통해 $T = QR$ 로 분해한다. 이 때 Q 는 직교행렬, R 은 상삼각행렬이며 여기서 얻은 직교행렬 Q 을 이용하여 구조형 충격 ξ_t^* 을 추출한다. 이 과정을 통해 구조형 충격에 대한 동시기의 충격반응함수가 이론 또는 실증적인 근거에 기반한 부호제약의 가정에 부합하는 경우만을 채택하는 방법을 500회 반복하여 10, 90 백분위수와 중

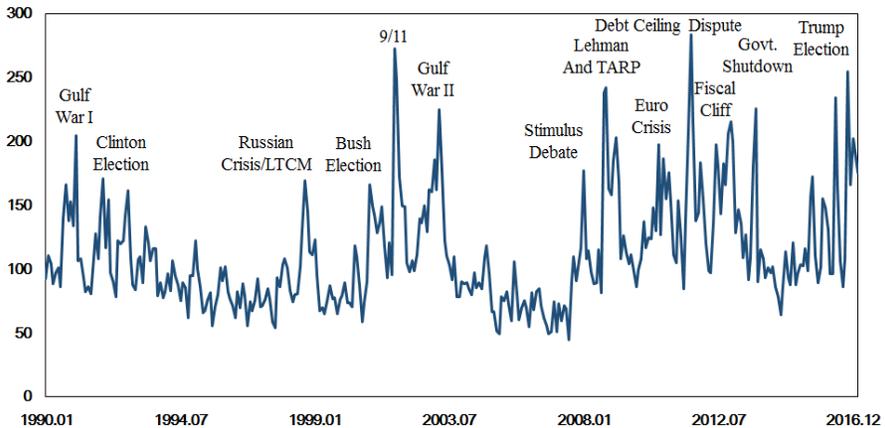
양값을 출레스키 분해를 이용한 충격반응함수와 비교한다.

IV. 추정결과

1. 미국 EPU의 정의와 분석자료

본 연구에서는 미국의 EPU가 국내의 금융시장 및 실물시장에 미치는 영향을 각각 분석한다. 우선 금융시장 변수로 자본시장이 완전 개방된 외환위기 이후인 2000년 1월부터 2016년 12월까지의 월별 주가지수(다우존스 지수, KOSPI), 환율(엔/달러 환율, 원/달러 환율), 금리(Effective FFR, 콜금리 1일물)를 사용한다. 거시변수는 1990년 3월부터 2016년 12월까지 월별자료이며, HP필터로 트렌드를 제거한 미국과 한국의 산업생산 값, 인플레이션(소비자물가지수), Effective FFR, MMR(Money Market Rate)를 사용한다. 각 변수는 한국은행, St. Louis Fed와 IFS로부터 얻었다.

〈Figure 1〉 U.S. Economic Policy Uncertainty(EPU)



Source: Baker, Bloom and Davis(2016).

〈Figure 1〉은 미국의 EPU의 추이를 보여주는데 선거, 전쟁, 테러, 위기 등의 사건에 크게 상승하고 있다. 이러한 요인들은 국내의 경제변수들에도 영향을 미치고 있으며, 특히, 이미 잘 알려져 있듯이 글로벌 금융위기와 유럽재정위기는 국내외

주가와 금리를 하락시키고 환율을 상승시켜왔다. 또한 최근 미국의 트럼프 대선은 EPU를 크게 상승시킨다. 이들 사건들은 미국 경제의 변화를 통해 국내 경제에도 영향을 미칠 수 있으며 이를 확인하기 위해 본 연구에서는 미국의 EPU가 국내 경제변수에 미치는 영향에 대해 살펴본다.

2. 금융시장

(1) 자료의 특성

금융변수에 대한 추정에 앞서 단위근 검정과 공적분 검정을 실시한다. <Table 1>은 시차가 1인 경우의 단위근 검정결과를 보여주는데 EPU를 제외한 금융변수는 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 채택하고 있으며 차분변수의 경우 모두 단위근을 가지지 않는다. 이 때, 시차는 SIC 기준으로 선정되었다. 추정에 사용되는 차분변수들의 수준변수가 단위근을 가질 경우 이들 변수들간 공적분 관계가 존재할 수 있다. 이에 따라 <Table 2>는 미국의 경제변수가 외생변수로 고려되는 경우 국내의 3변수(콜금리, KOSPI, 원/달러 환율)에 대한 Johansen 공적분 검정 결과를 보여준다. 검정결과 이들 변수들은 공적분 관계를 가지고 있지 않는 것으로 나타났다.³⁾

<Table 1> Unit Root Test for Financial Variables(lag 1)

Variables \ Test	ADF		PP	
	Constant	Trend	Constant	Trend
EPU	-4.933**	-5.098**	-5.557**	-5.766**
FFR	-2.386	-2.113	-1.728	-1.020
Dow Jones Index	-0.336	-1.941	-0.237	-2.089
Yen/\$	-1.506	-1.416	-1.300	-1.265
Call Rate	-1.872	-3.136	-0.673	-1.768
KOSPI	-1.100	-2.918	-0.811	-2.558
Won/\$	-2.665 ⁺	-2.684	-2.074	-2.081

Note: ⁺ and ** denote significant at 10% and 1% level, respectively.

3) EPU의 경우 수준변수에서도 단위근을 가지지 않지만 다른 변수와 단위를 통일하기 위해 차분변수를 사용한 결과를 살펴본다. 하지만 수준변수를 사용하는 경우에도 결과에는 큰 차이가 없다.

〈Table 2〉 Johansen's Cointegration Test(lag 1)

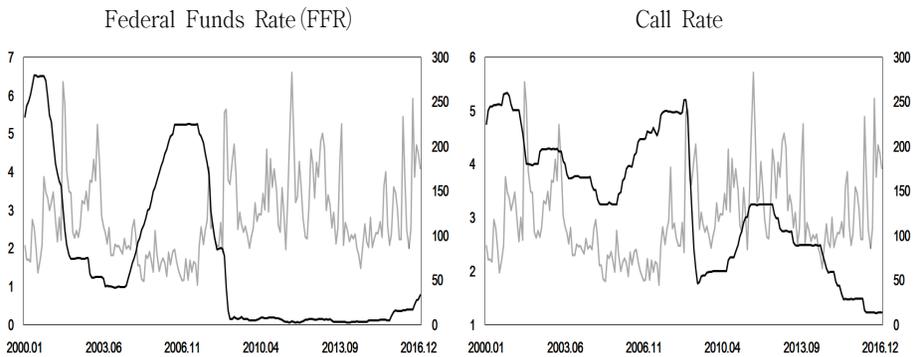
H_0	Model	Trace	95% Critical value	λ_{max}	95% Critical value
$r = 0$	Constant	22.550	29.797	15.485	21.132
	Constant/Trend	39.972	42.915	19.004	25.823

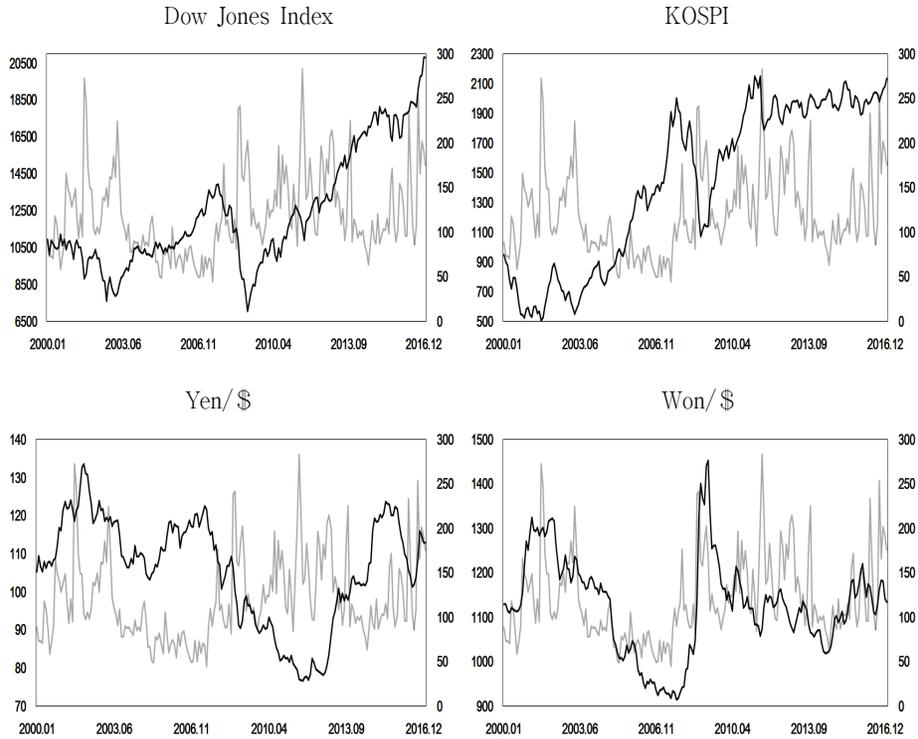
Note: EPU, FFR, Dow Jones Index and Yen/\$ are considered as exogenous variables.

〈Figure 2〉는 미국의 EPU와 금융변수들의 추이를 보여준다. 먼저 다우존스 지수와 KOSPI는 EPU와 반대로 움직이는 모습을 보여주고 있는 반면, 원/달러 환율은 같은 방향으로 움직이고 있다. 엔/달러 환율은 글로벌 금융위기 이전에는 EPU와 같은 방향으로 움직이고 있지만 이후에는 반대의 움직임을 보인다. 이는 상대적인 안전자산으로 선호되는 엔/달러 환율이 아베노믹스 이후 상승하다가 일본이 미국의 환율관찰대상국으로 선정되는 등의 이유로 다시 하락하기 때문으로 볼 수 있다. 금리의 경우 글로벌 금융위기 이후 꾸준히 하락하고 있다.

분석에 앞서 〈Table 3〉은 국내외 금융변수와 EPU간의 교차상관관계를 보여준다. 먼저 금리들은 EPU와 통계적으로 유의적이지 않다. 반면 주가와 환율은 t기에 EPU와 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 이들의 상관관계는 대체로 음(-)의 관계를 보이고 있는 반면, 원/달러 환율은 양(+)의 관계를 나타내고 있다. EPU의 과거항들과 금융변수들은 통계적으로 유의적이지 않기 때문에 EPU가 금융변수들에 빠르게 영향을 미치고 있음을 예상할 수 있다.

〈Figure 2〉 U.S. EPU and Financial Variables





Note: Grey and blank lines represent U. S. EPU and financial variables, respectively.

〈Table 3〉 Correlation Coefficient

	EPU_{t-4}	EPU_{t-3}	EPU_{t-2}	EPU_{t-1}	EPU_t
FFR_t	-0.044	-0.113	-0.127 ⁺	-0.089	0.002
$Dowj_t$	-0.026	0.030	0.074	-0.061	-0.266 ^{**}
$Yen/\$ _t$	-0.011	0.023	-0.022	0.027	-0.143 [*]
$Call_t$	-0.103	-0.059	-0.081	-0.051	0.022
$KOSPI_t$	0.052	0.080	0.009	-0.069	-0.298 ^{**}
$Won/\$ _t$	0.008	-0.029	0.032	0.150 [*]	0.188 ^{**}

Notes: (1) ⁺, ^{*} and ^{**} denote significant at 10%, 5% and 1% level, respectively.

(2) There are no significant correlations between EPU_{t+i} and financial variables.

(2) 7변수 VAR 모형과 부호제약

〈Table 4〉는 식 (2)에서 추정된 추정계수들을 보여주고 있다. 이 때 2008년 9월부터 2009년 6월까지의 글로벌 금융위기 더미변수가 외생변수로 고려되었으며 시

차는 SIC 기준으로 1로 나타나 VAR(1) 모형을 추정한다. <Table 5>는 <Table 4>의 추정계수와 공분산 행렬을 이용하여 도출한 EPU의 1%p 상승충격에 대한 누적 충격반응을 보여준다. 표준오차는 500회의 부스트랩을 이용하여 계산하였다. 먼저 EPU의 1%p 상승충격에 대한 24개월 후 미국 금융변수의 반응을 살펴보면 FFR과 다우존스 지수, 엔/달러 환율은 각각 0.375bp, 0.068%p, 0.020%p 하락하며 1%, 1%, 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 또한 EPU의 1%p 상승충격은 24개월 후의 콜금리와 KOSPI를 각각 0.206bp, 0.050%p 하락시키며 원/달러 환율은 0.033%p 상승시킨다. 이들의 반응은 각각 1%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 공통적으로 국내외 금융변수의 반응은 금융시장 침체기의 경우와 유사하며 미국의 EPU에 국내 금융변수가 부정적인 영향을 받음을 알 수 있다.

