

유가 불확실성이 국내 경제변수에 미치는 영향

김남현*

요약

본 연구에서는 Kilian(2009)의 유가충격 모형을 TVC-VAR-SV 모형으로 추정하여 원유 공급, 총 수요, 유가에 대한 불확실성을 측정한 후 이들이 국내 경제변수에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하였다. 분석결과, 전체기간(1990년 2월~2016년 11월)의 경우 유가 불확실성이 증가하면 국내외 주식수익률과 산업생산지수, 소비자물가지수가 하락하는 반면 원/달러 환율은 상승한다. 외환위기 이전과 이후를 구분하는 경우에는 위기이전에 비해 이후에 국내외 주식수익률, 산업생산지수, 원/달러 환율의 부정적인 반응이 커지고 있었다. 반면 엔/달러 환율은 위기이후에 유의적인 반응을 보이지 않는다. 장·단기 금리인 콜금리와 국고채 3년물의 경우에도 위기이후에는 유가 불확실성의 상승충격에 하락하는 반응을 나타낸다. 마지막으로 유가 불확실성은 수입과 수출 및 가계최종소비와 음(-)의 관계를 가지고 있다.

주제어: 유가 불확실성, 블록 외생성, 충격반응, 분산분해, TVC-VAR

JEL 분류기호: E4, F3, G1

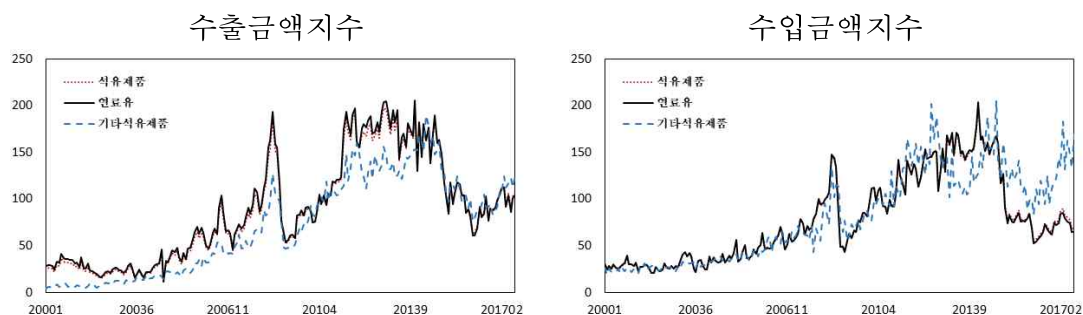
* 성균관대학교 경제학과 박사과정, e-mail: kimnh0335@gmail.com

1. 서론

2014년 이후부터 최근까지 원유공급이 꾸준히 증가하는 반면 원유에 대한 수요 성장률은 감소함에 따라 국제유가가 크게 하락하고 있다. 일반적으로 수출주도국인 한국의 경우 원유 수출입이 한국경제에서 차지하는 비중이 크기 때문에 한국경제와 유가는 밀접히 연계되어있다. 우선 수입측면에서 최근의 상황과 같은 유가하락은 기업의 수입비용감소로 이어져 기업의 실질소득 증가와 가계의 에너지부문에 대한 지출감소로 내수소비 및 투자 등 경제전반에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 하지만 최근의 유가하락은 공급증대 뿐 아니라 원유 소비비중이 높은 중국의 저성장 위기와 미국의 정책금리 인상 이슈로 발산한 석유수요의 감소에 기인한다고 볼 수 있다. 유가하락은 수출측면에서는 기업의 생산비용감소로 수출 가격경쟁력을 높이고 있는 반면 수출단가의 하락으로 인해 수익성이 떨어질 수 있다는 문제점을 가지고 있는 한편, 중국을 포함한 해외 경제에 대한 불확실성이 증가하는 경우 수출감소로 이어질 수 있다. 또한 이러한 현상이 장기화될 경우 국내 경기의 침체로 이어질 가능성도 존재한다. 실제로 <그림 1>은 한국의 석유관련 수출입이 금융위기 이후 크게 상승하고 있으며 2014년부터의 유가하락과 함께 수출입이 함께 떨어지고 있음을 보여주고 있다.