<Table 4> Estimation Results of VAR (1) model

	EPU_t	FFR_t	$Dowj_t$	$Yen/\$ _t$	$Call_t$	$KOSPI_t$	$Won/\$ _t$
Constant	0.647	-0.594	0.469	0.040	-0.012	0.168	-0.045
EPU_{t-1}	-0.249	-0.067	-0.011	0.002	-0.005	0.020	0.003
FFR_{t-1}	0.179	0.712	0.020	0.006	0.104	0.011	-0.015
$Dowj_{t-1}$	-1.243	0.109	-0.015	0.016	-0.063	0.542	-0.129
$Yen/\$ _{t-1}$	-0.405	-0.164	0.117	0.206	0.519	0.094	0.048
$Call_{t-1}$	-	-	-	-	0.487	-0.079	0.027
$KOSPI_{t-1}$	-	-	-	-	0.079	0.253	-0.009
$Won/\$ _{t-1}$	-	-	-	-	-1.152	0.425	0.231

<Table 5> Cumulative Impulse Responses to EPU's 1%p Positive Shock

Period	FFR	Dowj	Yen/\$	Call	KOSPI	Won/\$
0	-0.049 (0.041)	-0.050 (0.011)**	-0.014 (0.006)*	-0.014 (0.032)	-0.041 (0.014)**	0.015 (0.006)**
3	-0.264 (0.088)**	-0.065 (0.016)**	-0.019 (0.009)*	-0.138 (0.062)*	-0.056 (0.025)*	0.033 (0.011)**
6	-0.336 (0.091)**	-0.067 (0.016)**	-0.020 (0.009)*	-0.186 (0.064)**	-0.052 (0.025)*	0.033 (0.011)**
12	-0.370 (0.092)**	-0.068 (0.016)**	-0.020 (0.009)*	-0.203 (0.065)**	-0.050 (0.025)*	0.033 (0.011)**
24	-0.375 (0.092)**	-0.068 (0.016)**	-0.020 (0.009)*	-0.206 (0.065)**	-0.050 (0.025)*	0.033 (0.011)**

Note: * and ** denote significant at 5% and 1% level, respectively.

EPU가 국내외 금융변수에 미치는 영향이 정확히 어떤 경로를 통해서 이루어지는 지 확인하기 위해 미국의 경제변수에 대한 충격반응과 예측오차 분산분해 결과를 비교해 볼 필요가 있다. <Table 6>은 국내외 6개 금융변수의 1단위(% 또는 bp) 상승충격에 대한 24개월 후 이들의 누적충격반응을 보여준다. 국내 변수의 반응을 중심으로 살펴보면 FFR의 1bp 상승충격에 대해 콜금리와 원/달러 환율은 24개월 후에 각각 0.919bp, -0.077%p 만큼 반응하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 다우존스 지수의 1%p 상승충격에 대해 콜금리와 KOSPI, 원/달러 환율은 각각 1.728bp, 0.972%p, -0.363%p 만큼 반응하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 반면 엔/달러 환율의 1%p 상승충격에 대해서는 원/달러 환율만 0.413%p만큼 상승하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 다음으로 <Table 7>은 7개 변수의 예측오차 분산분해 결과를 보여준다. 우선 EPU의 충격이 국내외 6개 금융변수(FFR, 다우존스 지수, 엔/달러 환율, 콜금리, KOSPI, 원/달러 환율)의 분산을 설명하는 비율은 각각 4.5%, 10.1%, 2.6%, 4.5%, 5.1%, 5.5%이며 통계적으로 유의적이다. 다음으로 다우존스 지수의 충격이 KOSPI와 원/달러 환율의 분산을 설명하는 비율은 각각 24.9%, 15.1%로 EPU의 경우보다 크며 통계적으로 유의적이다. 엔/달러 환율의 충격은 원/달러 환율의 분산을 5.6% 만큼 설명하며 통계적으로 유의적인 반면 FFR의 충격이 국내 금융변수를 설명하는 비율은 통계적으로 유의적이지 않다. <Table 5>~<Table 7>의 결과를 종합해보면 EPU 충격에 대한 반응경로를 예상해 볼 수 있다. 우선 다우존스 지수의 분산을 설명하는 비율은 자기 자신을 제외하면 EPU가 10.1% 설명하고 있으며, 다우존스 지수의 충격이 KOSPI와 원/달러 환율에 미치는 영향의 방향은 EPU와 동일하다. 엔/달러 환율의 충격이 원/달러 환율을 상승시킨다는 점을 감안할 때, EPU의 충격은 엔/달러 환율보다 다우존스 지수를 통해 KOSPI와 원/달러 환율에 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 반면 콜금리의 경우 FFR과 다우존스 지수의 충격에 상승하는 반응을 보이나 콜금리의 분산을 이들의 충격이 설명하는 비율은 작고 유의성이 낮다. 즉, EPU의 충격에 대해 콜금리는 미국의 경제변수를 통해 영향을 받기보다 미국 경제정책 불확실성의 충격에 직접적인 영향을 받고 있으며 EPU의 충격에 FFR과 콜금리가 동시에 하락할 가능성이 있다.

〈Table 6〉 Cumulative Impulse Responses to Financial variables' 1 unit
Positive Shock(24-Month-Ahead)

Res. Sho.	FFR	Dowj	Yen/\$	Call	KOSPI	Won/\$
FFR	3.372 (0.195)**	0.060 (0.033) ⁺	0.047 (0.020)*	0.919 (0.131)**	0.006 (0.046)	-0.077 (0.021)**
Dowj	0.562 (0.455)	1.016 (0.075)**	0.078 (0.056)	1.728 (0.416)**	0.972 (0.164)**	-0.363 (0.072)**
Yen/\$	-0.518 (0.761)	0.142 (0.135)	1.257 (0.075)**	0.911 (0.744)	0.380 (0.277)	0.413 (0.126)**
Call	-	-	-	1.763 (0.110)**	-0.138 (0.058)*	0.074 (0.025)**
KOSPI	-	-	-	0.553 (0.236)*	1.187 (0.095)**	-0.165 (0.053)**
Won/\$	-	-	-	-2.550 (0.546)**	0.951 (0.229)**	1.200 (0.099)**

Note: ⁺, * and ** denote significant at 10%, 5% and 1% level, respectively.

〈Table 7〉 Variance Decompositions(24-Month-Ahead)

Res. Sho.	FFR	Dowj	Yen/\$	Call	KOSPI	Won/\$
EPU	0.045 (0.008)**	0.101 (0.011)**	0.026 (0.006)**	0.045 (0.022)*	0.051 (0.014)**	0.055 (0.014)**
FFR	0.934 (0.022)**	0.003 (0.008)	0.023 (0.010)*	0.002 (0.018)	0.031 (0.026)	0.027 (0.021)
Dowj	0.020 (0.018)	0.889 (0.017)**	0.007 (0.009)	0.028 (0.024)	0.249 (0.022)**	0.151 (0.022)**
Yen/\$	0.001 (0.009)	0.007 (0.012)	0.944 (0.015)**	0.029 (0.017) ⁺	0.018 (0.018)	0.056 (0.022)*
Call	-	-	-	0.874 (0.048)**	0.005 (0.022)	0.007 (0.010)
KOSPI	-	-	-	0.020 (0.021)	0.627 (0.044)**	0.080 (0.020)**
Won/\$	-	-	-	0.001 (0.009)	0.020 (0.022)	0.623 (0.036)**

Note: ⁺, * and ** denote significant at 10%, 5% and 1% level, respectively.

하지만 출레스키 분해를 가정하는 경우 충격반응이 왜곡될 가능성이 있기 때문에 여기서는 부호제약조건을 기반으로 한 충격반응함수의 결과를 통해 출레스키 분해

를 가정하는 경우에도 결과가 크게 왜곡되지 않는지 확인해보고자 한다. <Table 8>은 EPU와 6개 국내의 금융변수들의 부호제약조건을 보여준다. 본 연구에서 부호제약조건 가정으로 우선 자기자신의 충격에 대해서는 양(+)의 반응을 가정한다. 금리의 양(+)의 충격은 경기침체에 대한 우려 및 비용에 대한 상승의 기대로 주가지수를 하락시키나 주가지수의 양(+)의 충격은 경기과열에 대한 우려로 금리를 상승시킨다. KOSPI의 양(+)의 충격은 해외자본 유입으로 인해 원/달러 환율을 하락시키나 원/달러 환율의 상승은 수출경쟁력이 강화되어 KOSPI를 상승시킨다. 기존의 실증연구들에 따라 다우존스 지수의 상승은 KOSPI를 상승시키고 원/달러 환율을 하락시킨다고 가정한다. 반면 소규모 개방경제인 한국의 주가는 국내보다 해외 요인의 영향에 더욱 민감하기 때문에 콜금리가 KOSPI에 영향을 미치지 않는다고 가정한다. 이 가정은 원/달러 환율에도 동일하게 적용된다. 마지막으로 EPU의 양(+)의 충격은 FFR, 다우존스 지수, 콜금리, KOSPI를 하락시킨다.⁴⁾

<Table 8> Sign Restrictions for the Contemporaneous Responses(Financial Variables)

	EPU	FFR	Dowj	Yen/\$	Call	KOSPI	Won/\$
u_t^{EPU}	+	-	-	?	-	-	?
u_t^{FFR}	?	+	-	?	?	?	?
u_t^{Dowj}	?	+	+	?	?	+	-
$u_t^{yen/\$}$?	?	?	+	?	?	?
u_t^{call}	?	?	?	?	+	-	?
u_t^{KOSPI}	?	?	?	?	?	+	-
$u_t^{won/\$}$?	?	?	?	?	+	+

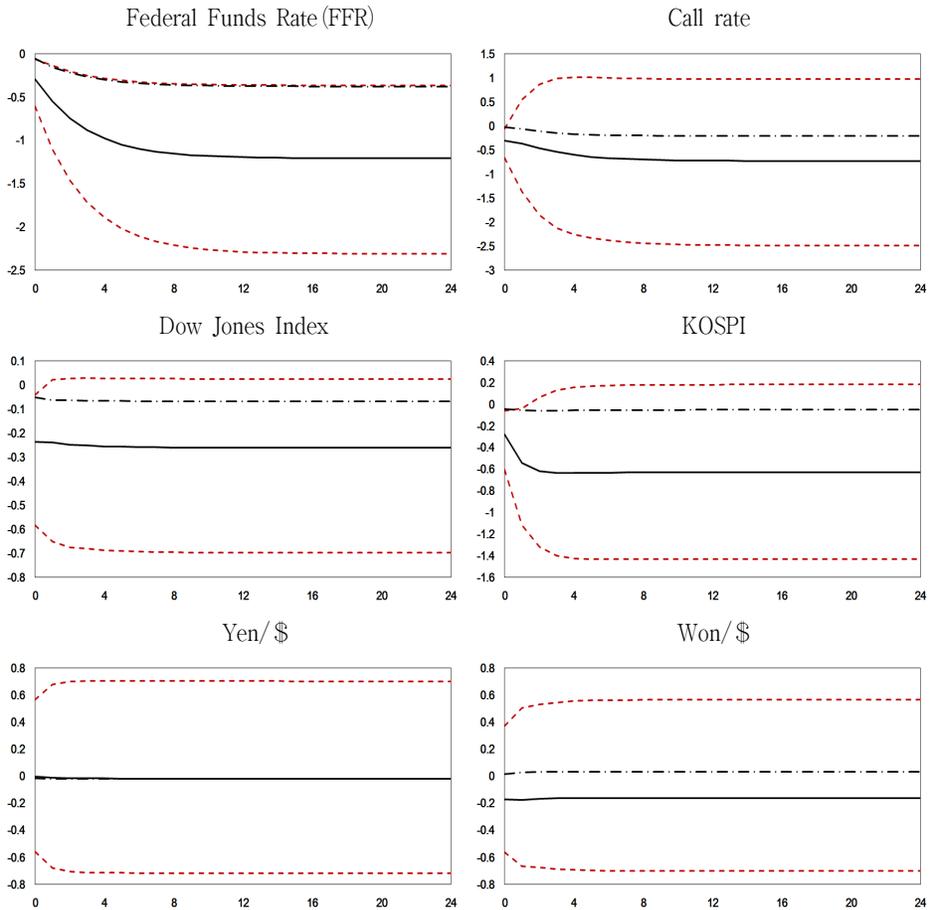
Note: u_t represents structural shock of each variable.