따라서 원유를 해외공급에만 의존하는 한국은 원유 공급 및 총수요, 유가와 같은 요인에 관심을 가질 필요가 있다. 이와 관련된 연구로 Kilian(2009)은 세계 원유 생산량과 실질 경제활동지수, 실질유가의 세 개의 변수를 이용하여 석유 공급, 총수요, 석유시장 고유수요에 대한 세 개의 충격을 도출하고 있다. 이에 따르면 총수

<그림 1> 국내 석유관련 품목의 수출·입 금액지수



요와 산업에서 발생하는 수요를 제외한 석유시장 고유수요의 상승충격은 미국의 실질 GDP를 하락시키고 소비자물가지수를 상승시키고 있으나 원유공급에 대한 상승충격은 소비자물가지수에 유의미한 영향을 미치지 않는다고 있다. 또한 원유공급 충격에 대한 미국 실질 GDP의 반응도 수요 충격들의 경우와는 다소 차이가 있다. 즉, 국제유가가 경제에 미치는 영향이 유가 변화의 요인에 따라 다를 수 있다.

한편, 최근 여러 종류의 불확실성이 경제에 미치는 영향에 대한 연구가 활발하게 이루어지고 있다. 이러한 불확실성의 정의에 대해 Bloom(2014)은 전쟁, 테러, 유가 충격과 같은 부정적인 뉴스들을 1차 적률 충격으로 정의하고, 불확실성을 2차 적률 충격으로 정의하여 이들이 경기침체를 유발하고 있다고 말한다. 또한 불확실성은 사람들의 경기예측에 대한 심리적 요인 등과 관련이 있으며 경기침체기간에 특히 높게 나타난다. 일반적으로 경기가 일반적인 상황일 때에는 미래 성장률의 예측이 쉽지만 경기침체를 일으킬 수 있는 사건이 갑자기 발생하는 경우 예측의 정확성이 떨어질 수 밖에 없다. 또한 이러한 상황은 드물게 발생하기 때문에 과거정보의 부족이 불확실성을 증가시킬 수 있다(Orlik and Veldkamp, 2012). 불확실성은 유가와도 밀접한 관계가 있는데, 최근 전세계적으로 원유 공급 및 경제정책, 중국 경제에 대한 불확실성이 증가함에 따라 원유에 대한 수요가 감소하고 있으며 이는 국내 경제에도 부정적인 영향을 미치고 있다. 또한 유가의 불확실성이 증가하면 가계의 예비적 저축이 증가하고 기업이 투자를 늦추면서 소비와 생산이 감소할 수 있다(Bernanke, 1983; Pindyck, 1991). 반면 원유 공급하락으로 인한 유가의 상승은 기업의 비용을 상승시키고 생산의 감소, 나아가 임금 또는 고용의 감소로도 이어질 수 있다. 이와 같이 유가의 변동은 기업의 투자나 생산결정 등의 의사결정뿐 아니라 가계의 경제활동에도 영향을 미치고 있다.

이러한 관점에서 본 연구에서는 원유의 공급측면, 총수요측면, 석유시장 고유수요의 세 가지 관점에서 이들의 불확실성이 상승할 때 국내 거시 및 금융변수에 미치는 영향을 분석해보고자 한다. 또한 <그림 1>에서 알 수 있듯이 금융위기 이후, 특히 2011년 이후부터 국내 석유관련 품목의 수입뿐 아니라 수출도 급격하게 증가하고 있기 때문에 유가가 상승 또는 하락할 때, 국내 거시경제에 미치는 영향이 상쇄될 가능성이 존재한다. 이러한 관점에 대해 Jo(2014)는 유가 불확실성이 지역적인 문제로 인한 원유공급의 폭락이나 경제확장정책으로 인한 수요가 상승하는 등의 펀더멘탈의 변화를 반영하기보다는 미래 원유시장에 대한 기대에 더 큰 영향을 받고

있다고 주장하고 있다.¹⁾ 하지만 실제로 원유에 대한 공급 또는 수요에 대한 기대는 거시 펀더멘탈에 영향을 받을 수 있다. 즉, 미래 원유시장의 기대에 영향을 줄 수 있는 정도의 충격들이 유가 불확실성에 반영되어 있을 가능성이 있다.²⁾ 따라서 본 연구에서는 유가에 대한 직접적인 영향과 달리 미래 원유시장에 대한 기대를 반영하고 있는 유가 불확실성을 중심으로 분석하고자 한다. 이를 위해 Kilian(2009)과 같이 유가관련 충격을 세 가지로 분해하고 Primiceri(2005)의 3변수 시간변동계수-확률적 변동성 VAR(TVC-VAR-SV: Time-Varying Coefficient VAR with Stochastic Volatility) 모형을 이용하여 원유 공급, 총 수요, 석유시장 고유수요에 대한 불확실성을 측도한다. 또한 석유시장 고유수요에 대한 불확실성은 실질유가로부터 도출되기 때문에 본 연구에서는 이를 유가 불확실성으로 정의한다.³⁾ 이후 불확실성의 추이와 경제적 이슈들을 비교하여 불확실성의 특징을 살펴본 후 이들이 국내 원/달러 환율, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주식수익률, 장·단기금리, 수출입, 소비, 투자 등의 경제변수에 미치는 영향을 알아보하고자 한다.

주요 분석결과를 요약해보면, 전체기간의 경우에 유가 불확실성이 증가하면 국내외 주식수익률과 산업생산지수, 소비자물가지수가 하락하는 반면 원/달러 환율은 상승한다. 외환위기 이전과 이후를 구분하는 경우에는 위기이전에 비해 이후에 국내외 주식수익률, 산업생산지수, 원/달러 환율의 부정적인 반응이 커진다. 반면 엔/달러 환율은 위기이후에 유의적인 반응을 보이지 않고 있었다. 장·단기 금리인 콜금리와 국고채 3년물의 경우에도 위기이후에는 유가 불확실성의 상승충격에 하락하는 반응을 나타낸다. 유가 불확실성외의 불확실성으로 원유공급 불확실성이 상승하면 위기이후에 국내외 산업생산지수가 하락한다. 국내 주식수익률 또한 하락하지만 위기이후에는 하락폭이 줄어들고 있다. 반면 총수요 불확실성이 상승하는 경우 국내외 주식수익률이 하락하며 외환위기 이후에 하락폭이 더 커지고 설명비율도 증가한다. 또한 국내외 산업생산지수는 위기이후에 하락하는 반응을 보이며 원/달러 환율은 위기이전에 비해 이후에 크게 상승하고 있으며 설명비율도 함께 큰 상승폭을 보이고 있다. 총수요와 유가 불확실성은 수입과 수출 및 가계최종소비와 음(-)의 관

-
- 1) Jo(2014)는 유가 불확실성의 성질이 Kilian and Murphy(2014)의 'speculative demand shock'이나 Kilian(2009)의 'Oil-specific demand shock'과 유사하다고 언급하고 있다.
 - 2) 이후에 언급할 <그림 3>와 같이 유가 불확실성은 원유생산국의 전쟁, 위기, 글로벌 경제상황에 큰 변동을 보이고 있다.
 - 3) Jo(2014)에서도 Kilian(2009) 모형을 확률적 변동성(SV)모형으로 추정된 후 추출한 실질유가에 대한 분산을 유가 불확실성으로 정의하고 있다. 또한 확률적 변동성 모형으로부터 도출한 불확실성이 GARCH 모형으로부터 도출한 불확실성보다 우수하다고 주장한다.

계를 가지고 있다.

본 연구는 다음과 같은 내용을 다루고 있다. 제Ⅱ절에서는 유가 및 불확실성과 관련된 기존 연구들을 살펴보고 본 연구와의 차이점을 논한다. 제Ⅲ절에서는 Primiceri(2005)의 TVC-VAR-SV 모형과 블록 외생성을 가정한 VAR 모형에 대해 이야기한다. 제Ⅳ절에서는 앞에서 언급한 모형을 이용하여 불확실성을 측도하고 이들을 정의한다. 제Ⅴ절에서는 유가 불확실성이 국내 거시 및 금융변수에 미치는 영향에 대해 살펴본다. 제Ⅵ절에서는 본 연구내용을 요약하고 결론을 맺는다.