<Figure 3>은 EPU의 1%p 상승충격에 대한 실증적 또는 이론적인 근거에 기반한 부호제약조건 하에서의 누적충격반응을 보여준다. 실선과 점선은 각각 중앙값과 10분위, 90분위의 값을 나타내고 실선-점선은 출레스키 분해의 충격반응을 보여준

4) 국내의 금융변수에 대한 부호제약조건의 자세한 설명은 김남현·이근영(2017)을 참조. 또한 김남현·이근영(2017)에서와 같이 KOSPI의 양(+)의 충격이 콜금리를 상승시키거나 원/달러 환율의 양(+)의 충격이 콜금리를 상승시킨다고 가정하는 경우에도 추정결과는 유사하게 나타난다. 한편, 원/달러 환율의 결정요인이 다양하고 그 영향 또한 여러 경로로 나타날 수 있기 때문에 원/달러 환율이 KOSPI를 상승시킨다는 가정을 하지 않는 경우도 분석하였으나 그 결과는 크게 다르지 않은 것으로 나타났다(부록의 <Figure A1> 참조).

다. 이 결과들은 부호제약조건을 만족하는 경우만을 채택하는 과정을 500회 반복하여 얻은 결과이며 모두 다른 개별모형에서 얻은 충격반응들이다. 여기서는 부호제약조건을 이용한 충격반응함수를 이용하여 출레스키 분해를 이용한 결과가 크게 왜곡되지 않았는지를 확인해보고자 한다. <Figure 3>에서와 같이 출레스키 분해를 이용한 충격반응이 모두 10분위와 90분위 안에 포함되어 있는 것으로 나타난다. 즉, 출레스키 분해를 이용하는 경우에도 충격반응은 큰 문제가 없음을 알 수 있다.

<Figure 3> Cumulative Impulse Responses to EPU's 1%p Positive Shock



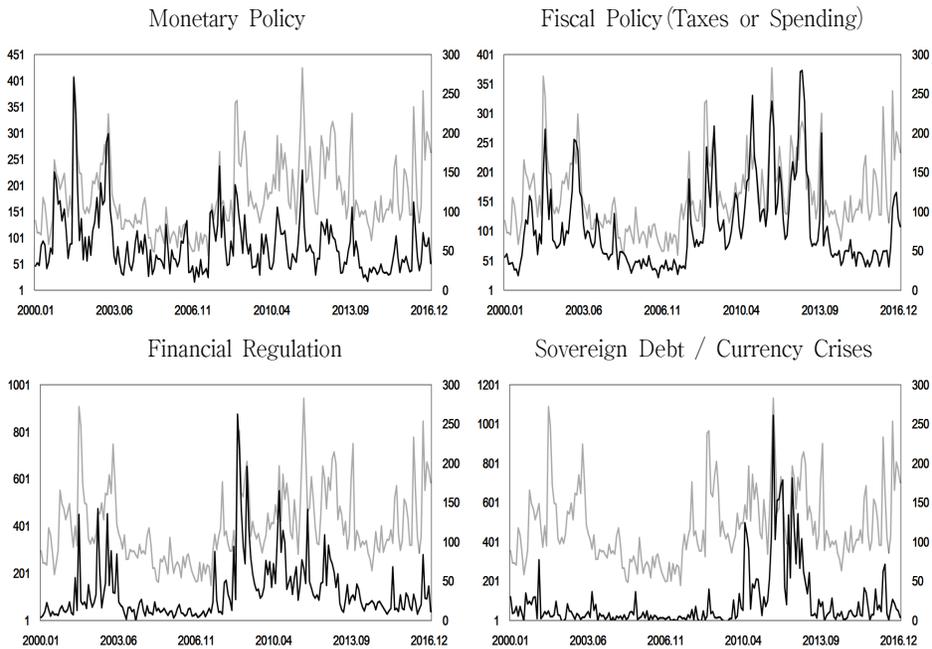
Notes: (1) Solid line: median response, Dashed line: 10th and 90th responses, Solid-Dashed: Cholesky factorization.

(2) Impulse responses of median, 10th and 90th are the value obtained under the sign restrictions in <Table 8>.

(3) 그 외 EPU를 이용한 경우

여기서는 Baker, Bloom, and Davis (2016)가 제시하는 미국의 EPU를 세분화한 EPU에 대해서 분석해보고자 한다. 이를 위해 Baker, Bloom, and Davis (2016)가 추가로 제시하는 10개의 EPU 중에서 ‘통화정책’, ‘재정정책 (Taxes or Spending)’, ‘금융 규제’, ‘위기 (Sovereign Debt/Currency Crises)’ 등 금융시장과 관련이 있는 4개의 EPU들이 국내외 금융시장에 미치는 영향을 분석한다. 이들을 각각 EPU^{MP} , EPU^{FP} , EPU^{FR} , and EPU^{Crisis} 로 정의한다. <Figure 4>는 이들 4개 EPU의 추이를 나타내며 검정선은 4개의 EPU를, 회색선은 기존의 EPU를 의미한다. 우선 EPU^{MP} , EPU^{FP} 는 EPU와 유사한 추이를 보여주고 있으며 EPU^{MP} 는 금융위기 이전, EPU^{FP} 는 금융위기 기간부터 2013년까지 EPU와 가장 일치하는 것으로 나타난다. 반면 EPU^{Crisis} 는 금융위기 기간에만 큰 값을 나타내고 있다. 이는 금융위기 이전에는 통화정책이 경제정책 불확실성과 상관관계가 높았으나 금융위기 이후 저금리 기조가 지속되면서 통화정책보다 재정정책이 더 큰 상관관계를 가지게 된 것이

<Figure 4> U.S. EPU and Other EPUs



Note: Grey and blank lines represent U.S. EPU and other EPUs, respectively.

〈Table 9〉 Cumulative Impulse Responses to EPU's 1%p
Positive Shock(24-Month-Ahead)

Shock	FFR	Dowj	Yen/\$	Call	KOSPI	Won/\$
EPU ^{MP}	-0.439 (0.091)**	-0.080 (0.017)**	-0.038 (0.009)**	-0.278 (0.068)**	-0.077 (0.026)**	0.031 (0.011)**
EPU ^{FP}	-0.158 (0.047)**	-0.031 (0.009)**	-0.019 (0.005)**	-0.065 (0.035) ⁺	-0.038 (0.013)**	0.013 (0.006)*
EPU ^{FR}	-0.320 (0.080)**	-0.060 (0.013)**	-0.019 (0.008)*	-0.207 (0.054)**	-0.055 (0.020)**	0.021 (0.009)*
EPU ^{Crisis}	-0.102 (0.029)**	-0.003 (0.005)	-0.002 (0.003)	-0.042 (0.021)*	-0.013 (0.008)	0.007 (0.004) ⁺

Note: ⁺, * and ** denote significant at 10%, 5% and 1% level, respectively.

원인으로 보인다. 〈Table 9〉은 4가지 EPU를 이용한 추정결과를 보여주며 FFR에 대한 영향은 EPU^{MP}(-0.439bp)가 EPU(-0.375bp)보다 더 크게 나타난다. 이는 콜금리의 경우도 동일하다(EPU^{MP}: -0.278bp, EPU: -0.206bp). 즉, 통화정책에 대한 불확실성인 EPU^{MP}가 다른 EPU보다 금리에 미치는 영향이 크다. 또한 EPU^{MP}가 다우존스 지수(-0.080%p)와 KOSPI(0.050%p)에 미치는 영향도 EPU보다 크게 나타난다. 마지막으로 EPU^{MP}는 엔/달러 환율(-0.038%p)을 하락시키며 원/달러 환율(0.031%p)을 상승시킨다. 한편, EPU^{Crisis}는 주가와 환율에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 않는다. 결과를 종합해보면, 재정정책이나 금융 규제 등에 대한 EPU에 비해 통화정책 불확실성이 국내외 금융시장에 더 큰 영향을 미치고 있다.

3. 실물시장

(1) 자료의 특성

이번에는 미국의 EPU와 국내외 거시변수들의 관계에 대해 살펴보고자 한다. 분석에 사용되는 변수로 우선 실물시장에 해당되는 미국과 한국의 산업생산지수와 인플레이션을 고려한다. 또한 EPU가 경제정책과 관련된 불확실성이라는 점에서 통화정책과 관련이 깊은 단기금리를 포함하는 것이 EPU 충격의 전달경로를 분석하기

에 적절하다 생각되기 때문에 양국의 단기금리를 사용한다. 따라서 본 연구에서는 실물시장의 분석을 위해서 1990년 3월부터 2016년 12월까지의 산업생산 값, 물가 상승률(소비자물가지수), FFR과 시중금리인 MMR(Money Market Rate)⁵⁾을 이용한다. 국내 단기금리로 앞에서 사용한 콜금리는 1991년부터의 자료가 가용하기 때문에 콜금리 대신 IMF에서 제공하는 MMR을 사용한다. 이들 변수는 추세를 고려할 때 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하므로 동 변수를 그대로 사용한다(〈Table 10〉 참조).⁶⁾

〈Figure 5〉는 국내외의 거시변수들과 미국의 EPU의 추이를 함께 보여주고 있다. 우선 한국과 미국의 산업생산 값은 유사하게 움직이고 있으나 한국의 산업생산 값의 변동폭이 더 크다. 미국의 물가상승률은 글로벌 금융위기 기간에 크게 하락하는 반면 한국의 물가상승률은 외환위기 기간에 큰 변동폭을 보인다. 그 외의 기간에는 안정적이다.

〈Table 10〉 Unit Root Test for Macroeconomic Variables(lag 1)

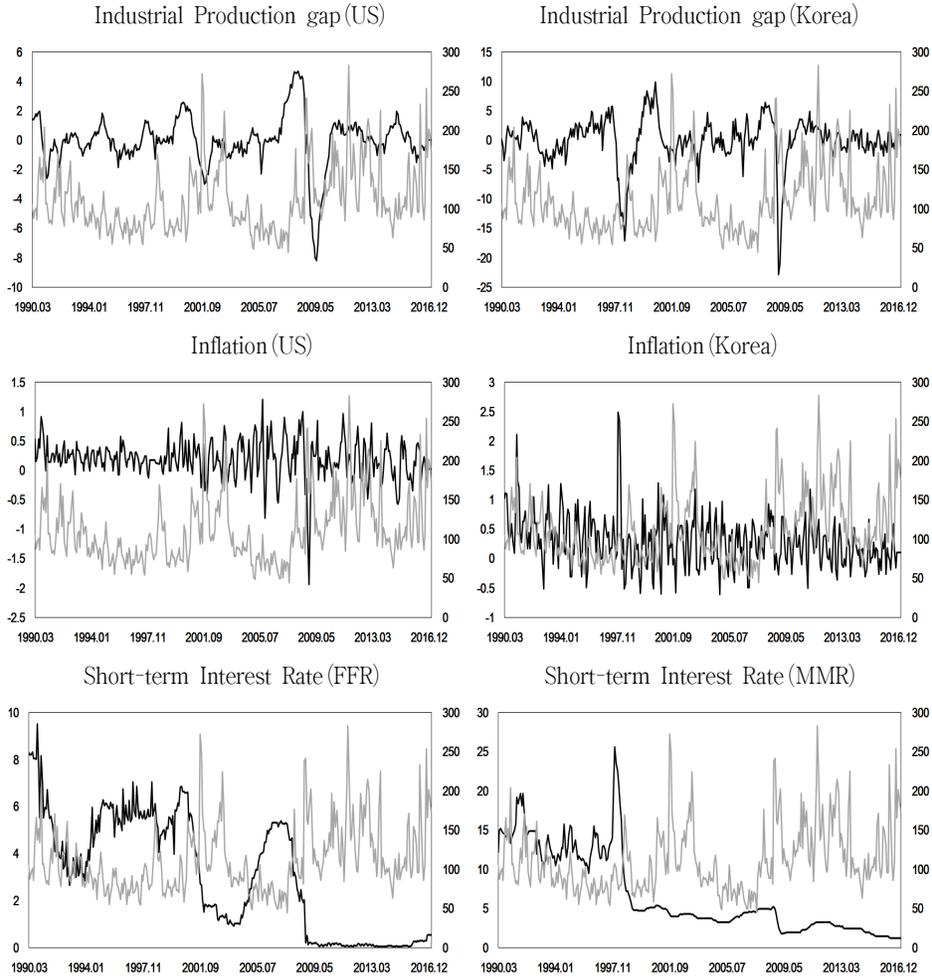
Variables \ Test	ADF		PP	
	Constant	Trend	Constant	Trend
EPU	-7.069**	-7.372**	-7.211**	-7.550**
IP ^{US}	-5.556**	-5.554**	-4.212**	-4.208**
π ^{US}	-11.384**	-11.618**	-9.455**	-9.547**
FFR	-2.292	-4.340**	-2.130	-3.199 ⁺
IP ^{KR}	-4.979**	-4.971**	-5.247**	-5.240**
π ^{KR}	-12.129**	-12.641**	-11.208**	-11.510**
MMR ^{KR}	-1.531	-3.707*	-1.870	-3.635*

Note: ⁺, * and ** denote significant at 10%, 5% and 1% level, respectively.