2. 기존연구

유가와 불확실성에 관한 연구로 우선 Bernanke(1983)와 Pindyck(1991)은 유가 불확실성이 높아질 때 기업은 유가의 변동에 대한 충분한 정보를 얻을 때까지 투자 결정을 지체시켜 결과적으로 총 생산을 감소시킨다고 언급하고 있다. Edelstein and Kilian(2009)은 유가 불확실성의 증가가 고용의 불확실성을 상승시키고 소비자들의 예비적 저축을 늘려 소비에 영향을 미치고 있으며 기업의 투자활동도 압박하고 있음을 보였다. Kilian and Vigfusson(2011)에서는 유가의 비대칭성 영향과 불확실성 간의 관계를 분석하였다. Elder and Serletis(2009)는 캐나다에서의 유가 불확실성에 대한 영향을 분석하였으며 유가 불확실성이 유가 상승충격의 부정적인 영향을 강화시키고 있음을 밝혔다. Elder and Serletis(2010)는 GARCH 모형을 이용하여 유가 변동성을 추출하였으며 이를 불확실성으로 정의하였다. 분석결과, 유가 불확실성이 투자, 소비, 실질 GDP를 하락시키며, 유가 변동성의 영향을 고려할 때에는 유가가 높을 때보다 낮을 때의 유가충격에 이들 변수가 더 크게 하락하는 경향을 보이고 있었다. Kellogg(2010)는 GARCH 모형을 통해 'NYMEX futures options market'을 이용하여 유가 변동성의 기대를 불확실성으로 정의하고, 불확실성의 변화가 기업의 민감도에 미치는 영향을 분석하였다. Rahman and Serletis(2012)에서는 VARMA, GARCH-in-Mean, 비대칭 BEKK 모형을 이용하여 생산, 실질유가의 변화의 조건부 분산이 비대칭성을 가지며 실질유가의 변화에 관한 불확실성이 캐나다의 실질경제 활동의 성장률과 관련이 있음을 보였다. 반면 Alquist, Kilian and Vigfusson(2013)에서는 유가 변동성으로 실질 경제활동의 변동을 설명하는 구조를 알기는 어려울 뿐만 아니라 유가 불확실성이 단순한 유가 변동성으로 정의하기 쉽지 않은 이유에

대해 설명하고 있다. GARCH 모형을 사용하지 않은 연구로 Jo(2014)는 Kilian(2009)의 모형을 바탕으로 확률적 변동성 VAR 모형을 통해 유가의 1차 적률과 2차 적률 효과를 분리하여 유가 불확실성을 측정한 후 유가 불확실성이 글로벌 경제활동에 미치는 영향을 분석하였다. Kilian(2009)의 모형을 사용한 최근 연구로는 Cross and Nguyen(2017)이 시간변동계수 구조형 VAR 모형을 이용하여 원유 공급충격, 총 수요충격, 석유 고유충격이 중국 GDP에 미치는 영향을 분석하였다.

국내 연구로는 먼저 이근영·정한영(2002)이 외환위기 이전에 유가가 GDP와 물가에 미치는 영향에 비대칭성이 존재함을 연구하였다. 이근영(2011)은 오차수정모형을 사용하여 유가상승 및 하락충격이 GDP와 소비자물가, M2, 원/달러 환율 등에 미치는 영향을 확인하였으며 글로벌 금융위기 이후 원/달러 환율과 소비자물가, M2의 반응이 모두 커짐을 보여주었다. 김권식(2011)은 2005년 이후 국제유가의 충격이 한국의 경기불황과 밀접한 관계가 있음을 밝혔다. 배성중·박상우(2011)에서는 Kilian(2009)의 모형을 기반으로 국제유가의 변동요인을 원유생산충격, 글로벌 경기충격, 유가 고유충격으로 구분한 후, 국제 원유시장과 국내 거시경제, 국내 산업 등 3개의 블록으로 구성된 구조형 VAR모형을 통해 이들 충격이 국내 산업별 생산 및 소비자 물가에 미치는 영향을 분석하였다.

이와 같이 기존의 연구들은 유가와 관련된 변동요인이나 유가가 직접적으로 국내 거시변수에 미치는 영향을 중심으로 분석하고 있다. 하지만 Alquist, Kilian and Vigfusson(2013)에서 언급한 바와 같이 GARCH 모형으로부터 얻은 유가의 변동성을 불확실성으로 정의하는 것은 쉽지 않으며 그 외의 방법으로 불확실성을 정의하는 연구는 미흡한 실정이다. 이에 따라 본 연구에서는 Kilian(2009) 모형을 기반으로 이들 충격의 분산을 TVC-VAR-SV 모형을 통해 직접 도출한 후 원유공급, 총 수요, 유가 불확실성을 정의한다. 이후 이들 불확실성들이 국내 거시 및 금융변수에 미치는 영향을 블록 외생성을 가정한 VAR 모형을 통해 알아보고자 한다.