5) 시중금리(MMR)는 금융시장의 표준금리를 의미하며 일반적으로 시중은행의 표준적인 대출금리를 말한다.

6) FFR과 MMR은 추세가 없는 경우 단위근이 존재한다. 하지만 〈Figure 5〉에서와 같이 금리변수들은 추세가 존재한다고 보는 것이 타당하며 본 연구에서도 추세를 고려한 단위근 검정결과를 기반으로 분석하기로 한다. 또한 MMR 대신 콜금리를 사용하여 1991년부터 분석하는 경우에도 결과는 유사하다.

〈Figure 5〉 U.S. EPU and Macroeconomic Variables



Note: Grey and blank lines represent U.S. EPU and macroeconomic variables, respectively.

(2) 7변수 VAR 모형

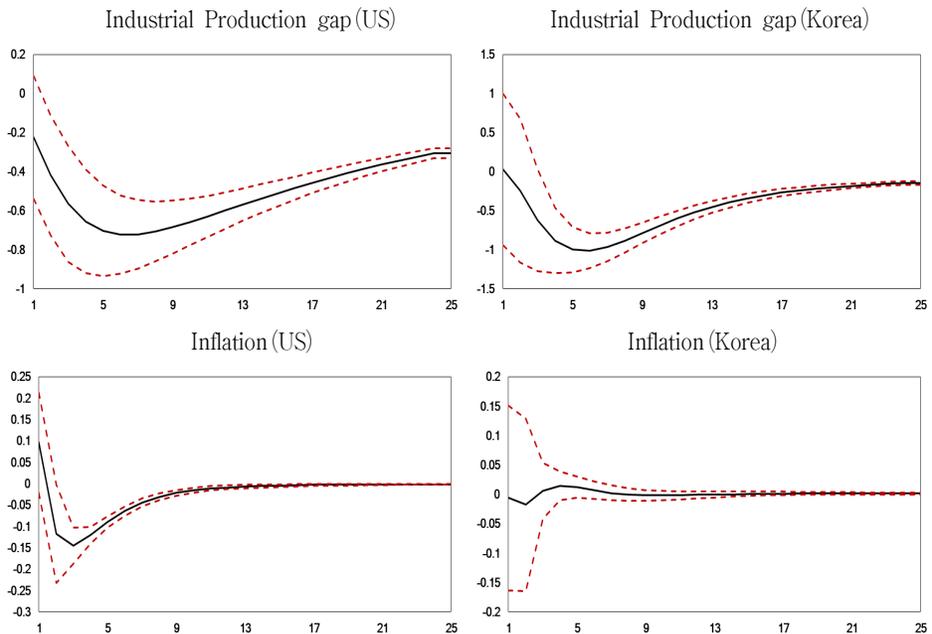
분석을 위해 시차가 1인 7변수 VAR 모형의 추정결과를 살펴본다.⁷⁾ 또한 더미변수로는 1997년 11월부터 1998년 12월(아시아 외환위기), 2008년 1월부터 2009년 6

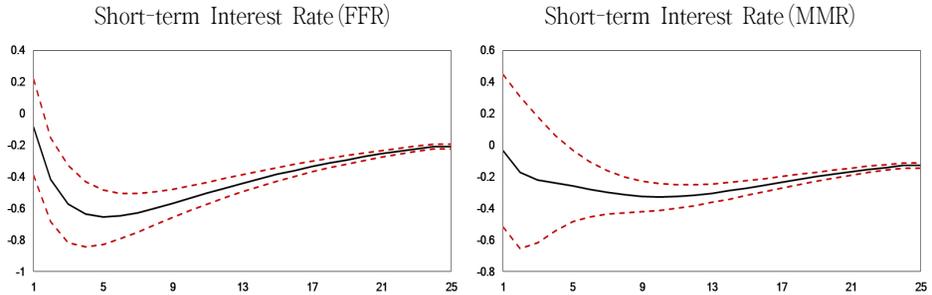
7) 7변수 VAR모형에 대해 더미를 포함한 경우 SIC를 이용한 시차검정결과, 1로 나타났다. 월별 거시자료의 특성을 고려하여 시차가 4인 경우에도 충격반응의 방향에는 변화가 큰 차이가 없다.

월(글로벌 금융위기), 1999년 1월부터 2007년 12월, 2009년 7월부터 2016년 12월의 4개의 더미변수가 고려되며 금융위기간을 2008년 8월로 조정하여도 결과는 동일하게 나타나므로 여기서는 2008년 1월부터의 더미변수를 고려한 결과만을 살펴보기로 한다.

〈Figure 6〉은 EPU의 1단위 상승충격에 대한 국내외의 거시변수들의 누적충격반응을 보여준다. 우선 EPU의 1단위 상승충격에 대해 미국과 한국의 산업생산 갭은 초기에는 하락한 후 5개월 후에 다시 반등하여 회복하고 있다. 동 충격에 대해 물가 상승률의 경우에는 초기에는 하락과 상승을 반복하나 장기적으로는 0에 가까운 반응을 보여 단기에만 물가의 변동성이 높아짐을 알 수 있다. EPU의 1단위 상승충격에 FFR은 산업생산 갭과 같이 첫 3개월 간은 하락하나 이후에는 다시 천천히 상승하고 있다. MMR도 천천히 하락한 후 천천히 회복하는 모습을 보이지만 유의적인 반응이 나타나지 않는다. 여기서도 금융변수를 이용한 경우와 마찬가지로 출레스키 분해를 가정하는 경우 충격반응함수가 왜곡될 여지가 존재한다. 따라서 이전과 같이 이론적 또는 실증적 근거에 기반한 부호제약조건을 이용하기로 한다.

〈Figure 6〉 Cumulative Impulse Responses to EPU's 1%p Positive Shock





Note: Solid line: median response, Dashed line: 10th and 90th responses.

(3) 부호제약조건

본 연구에서는 통화정책의 결정과 관련이 높은 산업생산, 물가상승률, 단기금리를 거시변수로 사용하고 있으므로 부호제약조건은 소규모 개방경제를 가정한 뉴케인지안 이론을 기반으로 한다. 이들 변수간 부호제약조건을 이용한 기존연구로 Fry and Pagan (2011) 과 이근영 (2014) 은 산업생산 갭과 물가상승률, 단기금리를 각각 총 수요충격, 총 공급충격, 통화정책 충격으로 정의하고 있다. 기존연구에 따른 각 충격간 동시기 부호제약조건은 <Table 11>과 같다. 이들 연구에 따르면 총 수요충격 (u_t^{DP}) 은 물가상승률과 단기금리를 상승시키고 총 공급충격 (u_t^{π}) 은 산업생산 갭을 하락시키는 반면 단기금리는 상승시킨다고 정의하고 있다. 또한 통화정책충격 (u_t^i) 은 산업생산 갭과 물가상승률을 모두 하락시킨다. 기본적인 부호제약은 기존의 연구들을 따르지만 Faust (1998), Canova and De Nicrolo (2002), Peersman (2005) 등은 실질 GDP와 가격이 단기금리에 즉시 영향을 주지 않을 수 있다고 주장하고 있다. 이를 반영하여 본 연구에서는 단기금리가 즉시 반응하지 않는 경우를 고려하고자 한다.⁸⁾ <Table 12>는 앞에서 이야기했던 가정들을 반영하여 구성한 7변수의 부호제약조건을 나타내고 있다. 우선 미국과 한국 내의 거시변수들간 관계는 <Table 11>과 동일하게 가정한다. 또한 외환위기 및 금융위기를 겪으면서 한국과 미국의 산업생산은 동조화되고 있음을 반영하여 미국의 산업생산 갭이 한국의 산업생산 갭을 동시기에 상승시킨다고 가정한다. 단기 금리의 경우 앞에서 언급한 바와 같이 자기자신을 제외한 변수들에는 동시기에 영향을 받지 않는 것으로 둔다. 한

8) 실증분석 결과, 단기금리가 즉시 반응하거나 아닌 경우 모두 결과는 유사하게 나타난다.

편, EPU는 동시기에 한국과 미국의 산업생산 값과 물가상승률을 하락시키는 것으로 가정한다.

〈Table 12〉의 부호제약조건을 이용하여 금융변수의 경우와 같이 HH 방법으로 충격반응함수를 추정한다. 또한 여기서는 Fry and Pagan(2011)의 MT(Median Target) 방법의 추정결과도 함께 비교해보고자 한다. MT 방법은 HH 방법과 같이 개별모형에서 추정된 충격반응이 아니라 하나의 모형에서 최대한 중앙값에 가까운 충격반응을 찾는 방법이다. MT를 얻기 위해 먼저 HH로부터 얻은 충격반응을 중앙값과 표준편차로 정규화한 $\omega^{(j)}$ 를 j 번째 표본의 표준화된 충격반응으로 정의한다(7변수인 경우 ω 는 7개의 충격에 대한 반응이 포함되어 49×49 행렬이 된다). 이후 $MT = \omega^{(j)'}\omega^{(j)}$ 가 최소화되는 j 를 찾고 이 때의 j 번째 충격반응을 하나의 모형에서 계산되는 MT 충격반응으로 정의한다.

〈Table 11〉 Sign Restrictions in Macroeconomic Variables

Shocks	IP	π	i
u_t^{IP} (AD)	+	+	+ or ?
u_t^π (AS)	-	+	+ or ?
u_t^i (MP)	-	-	+

〈Table 12〉 Sign Restrictions for the Contemporaneous(Macroeconomic Variables)

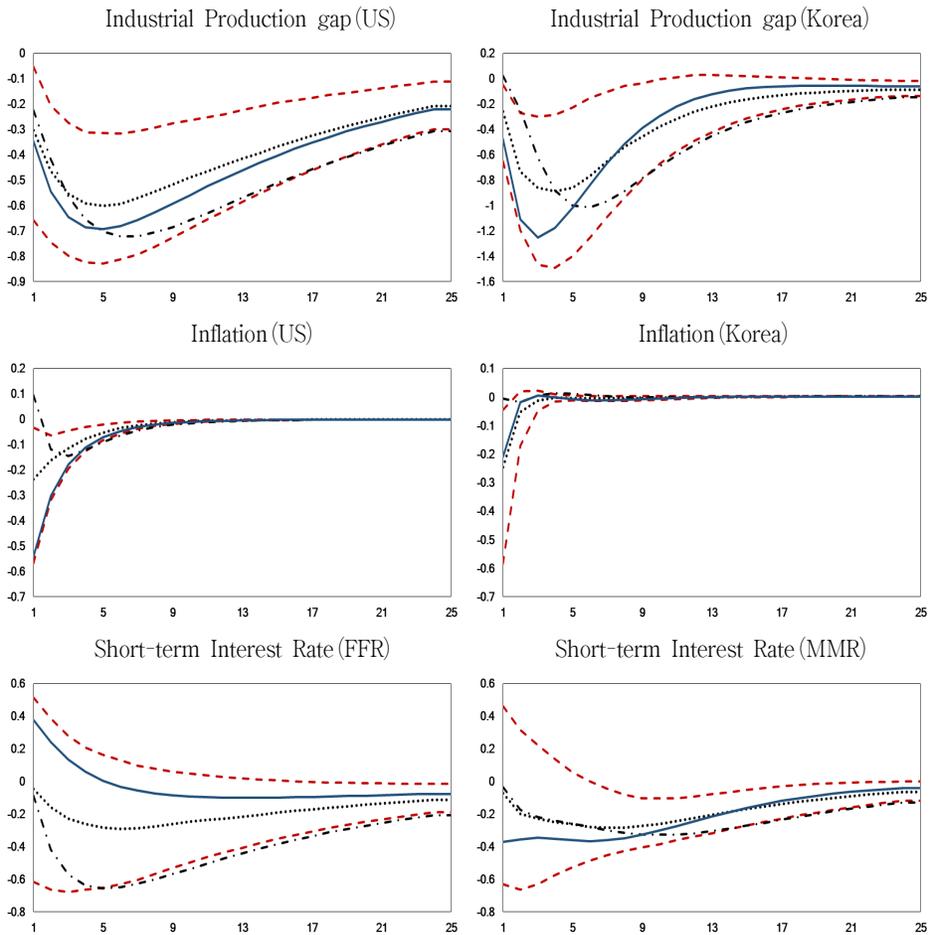
	EPU	IP^{US}	π^{US}	FFR	IP^{KR}	π^{KR}	MMR^{KR}
u_t^{EPU}	+	-	-	?	-	-	?
$u_t^{IP(US)}$?	+	+	?	+	?	?
$u_t^{\pi(US)}$?	-	+	?	?	?	?
u_t^{FFR}	?	-	-	+	?	?	?
$u_t^{IP(KR)}$?	?	?	?	+	+	?
$u_t^{\pi(KR)}$?	?	?	?	-	+	?
$u_t^{MMR(KR)}$?	?	?	?	-	-	+

Note: u_t represents structural shock of each variable.