3. 추정방법

1) TVC-VAR(p) 모형

Kilian(2009)의 세 변수의 시간가변적 분산을 추출하기 위해 확률적 변동성을 가

진 TVC-VAR(Time-Varying Coefficient VAR) 모형을 추정한다. 이를 위해 우선 Kilian(2009)을 따라 시차가 12, 3변수인 축약형 모형은 식 (1)과 같다.

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{12,t}y_{t-12} + u_t, \quad \text{Var}(u_t) = \Omega_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

T 는 표본수를 의미하며, y_t 는 $\Delta Prod$, REA , RPO 으로 구성된 3×1 벡터의 내생변수를 나타낸다. $B_{1,t}$, $B_{2,t}$, ..., $B_{12,t}$ 는 각각 시차가 1에서 12까지의 시변적인 3×3 의 계수행렬이다. c_t 는 시변적인 3×1 상수항벡터이다. u_t 는 오차항 벡터이며 Ω_t 는 시변적인 공분산 행렬을 나타낸다. 여기서는 Primiceri(2005)를 따라 출레스키 분해를 가정한 하방삼각행렬 Γ_t 와 대각행렬 Π_t 를 식 (2)와 같이 표현할 수 있다.

$$\Gamma_t \Omega_t \Gamma_t' = \Pi_t \Pi_t' \quad (2)$$

$$\Gamma_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \gamma_{21,t} & 1 & 0 \\ \gamma_{31,t} & \gamma_{32,t} & 1 \end{bmatrix}, \quad \Pi_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{3,t} \end{bmatrix}$$

식 (1)은 Γ_t 와 Π_t , 구조형 충격인 ε_t 을 이용하여 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{12,t}y_{t-12} + \Gamma_t^{-1} \Pi_t \varepsilon_t, \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = I_3 \quad (3)$$

식 (3)의 추정치들을 모두 벡터로 나타낸 B_t 를 이용하면 다음과 같이 간단하게 표현된다.

$$\begin{aligned} y_t &= X_t' B_t + \Gamma_t^{-1} \Pi_t \varepsilon_t \\ X_t' &= I_3 \otimes [1, y_{t-1}', y_{t-2}', \dots, y_{t-12}'] \\ B_t &= [c_t', B_{1,t}', \dots, B_{12,t}'] \end{aligned} \quad (4)$$

Primiceri(2005)에서와 같이 시변 파라미터 행렬 또는 벡터인 B_t , c_t 는 랜덤워크를 따른다고 가정하고 $\ln \sigma_t$ 는 AR(1)을 따르는 경우를 고려하면 이들은 다음과 같이 표시된다.⁴⁾

4) Primiceri(2005)에서는 랜덤워크를 가정하는 경우 급격한 구조변화를 잘 설명한다고 언급하고 있으나 본 연구에서는 확률적 변동성 모형으로 실질 유가의 분산을 추출한 Jo(2014)를 따라 분산이 AR(1)과 랜덤워크를 따르는 경우를 모두 고려하고 있다. 여기서는 AR(1)을 따르는 경우를 보여준다.

$$B_t = B_{t-1} + \zeta_t \quad (5)$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \eta_t \quad (6)$$

$$\log \sigma_t = F_\sigma \log \sigma_{t-1} + \nu_t \quad (7)$$

$$Var(\zeta_t) = Q, \quad Var(\eta_t) = S, \quad Var(\nu_t) = W$$

여기서 ζ_t, η_t, ν_t 의 평균은 0이고 구조형 오차항 ε_t 을 결합한 $[\varepsilon_t', \zeta_t', \eta_t', \nu_t']'$ 는 결합정규분포를 따르며 식 (8)과 같은 분산-공분산 행렬로 표시할 수 있다.

$$V = Var \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \\ \nu_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (8)$$

I_3 는 3×3의 단위행렬이며 Q, S, W 는 양정부호행렬이다.