〈Figure 7〉은 EPU의 1단위 상승충격에 대해 출레스키 분해를 가정한 누적충격 반응과 HH, MT 누적충격반응을 보여준다. 여기서 점선은 HH로부터의 중앙값과

10분위, 90분위 충격반응을 나타낸다. 실선-점선은 출레스키 분해를 이용한 충격 반응이며 실선은 MT 충격반응을 의미한다. 모든 충격반응은 10분위와 90분위 안에 포함되어 있지만 중앙값은 MT 충격반응과는 다른 추이를 보이고 있다. 이에 따라 여기서는 MT 충격반응과 출레스키 분해로부터 얻은 충격반응을 중심으로 비교한다.

〈Figure 7〉 Cumulative Impulse Responses to EPU's 1%p Positive Shock
(Cholesky factorization, Sign restriction and MT Impulse Responses)

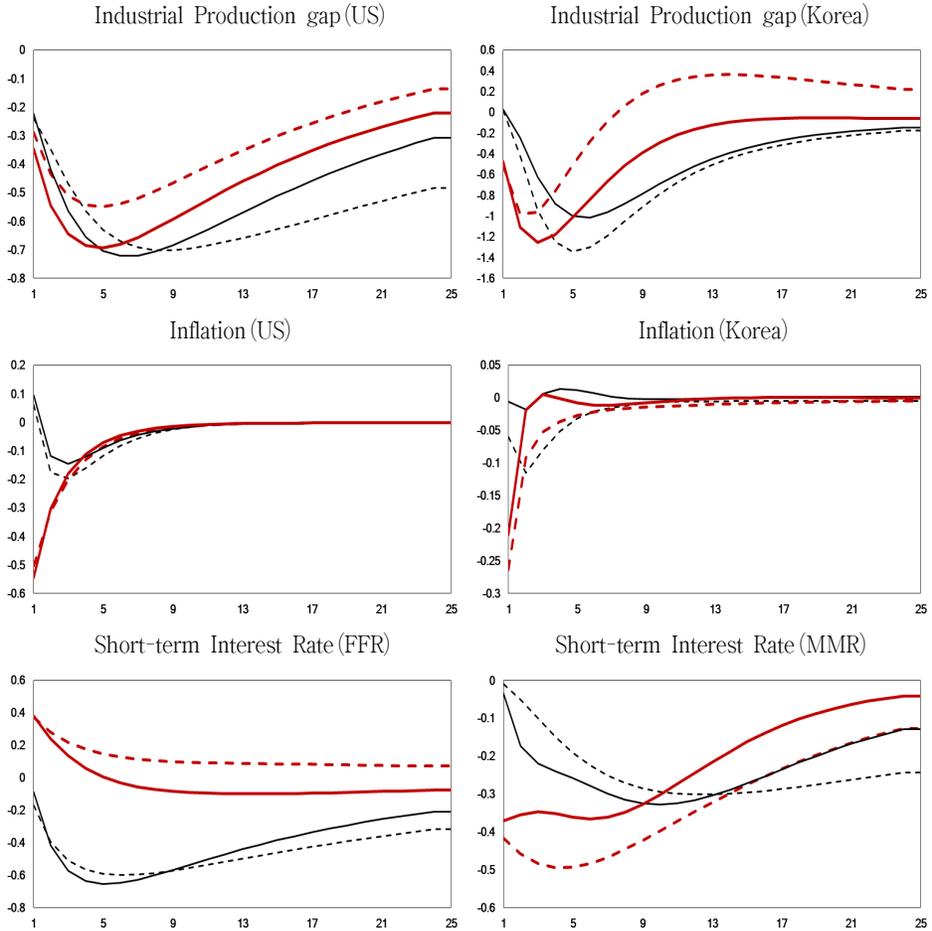


Notes: (1) Solid line: MT, Thin Dashed line: Median, Thick Dashed line: 10th and 90th, Solid-Dashed line: Cholesky factorization.
(2) Impulse responses of MT, median, 10th and 90th are the value obtained under the sign restrictions in 〈Table 12〉.

지금까지는 전체기간에 대해서만 분석했지만 외환위기 이후 자본시장이 완전개방되면서 실물시장의 연계성 또한 높아졌기 때문에 여기서는 전체기간과 외환위기 이후인 2000년 1월부터의 추정결과를 비교해보고자 한다. <Figure 8>은 기간별로 출레스키 분해를 이용한 충격반응과 MT 충격반응을 보여주고 있다. 우선 굵은 실선으로 표시되는 MT 충격반응을 중심으로 살펴보면, EPU의 1단위 상승충격에 산업생산 갭은 전체기간보다 외환위기 이후에 더 작고 빠른 반응을 보이고 있으며 회복되는 속도도 더 빠르다. 반면 물가상승률의 반응은 장기적으로 0으로 수렴한다. 단기금리는 전체기간에 비해 외환위기 이후에 더 큰 반응을 보이나, FFR이 상승한 후 0으로 수렴하는 반면 MMR은 하락한 후 0으로 수렴한다. MT 충격반응의 결과는 동시기간 일방적인 인과관계를 가정하는 출레스키 분해의 충격반응과 다소 차이가 있다. 산업생산 갭의 경우 EPU의 1단위 상승충격에 하락한 후 천천히 회복하는 반응은 동일하나 한국의 산업생산 갭은 외환위기 이후 더 큰 하락폭을 보인다. 하지만 이 경우에도 MT 충격반응과 같이 전체기간에 비해 외환위기 이후에 회복하기 시작하는 시점은 빨라진다. 인플레이션의 경우에는 부호제약조건에 따라 초기에는 하락하는 반응을 보이나 반응이 빠르게 사라져 0으로 수렴한다. MMR은 전체기간보다 외환위기 이후에 더 작은 반응을 보이나 장기적으로는 더 크게 하락한다. FFR은 MT 충격반응과는 다르게 오히려 하락하는 반응을 보이며 장기적으로는 다시 회복한다. 정확한 반응의 크기를 비교하기 위해 <Table 13>은 출레스키 분해를 이용한 경우의 충격반응과 MT 충격반응을 표로 나타내고 있다. EPU의 1단위 상승충격에 한국과 미국의 산업생산 갭은 가장 크게 하락한 4개월 후에 각각 MT 충격반응을 기준으로 전체기간에는 0.693%p, 1.108%p로 나타나 한국의 산업생산 갭이 0.4%정도의 더 큰 하락폭을 보이고 있다. 반면 외환위기 이후 미국의 산업생산 갭은 1개월 후에 0.435%p 하락하나 한국의 산업생산 갭은 0.983%p로 2배 가량 큰 하락폭을 보이고 이후로는 회복되고 있다. EPU의 1단위 상승충격에 대한 금리 반응의 경우 먼저 FFR은 전체기간에 비해 외환위기 이후에 24개월후에도 상승하는 반응을 보이나 MMR은 4개월까지 하락한 후 다시 점차 상승하는 반응을 보인다.⁹⁾

9) 자본시장이 개방되기 전인 외환위기 이전기간의 경우 한국 경제는 해외 경제에 대한 영향이 상대적으로 적고 동조화의 정도가 낮음에 따라(이근영·김남현, 2013) EPU의 충격에 대한 영향 또한 다르게 나타날 수 있다. 이러한 이유로 본 연구에서는 전체기간과 외환위기 이후기간의 EPU의 영향에 대해서 집중적으로 살펴보고 있다. 외환위기 이전 EPU의 1%p 충격에

〈Figure 8〉 Cumulative Impulse Responses to EPU's 1%p Positive Shock(MT responses)



Notes: (1) Thick Solid line: MT(Whole period), Thick Dashed line: MT(After Asian financial crisis), Thin Solid line: Cholesky(Whole period), Thin Dashed line: Cholesky(After Asian financial crisis).

(2) Impulse responses of MT, median, 10th and 90th are the value obtained under the sign restrictions in 〈Table 12〉.

대한 영향을 보여주는 부록의 〈Figure A2〉에 따르면 한국의 산업생산 갭은 오히려 상승하나 통계적인 유의성이 낮다. 반면 인플레이션과 단기금리(MMR)의 경우 반응의 방향은 전체기간과 동일하나 크기는 더 크게 나타난다. 이는 〈Figure 5〉에서 알 수 있듯이 외환위기 이전에 인플레이션과 단기금리의 변동이 큰 것에 기인하며 외환위기 이전과 이후에 국내 경제에 구조적 변화가 있음을 의미한다.

〈Table 13〉 Cumulative Impulse Responses to EPU's 1%p Positive Shock(MT responses)

Period	Model	IP ^{US}	π^{US}	FFR	IP ^{KR}	π^{KR}	MMR ^{KR}	
Whole	0	Chol	-0.224	0.096	-0.086	0.026	-0.006	-0.035
		MT	-0.345	-0.544	0.380	-0.471	-0.210	-0.370
	1	Chol	-0.419	-0.118	-0.418	-0.245	-0.018	-0.173
		MT	-0.546	-0.303	0.241	-1.111	-0.019	-0.355
	4	Chol	-0.703	-0.090	-0.655	-1.000	0.012	-0.258
		MT	-0.693	-0.071	0.005	-1.018	-0.008	-0.361
	6	Chol	-0.721	-0.044	-0.628	-0.966	0.002	-0.299
		MT	-0.657	-0.031	-0.056	-0.666	-0.011	-0.361
	12	Chol	-0.570	-0.007	-0.441	-0.453	-0.001	-0.304
		MT	-0.461	-0.005	-0.099	-0.123	-0.001	-0.216
	24	Chol	-0.307	-0.002	-0.209	-0.148	0.002	-0.129
		MT	-0.221	-0.001	-0.076	-0.060	0.000	-0.042
After Asian Financial Crisis	0	Chol	-0.239	0.061	-0.168	0.022	-0.060	-0.010
		MT	-0.288	-0.504	0.372	-0.512	-0.264	-0.416
	1	Chol	-0.348	-0.175	-0.393	-0.419	-0.115	-0.051
		MT	-0.435	-0.313	0.281	-0.983	-0.092	-0.458
	4	Chol	-0.629	-0.119	-0.592	-1.340	-0.032	-0.191
		MT	-0.549	-0.087	0.146	-0.516	-0.027	-0.493
	6	Chol	-0.692	-0.057	-0.596	-1.189	-0.015	-0.252
		MT	-0.519	-0.040	0.114	-0.089	-0.018	-0.467
	12	Chol	-0.659	-0.005	-0.498	-0.509	-0.006	-0.301
		MT	-0.352	-0.005	0.088	0.359	-0.010	-0.323
	24	Chol	-0.483	0.000	-0.317	-0.179	-0.005	-0.243
		MT	-0.137	-0.001	0.071	0.220	-0.005	-0.127

결과를 종합해보면, 전반적으로 EPU의 상승충격에 산업생산 갭은 하락한 후 다시 회복하는 반응을 보이며 전체기간보다 외환위기 이후에 회복하는 시점이 빨라진다. 단기금리는 출레스키 분해를 가정하는 경우와 부호제약의 결과가 다소 차이는 있으나 반등한다는 점은 동일하다. 출레스키 분해를 가정하는 경우와 이론적인 부호를 가정한 경우의 충격반응이 다르게 나타나며 이러한 결과들은 EPU가 상승하는 시점의 사건들과 관련성이 깊다고 생각된다. 특히, 출레스키 분해를 가정할 때, 전쟁, 위기, 금융기업의 도산 등의 요인으로 상승하는 EPU의 상승충격에 인플레이션이 증가하는 것이 대표적이다. 따라서 본 연구의 결과는 출레스키 분해를 가정한 분석

에 대해 좀 더 정밀한 검정이 필요하다는 것을 보여주고 있다.¹⁰⁾

마지막으로 EPU가 국내외 거시변수에 미치는 영향이 미국과 한국의 통화정책 충격과는 어떤 관계가 있는지 알아보기 위해 <Table 14>와 같이 FFR과 MMR의 1%p 상승충격에 대한 국내 변수의 반응을 비교해본다. 우선 전체기간에 FFR의 1%p 상승충격에 대한 국내 산업생산 갭의 반응 중 출레스키 분해와 MT 충격반응은 상반된 반응을 보이고 있다. 출레스키 분해를 가정하는 경우 산업생산 갭은 초기에 0.528%p 상승하고 이후 천천히 하락하여 24개월 후에는 0.060%p 하락한다. 반면 MT 충격반응의 경우 산업생산 갭은 초기에만 0.368%p 상승하나 4개월 후에는 가장 낮은 -1.097%p로 음(-)의 반응을 보이며 이후 점점 회복하여 24개월 후에는 0.076%p 하락한다. 외환위기 이후의 FFR의 1%p 상승충격에는 출레스키 분해와 MT 충격반응 모두 국내 산업생산 갭을 상승시키고 있다. 이는 외환위기 이후 미국 정책금리가 꾸준히 인상되었던 2004년부터 금융위기 이전인 2007년까지의 기간 동안 국내 단기금리가 소폭 하락하여 국내 경기는 오히려 회복되는 모습을 보였기 때문으로 보인다. 또한 글로벌 금융위기직전부터 미국 정책금리의 하락과 함께 국내 경기도 하락하고 그 이후에는 저금리 기조로 미국 정책금리의 변동이 크지 않은 것도 원인으로 생각된다(<Figure 9> 참조). MMR의 1%p 상승충격의 경우에도 출레스키 분해와 MT 충격반응이 상반되게 나타나, 장기적으로는 전체기간과 외환위기 이후기간 모두 산업생산 갭이 하락하며 전체기간에 비해 외환위기 이후에 MMR의 영향이 크게 상승하고 있다. 특히 전체기간의 경우 MMR의 1%p 상승충격에 산업생산 갭의 MT 충격반응은 1개월 후까지는 하락하나 4개월 후부터는 회복

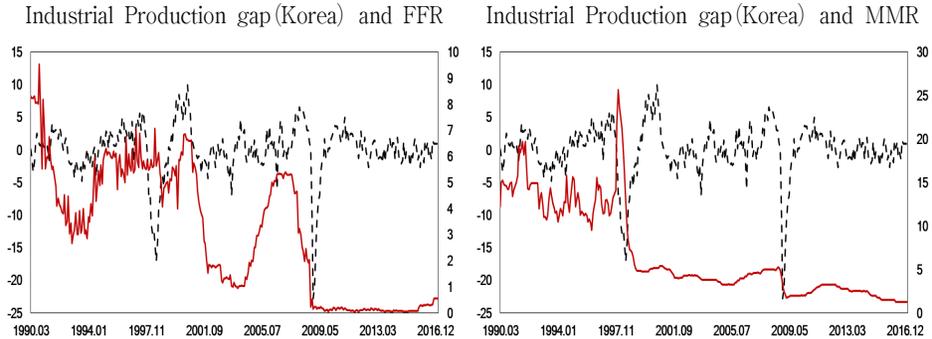
10) 거시변수 간 관계의 분석에 있어 출레스키 분해와 부호제약조건의 결과가 다르게 나타나는 점에 대해 이근영 (2014)에서도 기존의 출레스키 분해에 근거한 정책 제안들에 추가적인 검정이 필요하다고 언급하고 있다. 하지만 본 연구의 목적이 EPU가 국내외 경제변수에 미치는 영향임을 감안하면 EPU의 충격에 대한 부호제약조건에 따라 결과가 크게 달라질 수 있다. 이에 따라 <Table 12>에서 EPU가 산업생산 갭과 인플레이션을 하락시킨다는 가정을 하지 않는 경우도 추정하여 비교할 필요가 있다. 이 경우 단기적으로 한국의 인플레이션과 FFR, MMR은 출레스키 분해의 경우와 유사한 반응을 보이지만 장기적으로는 부호제약조건 하에서의 결과와 큰 차이가 없었다. 반면 산업생산 갭은 부호제약조건을 가정하지 않는 경우에도 동일한 반응을 나타내고 있었다. 따라서 EPU의 충격에 대한 부호제약조건을 완화하는 경우에도 장기적인 결과에는 차이가 없고 산업생산 갭의 반응은 유사하기 때문에 본 연구의 결과와 큰 차이가 없다고 볼 수 있다(부록의 <Figure A3> 참조). 한편, 본문에 제시하지는 않지만 인플레이션에 대한 EPU의 부호제약만을 완화하는 경우의 MMR은 기존과 유사하게 하락한 후 다시 회복하는 반응을 보인다.

한 후 점차 영향이 줄어들고 있다. 하지만 외환위기 이후기간의 경우 산업생산 꺾은 0개월 후에 감소한 이후 1개월 후부터 다시 증가하는 모습을 보이는 것을 알 수 있다. 분석결과를 종합해보면, 전체기간과 외환위기 이후 국내외 단기금리의 상승 충격에 대한 산업생산 꺾의 반응은 식별방법에 따라 다르게 나타나고 있으며 출레스키 분해의 경우에는 외환위기 이후 단기금리의 영향이 더 커지고 있다. 이에 비해 EPU는 식별방법에 따라 시차의 차이는 있지만 방향성은 일관되게 나타난다.

〈Table 14〉 Cumulative Impulse Responses to Interest Rate's 1%p Positive Shock

Interest Rate		FFR's 1%p Positive Shock			MMRKR's 1%p Positive Shock			
Period	Model	IP ^{KR}	π^{KR}	MMR ^{KR}	IP ^{KR}	π^{KR}	MMR ^{KR}	
Whole	0	Chol	0.528	0.039	0.041	0.000	0.000	1.000
		MT	0.368	0.836	0.303	-0.503	-0.036	0.538
	1	Chol	0.518	0.006	0.098	-0.186	0.007	0.933
		MT	-0.451	0.301	0.631	-0.174	-0.025	0.526
	4	Chol	0.396	-0.002	0.213	-0.467	0.004	0.723
		MT	-1.097	0.014	0.590	0.239	-0.010	0.489
	6	Chol	0.308	-0.001	0.260	-0.510	0.001	0.587
		MT	-0.999	-0.005	0.438	0.237	-0.003	0.473
	12	Chol	0.086	0.000	0.290	-0.378	-0.002	0.273
		MT	-0.461	-0.007	0.133	0.024	0.001	0.392
	24	Chol	-0.060	-0.001	0.176	-0.097	-0.001	0.042
		MT	-0.076	-0.002	-0.001	-0.074	-0.001	0.190
After Asian Financial Crisis	0	Chol	0.686	-0.062	0.000	0.000	0.000	1.000
		MT	0.503	0.374	0.142	-0.471	-0.229	0.494
	1	Chol	0.680	-0.029	0.021	-0.634	-0.006	0.947
		MT	0.176	0.096	0.154	0.215	-0.020	0.508
	4	Chol	0.612	-0.015	0.075	-1.315	-0.001	0.762
		MT	0.538	0.001	0.207	0.265	0.005	0.508
	6	Chol	0.576	-0.011	0.104	-1.311	0.000	0.643
		MT	0.572	-0.005	0.235	0.074	0.003	0.483
	12	Chol	0.462	-0.005	0.163	-0.876	0.001	0.371
		MT	0.382	-0.004	0.267	-0.105	0.002	0.376
	24	Chol	0.273	0.000	0.190	-0.317	0.000	0.131
		MT	0.228	0.001	0.243	-0.015	0.003	0.229

〈Figure 9〉 Korean Industrial Production gap and Short-term Interest Rates



Note: Solid line: Short-term interest rates, Dashed line: Industrial production gap (Korea).

V. 결론

본 연구는 미국의 경제정책 불확실성 (Economic Policy Uncertainty, EPU) 이 미국 경제의 변화를 통해 국내 금융 및 거시경제변수에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 분석을 위해 소규모 개방경제인 한국의 특성을 반영하여 해외변수를 외생적으로 간주한 7변수 블록 외생성 VAR 모형을 사용하였다. 또한 출레스키 분해를 가정한 충격반응함수와 실증적 또는 이론적 근거에 기반한 부호제약조건 하에서의 충격반응함수를 비교하였다. 우선 금융변수에 대한 분석을 위해 외환위기 이후인 2000년 1월부터 2016년 12월까지의 국내의 주가, 환율, 콜금리를 고려하였다. 거시변수로는 1990년 3월부터 2016년 12월까지 HP 필터를 이용한 국내의 산업생산 갭, 소비자물가상승률, 미국 FFR과 국내의 MMR을 사용하였다. 또한 거시변수의 경우 전체기간과 외환위기 이후 기간(2000년 1월부터)에 대한 결과를 비교하였다. 금융변수에 대한 실증분석 결과, EPU의 상승충격은 국내의 주가와 금리, 엔/달러 환율을 하락시키는 반면 원/달러 환율을 상승시키는 것으로 나타났다. EPU외의 금융변수들의 충격반응을 비교한 결과, EPU의 충격은 다른 변수보다 다우존스 지수를 통해 국내 금융변수에 영향을 미치고 있었다. 단기금리의 경우에는 상대적으로 EPU에 직접적인 영향을 받고 있었으며 EPU의 충격에 FFR과 콜금리가 동시에 하락할 가능성이 있다. 경제정책 불확실성(EPU) 대신 통화정책, 재정정책, 금융규제, 위기 등의 EPU를 사용하는 경우 미국의 통화정책 불확실성이 국내 금융변수에 미치는 영향이 가장 크게 나타났다. EPU의 상승충격에 대한 산업생산 갭, 물가상승률, 단

기금리의 반응을 살펴본 결과, 경기침체기와 유사하게 나타났다. EPU의 상승충격은 국내외 산업생산 갭과 단기금리를 하락시키며, 산업생산 갭은 3개월 후부터 천천히 회복되는 반응을 보이고 있다. 이러한 반응은 Bloom(2014)에서 언급하고 있듯이 불확실성이 발생하는 경우 기업은 불확실성이 해소될 때까지 관망(Wait and See)한다는 점과 일치한다. 물가상승률은 장기적으로 유의적인 반응이 나타나지 않았다. 아시아 외환위기 이후의 경우, 산업생산 갭의 반응은 외환위기 이전을 포함하는 기간에 비해 더 작고 빠르게 하락하며 회복하는 속도도 더 빠른 것으로 나타났다. 또한 한국과 미국 산업생산 갭 반응의 차이는 외환위기 이후에는 2배 정도 더 커지고 있다.

기존의 연구들은 EPU와 해당국가의 경제변수들을 주로 분석하고 있으나 최근 국가간 및 경제변수간 관계가 밀접해지고 있음을 반영하여 본 연구에서는 미국의 EPU가 국내 경제에 미치는 영향을 중심으로 분석하였다. 특히, 미국 EPU에 대한 금융시장과 거시변수들의 반응은 단기에는 경기침체 효과와 유사한 반응을 보이며 이러한 영향은 외환위기 이후 더욱 빠르게 나타나고 있었다. 최근 중국의 저성장 위기를 비롯한 세계 경제의 위축현상은 소규모 개방경제이며 수출주도형인 한국의 경제에도 영향을 미치고 있다. 또한 한국은 가계부채나 부동산 거품, 정권교체 등의 상황에 직면해 있기 때문에 미국의 불확실성에 금융시장 뿐만 아니라 실물시장까지 더 빠르고 큰 영향을 받을 수 있다. 한편 미국이 제로금리 정책에서 벗어나 금리인상을 시작하면서 국내 정책금리 또한 인상 압박을 받고 있으며 앞으로 미국의 통화정책이 어떤 방향으로 진행되는지에 따라 국내 경제도 큰 영향을 받을 수 있다. 본 연구는 이러한 미국의 통화, 재정정책 등 정책에 대한 불확실성이 국내 경제에 부정적인 영향을 미치고 있음을 보이고 있으며 향후 미국 금리 불확실성과 같이 정책의 특정 주체에 대한 지표를 이용하는 등으로 확장한다면 더욱 정밀한 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