모형의 추정을 위해 본 연구에서는 MCMC(Markov Chain Monte Carlo)와 깃스 표본기법(Gibbs Sampling)을 이용한다. 전체적인 MCMC 알고리즘은 ① 사전분포로부터 얻은 Γ^T, Π^T, s^T, V 를 통해 ② $p(B^T | y^T, \Gamma^T, \Pi^T, V)$ 로부터 B^{T*} 를 추출하고 ③ $p(\Gamma^T | y^T, B^{T*}, \Pi^T, V)$ 로부터 Γ^{T*} 를 추출한다. ④ $p(\Pi^T | y^T, \Gamma^{T*}, B^{T*}, s^T, V)$ 로부터 Π^{T*} 를, ⑤ $p(s^T | y^T, \Gamma^{T*}, \Pi^{T*}, V)$ 로부터 s^{T*} 를 추출한다. ⑥ 마지막으로 $p(Q, W, S | y^T, \Gamma^{T*}, B^{T*}, \Pi^{T*})$ 로부터 얻은 Q, S, W 로 V^* 를 구한다. 위 과정을 ②에서 ⑥까지 반복한다. 본 연구에서는 총 10,000번의 과정을 반복한 후 사전분포의 영향을 최소화하기 위해 8,000개의 표본을 버리고 2,000개의 깃스표본을 이용한다.

(1) 사전분포(Prior distribution)

깃스표본기법을 이용하기 위해서는 먼저 사전분포를 설정하는데 우선 표본기간에 해당되지 않는 1975년 2월부터 1990년 1월까지 180개의 표본을 이용하여 일반적인 VAR모형의 OLS 추정치를 구한다. Primiceri(2005)를 따라 각 초기 파라미터들인 $B_0, \Gamma_0, \log \sigma_0$ 가 정규분포를 따른다고 가정하고 B_0 는 평균이 \hat{B}_{OLS} , 분산은 $4 Var(\hat{B}_{OLS})$ 이며 Γ_0 는 평균이 $\hat{\Gamma}_{OLS}$, 분산을 $4 Var(\hat{\Gamma}_{OLS})$ 로 둔다. $\log \sigma_0$ 의 경우 평균은 $\log \hat{\sigma}_{OLS}$, 분산은 단위행렬로 상정한다. 사전분포 내의 파라미터인 하이퍼파라미터 Q, W, S 는 역의 Wishart 분포를 따른다고 가정한다. 이 때 W 와 S 의 자유도는 행

렬의 크기에 1을 더한 값으로 두므로 W 의 자유도는 4가 되고 S 는 출레스키 분해를 가정하는 경우 각각의 식의 크기가 달라지므로 3변수인 경우 2개의 블록으로 구분한다. Q 의 자유도는 사전분포를 설정할 때 사용되는 표본수인 180개이다. 위 과정을 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 B_0 &\sim N(\hat{B}_{OLS}, 4 \cdot \text{Var}(\hat{B}_{OLS})), \\
 \Gamma_0 &\sim N(\hat{\Gamma}_{OLS}, 4 \cdot \text{Var}(\hat{\Gamma}_{OLS})), \\
 \log \sigma_0 &\sim N(\log \hat{\sigma}_{OLS}, I_3), \\
 Q &\sim IW(k_Q^2 \cdot 180 \cdot \text{Var}(\hat{B}_{OLS}), 180), \\
 W &\sim IW(k_W^2 \cdot 4 \cdot I_4, 4), \\
 S_1 &\sim IW(k_S^2 \cdot 2 \cdot \text{Var}(\hat{\Gamma}_{1,OLS}), 2), \\
 S_2 &\sim IW(k_S^2 \cdot 3 \cdot \text{Var}(\hat{\Gamma}_{2,OLS}), 3),
 \end{aligned} \tag{9}$$

S 의 경우 하방삼각행렬인 Γ 의 특징에 따라 두 번째 식은 하나의 벡터, 세 번째 식은 2개의 벡터로 구성되므로 자유도가 각각 2, 3인 2개의 블록이 된다. k_Q, k_W 는 0.01로 가정하며 k_S 의 경우 0.1에서 1 사이의 값에 따라 Γ_t 의 추정치의 변동정도가 달라지고 있다. 본 연구에서는 k_S 가 1인 경우와 1보다 작은 경우를 함께 고려하여 결과를 비교해본다.

(2) B^{T*} 의 추출

우선 초기분포에서 얻은 Γ^T, Π^T, V 를 이용하면 Fruhwirth-Schnatter(1994)와 Carter and Kohn(1994)의 밀도함수는 다음과 같이 분해된다.

$$\begin{aligned}
 &p(B^{T*} | y^T, \Gamma^T, \Pi^T, V) \\
 &= p(B_T | y^T, \Gamma^T, \Pi^T, V) \prod_{t=1}^{T-1} p(B_t | B_{t+1}, y^t, \Gamma^T, \Pi^T, V) \\
 &B_t | B_{t+1}, y^t, \Gamma^T, \Pi^T, V \sim N(B_{t|t+1}, P_{t|t+1}), \\
 &B_{t|t+1} = E(B_t | B_{t+1}, y^t, \Gamma^T, \Pi^T, V), \\
 &P_{t|t+1} = \text{Var}(B_t | B_{t+1}, y^t, \Gamma^T, \Pi^T, V)
 \end{aligned} \tag{10}$$