■ 참고 문헌

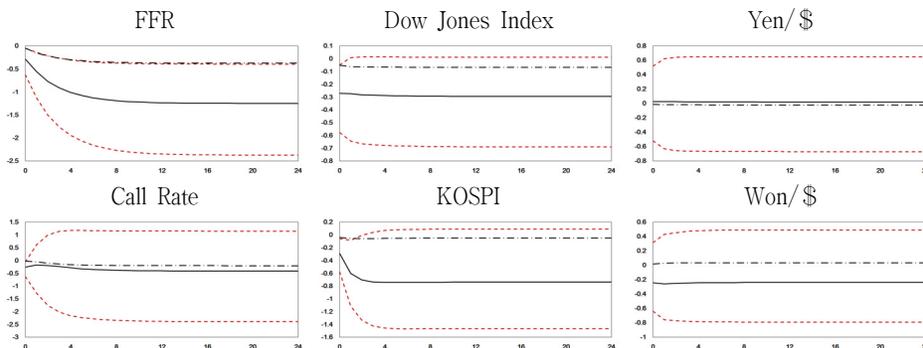
1. 김남현 · 이근영, “글로벌 경기침체에 대한 우려가 국내 금융시장에 미치는 영향,” 『국제경제연구』, 제23권 제1호, 한국국제경제학회, 2017, pp. 53-82.
(Translated in English) Kim, Nam-Hyun and Keun-Yeong Lee, “The Impact of Concerns about Recession on Domestic Financial Markets,” *International Economic Study*, Vol. 23, No. 1, 2017, pp. 53-82.
2. _____, “국내 경제정책 불확실성이 거시 및 금융 변수에 미치는 영향,” 『한국경제연구』, 제36권, 한국경제연구학회, 2018, pp. 77-112.
(Translated in English) Kim, Nam-Hyun and Keun-Yeong Lee, “The Impact of Domestic Economic Policy Uncertainty on Macro and Financial Variables,” *Journal of Korean Economic Studies*, Vol. 36, 2018, pp. 77-112.
3. 이근영, “부호제약을 이용한 소규모 거시모형 추정: 한, 미, 일의 비교분석,” 『동북아경제연구』, 제26권 제4호, 한국동북아경제학회, 2014, pp. 1-37.
(Translated in English) Lee, Keun-Yeong, “Estimations of a Small Macro Model Using Sign Restrictions - A Comparative Analysis of Korea, U.S., and Japan,” *The Journal of Northeast Asian Economic Studies*, Vol. 26, No. 4, 2014, pp. 1-37.
4. 이근영 · 김남현, “한, 미, 일간의 산업생산 동조화 분석,” 『동북아경제연구』, 제25권 제3호, 한국동북아경제학회, 2013, pp. 29-62.
(Translated in English) Lee, Keun-Yeong and Nam-Hyun Kim, “An Analysis of Industrial Production Synchronization between Korea, U.S., and Japan,” *The Journal of Northeast Asian Economic Studies*, Vol. 25, No. 3, 2013, pp. 29-62.
5. Abel, A. B., “Optimal Investment Under Uncertainty,” *The American Economic Review*, Vol. 73, No. 1, 1983, pp. 228-233.
6. Ajmi, A. N., G. C. Aye, M. Balcilar, G. El Montasser and R. Gupta, “Causality between US Economic Policy and Equity Market Uncertainties: Evidence from Linear and Nonlinear Tests,” *Journal of Applied Economics*, Vol. 18, No. 2, 2015, pp. 225-246.
7. Alexopoulos, M., and J. Cohen, “Uncertain Times, Uncertain Measures,” University of Toronto Department of Economics Working Paper, 352, 2009.
8. Baker, S. R. and N. Bloom, “Does Uncertainty Reduce Growth? Using Disasters as Natural Experiments,” No. w19475, National Bureau of Economic Research, 2013.
9. Baker, S. R., N. Bloom and S. Davis, “Measuring Economic Policy Uncertainty,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 4, 2016, pp. 1593-1636.
10. Basu, S., and B. Bundick, “Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand,” *Econometrica*, Vol. 85, No. 3, 2017, pp. 937-958.
11. Bernanke, B., “Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 98, No. 1, 1983, pp. 85-106.
12. Bloom, N., F. Max, J. Nir, S. E. Itay, and J. T. Stephen, “Really Uncertain Business Cycles,” National Bureau of Economic Research Working Paper 18245, 2012.
13. Bloom, N., “Fluctuations in Uncertainty,” *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 28, No. 2, 2014, pp. 153-175.

14. Caggiano, G., E. Castelnuovo and N. Goshenny, "Uncertainty Shock and Unemployment Dynamics in U.S. Recessions," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 67, 2014, pp. 78-92.
15. Canova, F. and G. De Nicolo, "Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, No. 6, 2002, pp. 1131-1159.
16. Christou, C., J. Cunado, R. Gupta and C. Hassapis, "Economic Policy Uncertainty and Stock Market Returns in Pacific-rim Countries: Evidence Based on a Bayesian Panel VAR Model," *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 40, 2017, pp. 92-102.
17. Dixit, A. K. and R. S. Pindyck, "Investment under Uncertainty," Princeton University Press, 1994.
18. Faust, J., "The Robustness of Identified VAR Conclusions about Money," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 49, 1998, pp. 207-244.
19. Fry, R. and A. Pagan, "Sign Restrictions in Structural Vector Auto Regressions: A Critical Review," *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, No. 4, 2011, pp. 938-960.
20. Gilchrist, S., J. W. Sim and E. Zakrajšek, "Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics," No. w20038, National Bureau of Economic Research, 2014.
21. Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press, 1994.
22. Hartman, R., "The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment," *Journal of Economic Theory*, Vol. 5, No. 2, 1972, pp. 258-266.
23. Kido, Y., "On the Link between the U.S. Economic Policy Uncertainty and Exchange Rates," *Economics Letters*, Vol. 144, 2016, pp. 49-52.
24. Knight, F. H. (1921), "Cost of Production and Price over Long and Short Periods," *Journal of Political Economy*, Vol. 29, No. 4, pp. 303-335.
25. Kraft, H., E. S. Schwartz and F. Weiss, "Growth Options and Firm Valuation," No. w18836, National Bureau of Economic Research, 2013.
26. Krol, R., "Economic Policy Uncertainty and Exchange Rate Volatility," *International Finance*, Vol. 17, No. 2, 2014, pp. 241-256.
27. Lastrapes, W. D., "Estimating and Identifying Vector Autoregressions under Diagonality and Block Exogeneity Restrictions," *Economics Letters*, Vol. 87, No. 1, 2005, pp. 75-81.
28. _____, "Inflation and the Distribution of Relative Prices: The Role of Productivity and Money Supply Shocks," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 38, No. 8, 2006, pp. 2159-2198.
29. Nimark, K., "Man-bites-dogs Business Cycles," *The American Economic Review*, Vol. 104, No. 8, 2014, pp. 2320-2367.
30. Oi, W. Y., "The Desirability of Price Instability under Perfect Competition," *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, 1961, pp. 58-64.
31. Peersman, G., "What Caused the Early Millennium Slowdown? Evidence Based on Vector Autoregressions," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, No. 2, 2005, pp. 185-207.
32. Samaiego, R. and J. Sun, "Gray's Anatomy: Understanding Uncertainty," MPRA Paper No. 72787, 2006.

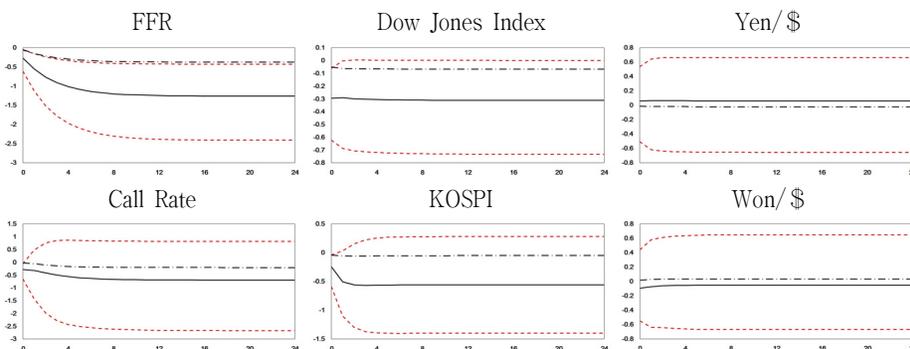
〈Appendix〉

〈Figure A1〉 Cumulative Impulse Responses to EPU's 1%p Positive Shock

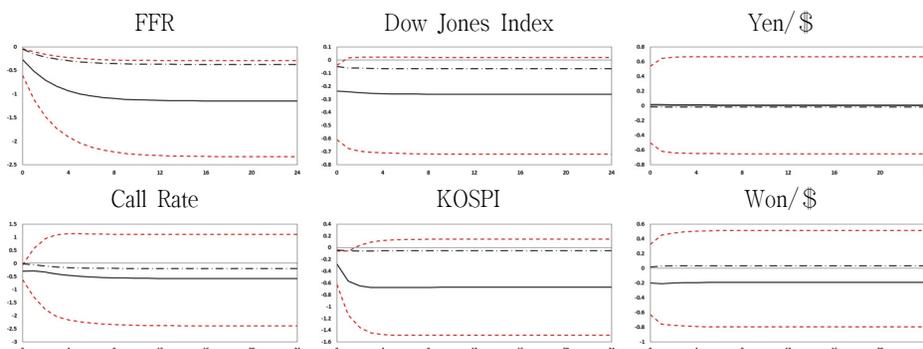
(The case of a restriction on the simultaneous rise of the call rate to the KOSPI)



(The case of a restriction on the simultaneous rise of the call rate to the Won/\$)



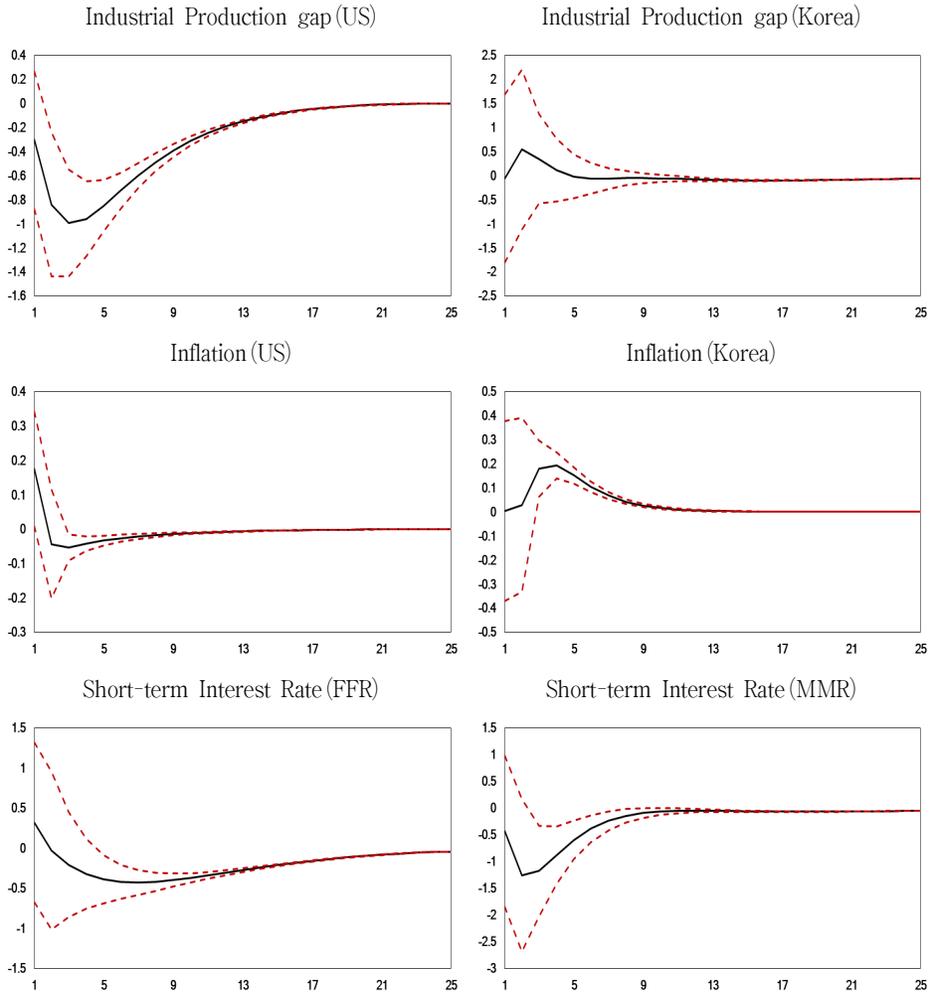
(The case of a restriction on the simultaneous rise of the KOSPI to the Won/\$)



Notes: (1) Solid line: median, Dashed line: 10th and 90th, Solid-Dashed line: Cholesky factorization.