여기서 $p(\cdot)$ 는 일반적인 밀도함수를 나타낸다. 식 (10)에서 B^{T*} 의 추출을 위해

우선 칼만필터(Kalman filter) 과정에서 얻은 B_T 를 $B_{T|T}$ 로 두면 $B_t | B_{t+1}, y^t, \Gamma^T, \Pi^T, V$ 에 대한 조건부 사후분포의 평균($B_{T-1|T}$)과 분산($P_{T-1|T}$)을 얻을 수 있다. 그리고 동 분포로부터 B_{T-1}^* 를 추출한다. 식 (10)은 이러한 과정을 $B_{T-1|T}$ 부터 $B_{1|2}$ 까지 반복하는 평활화(smoothing) 과정을 나타낸다.

(3) Γ^{T*} 의 추출

Γ^{T*} 를 추출하기 위해 이전의 과정에서 추출된 B^{T*} 와 관측가능한 \hat{y}_t 를 이용하여 식 (4)의 $y_t = X_t' B_t + \Gamma_t^{-1} \Pi_t \varepsilon_t$ 를 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\Gamma_t(y_t - X_t' B_t^*) = \Gamma_t \hat{y}_t = \Pi_t \varepsilon_t \quad (11)$$

여기서는 출레스키 분해를 가정하기 때문에 Γ_t 가 하방삼각행렬인 성격을 고려하여 3변수인 경우의 $\Gamma_t \hat{y}_t = \Pi_t \varepsilon_t$ 을 다시 풀어쓰면 식 (12)와 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= Y_t \gamma_t + \Pi_t \varepsilon_t \\ \hat{y}_t &= \begin{bmatrix} \hat{y}_{1,t} \\ \hat{y}_{2,t} \\ \hat{y}_{3,t} \end{bmatrix}, \quad Y_t = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -\hat{y}_{1,t} & 0 & 0 \\ 0 & -\hat{y}_{1,t} - \hat{y}_{2,t} \end{bmatrix}, \\ \gamma_t &= [\gamma_{21,t}, \gamma_{31,t}, \gamma_{32,t}]' \end{aligned} \quad (12)$$

식 (6)과 식 (12)은 상태공간방정식으로 표현되는데 이 때 \hat{y}_t 와 γ_t 는 결합정규분포가 아니기 때문에 일반적인 칼만필터의 과정으로 조건부 사후분포를 구할 수 없다. 이를 위해 식 (9)에서처럼 각각의 방정식에 대해 S 를 블록 대각행렬로 가정하면 각 방정식별로 칼만필터와 평활화기법을 사용하여 해결할 수 있다. 이 경우에는 3개의 방정식이 된다. 따라서 식 (6)과 식 (12)를 이용하여 각각의 방정식에 대해 다음과 같은 분포에서 표본을 추출한다.

$$\begin{aligned} \gamma_{i,t} | \gamma_{i,t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, \Pi^T, V &\sim N(\gamma_{i,t|t+1}, A_{i,t|t+1}), \\ \gamma_{i,t|t+1} &= E(\gamma_{i,t} | \gamma_{i,t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, \Pi^T, V), \\ A_{i,t|t+1} &= Var(\gamma_{i,t} | \gamma_{i,t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, \Pi^T, V) \end{aligned} \quad (13)$$

여기서 i 는 각 방정식에 해당되는 블록을 의미하며 위 과정은 B^{T*} 의 추출과정과 동일하다.