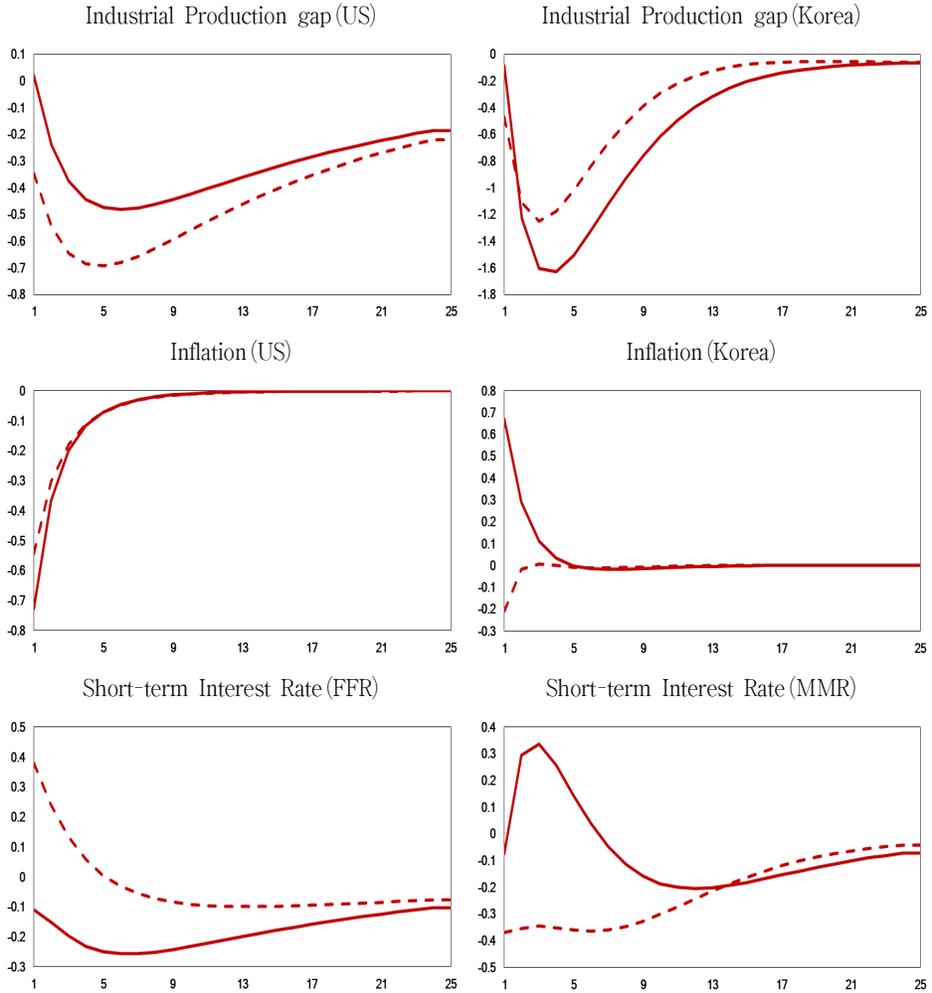
(2) Impulse responses of median, 10th and 90th are the value obtained under the sign restrictions in 〈Table 8〉.

〈Figure A2〉 Cumulative Impulse Responses to EPU's 1%p Positive Shock
(Before Asian financial crisis, 1990.1~1997.11)



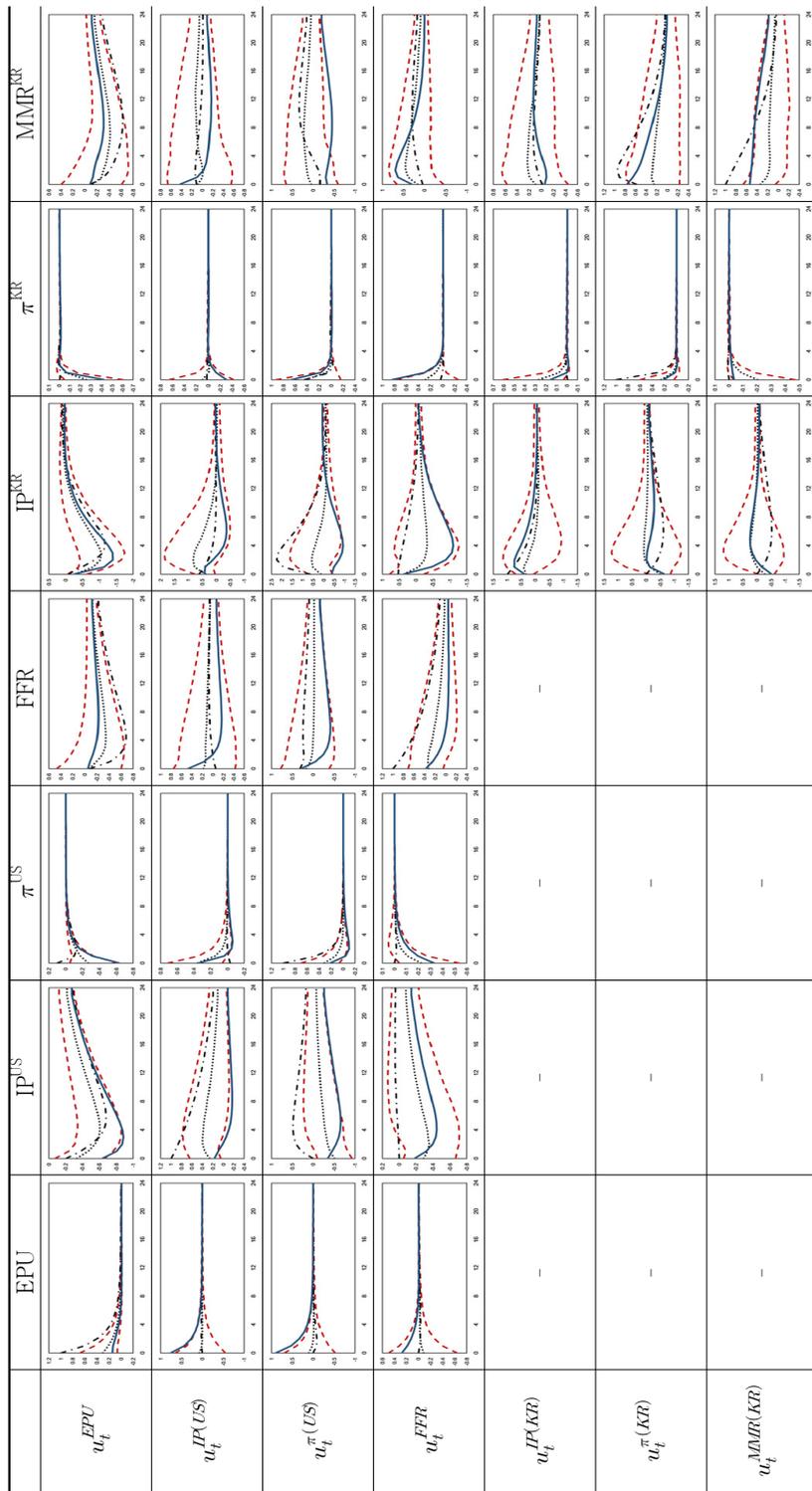
Note: Cholesky factorization. Dashed lines are 90% confidence intervals obtained by 1,000 bootstrap replications.

〈Figure A3〉 Cumulative Impulse Responses to EPU's 1%p Positive Shock
(Loose restrictions of EPU)



Note: Solid line: Loose restrictions of EPU, Dashed line: Base restriction in 〈Table 12〉

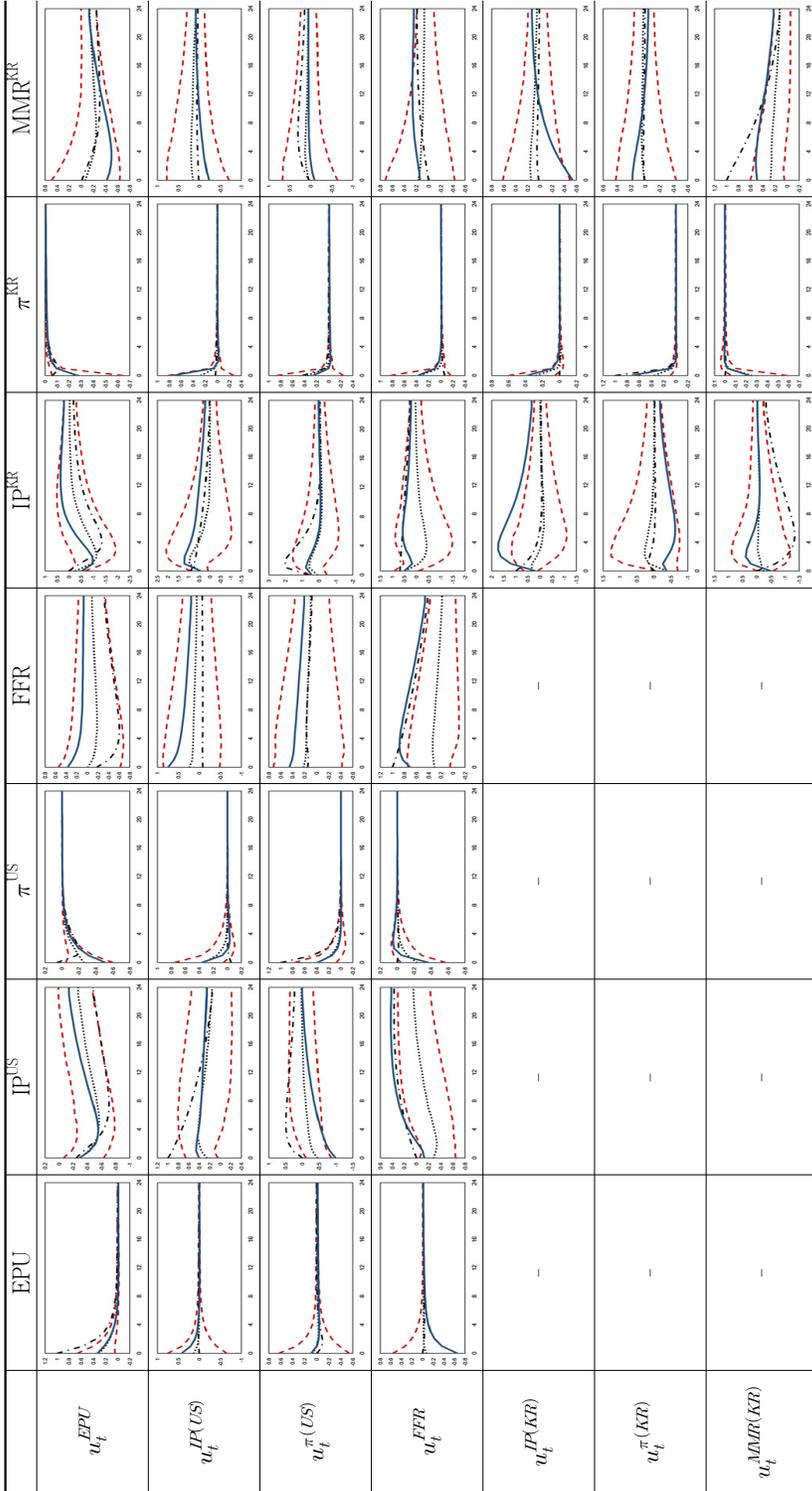
〈Figure A4〉 Cumulative Impulse Responses to EPU and Macroeconomic Variables' 1%p Positive Shock(Whole Period)



Notes: (1) Solid line: MT, Thin Dashed line: median, Thick Dashed line: 10th and 90th, Solid-Dashed line: Cholesky factorization.

(2) Impulse responses of MT, median, 10th and 90th are the value obtained under the sign restrictions in 〈Table 12〉.

〈Figure A5〉 Cumulative Impulse Responses to EPU and Macroeconomic Variables' 1% Positive Shock(2000.1~2016.12)



Notes: (1) Solid line: MT, Thin Dashed line: median, Thick Dashed line: 10th and 90th, Solid-Dashed line: Cholesky factorization.

(2) Impulse responses of MT, median, 10th and 90th are the value obtained under the sign restrictions in 〈Table 12〉.

The Impact of U.S. Economy Policy Uncertainty on Korean Economic Variables*

Nam Hyun Kim**

Abstract

This paper focuses on analyzing the influences of Economic Policy Uncertainty (EPU) in the U.S. on the Korean economy. In particular, the Korean economy is influenced by a foreign EPU through changes in the foreign economy. I reflect this using a block exogenous VAR model. In financial markets, the empirical results after the financial market fully opened since the Asian financial crisis show that a positive shock to the EPU decreases the Korean and U.S. stock prices and interest rates while increases the won/dollar exchange rate in financial markets. When using other EPUs, the EPU about “Monetary Policy” shock had the strongest impact on the Korean financial market. According to empirical results of the macroeconomic variables, an EPU shock decreases the U.S. and Korean industrial gap and short-term interest rate, however industrial gaps start recovering slowly after three months. After the financial market fully opened, responses in industrial production gaps were smaller and faster than those over the entire period and showed a faster recovery speed.

Key Words: EPU, block exogenous VAR, sign restriction

JEL Classification: E4, F3, G1

Received: April 6, 2018. Revised: July 13, 2018. Accepted: Sept. 5, 2018.

* I would like to thank the anonymous referees for their valuable comments.

** Research Fellow, Korea Deposit Insurance Corporation, Cheonggyecheon-ro 30, Jung-gu, Seoul 04521, Korea, Phone: +82-2-758-1035, e-mail: kimnh0335@gmail.com