(4) Π^{T*} 와 s^{T*} 의 추출

Π^{T*} 의 추출을 위해 이전의 과정에서 추출된 B^{T*} , Γ^{T*} 와 관측가능한 y_t^* 를 이용하여 식 (4)의 $y_t = X_t' B_t + \Gamma_t^{-1} \Pi_t e_t$ 를 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\Gamma_t(y_t - X_t' B_t^*) = y_t^* = \Pi_t e_t \quad (14)$$

분산은 비선형 방정식의 형태이지만 식 (14)에 제곱과 대수를 취함으로써 쉽게 선형형태로 전환할 수 있다. 이 때 $y_{i,t}^2$ 이 작을 수 있으므로 상쇄상수를 추가하여 추정과정을 견고하게 할 수 있다. 우선 식 (14)의 행렬에 대해 각 식의 양변을 제곱한 후 대수를 취하면 다음과 같이 정리된다.

$$y_y^{**} = 2h_t + e_t \quad (15)$$

$$h_t = h_{t-1} + v_t$$

여기서 $y_{i,t}^{**} = \log[(y_{i,t}^*)^2 + \bar{c}]$ 이며 상쇄상수인 \bar{c} 는 $1e-6$ 으로 둔다. $e_{i,t} = \log(e_{i,t}^2)$ 이며, $h_{i,t} = \log \sigma_{i,t}$ 이다. 이 때 3변수인 경우 i 는 1, 2, 3이며 $e_{i,t}$ 와 v_t 는 비상관관계이다.⁵⁾ 이 과정은 추정식의 오차항이 $\log \chi^2(1)$ 를 따르기 때문에 선형이지만 비가우시안 상태공간형태가 된다. 가우시안 형태로 전환하기 위해서는 Kim et al.(1998)을 따라 $\log \chi^2(1)$ 의 정규근사혼합분포를 사용하면 B^T 와 Γ^T , V , s^T 를 조건부로 한 분포가 선형 가우시안 상태공간형태에 근사하게 된다.⁶⁾ 이를 통해 Π^{T*} 의 요소들인 h^T 의 추출은 이전과 과정들과 동일하게 식 (16)의 분포에서 추출하는 과정을 반복한다.

5) Harvey et al.(1994)는 e 와 v 가 독립적이지 않더라도 비상관관계임을 증명하고 있다.

6) Kim et al.(1998)은 e_t 의 공분산 행렬이 단위행렬이므로 e_t 의 공분산 행렬이 대각행렬이 되어 각 $e_{i,t}$ 에 독립적인 $\log \chi^2(1)$ 의 정규근사혼합(mixture of normals approximation)분포를 사용할 수 있다고 언급했다. 또한 Kim et al.(1998)은 7개의 혼합정규밀도함수(성분확률 q_j 와 평균 $m_j-1.2704$, 분산 ω_j , $j=1, \dots, 7$)를 사용했다. 상수항 q_j , m_j , ω_j 는 $\log \chi^2(1)$ 의 적률의 수를 맞추기 위해 선택된다. $s^T = [s_1, \dots, s_T]'$ 는 정규근사혼합의 요소에서 매기 선택되며 e 의 각 요소에 사용된다.

$$\begin{aligned}
h_t | h_{t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, B^{T*}, V, s^T &\sim N(h_{t|t+1}, H_{t|t+1}), \\
h_{t|t+1} &= E(h_t | h_{t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, B^{T*}, V, s^T), \\
H_{t|t+1} &= Var(h_t | h_{t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, B^{T*}, V, s^T)
\end{aligned} \tag{16}$$

위의 과정에서 얻은 y^{T**} 와 h^T 를 조건부로 하는 새로운 s^T 의 표본은 다음 과정에 사용할 수 있다. Kim et al.(1998)에 따르면 아래의 이산밀도함수로부터 $s_{i,t}$ 를 독립적으로 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}
Pr(s_{i,t} = j | y_{i,t}^{**}, h_{i,t}) &\propto q_j f_N(y_{i,t}^{**} | 2h_{i,t} + m_j - 1.2704, \omega_j^2), \\
j &= 1, \dots, 7, \quad i = 1, \dots, n
\end{aligned} \tag{17}$$

(5) Q, W, S 의 추출

하이퍼파라미터 Q, W, S 로 구성된 V 는 블록 대각행렬이며 S 또한 앞에서 언급한 바와 같이 블록 대각행렬이다. 또한 $B^T, \Pi^T, \Gamma^T, y^T$ 를 조건부로 한 각 블록들은 역의 wishart 사후분포를 따르며 각 블록들은 독립적이다.

(6) 충격반응함수

시간가변적인 계수와 공분산을 이용하여 각 t기의 구조형 충격에 대한 반응을 모든 t에 대해 알아볼 수 있다. 여기서는 Koop, Pesaran and Potter(1996)에서와 같이 충격반응을 아래와 같은 조건부 기대의 차이로 표시한다.

$$IR_t = E(y_{t+k} | \Phi_t, y_{t-1}, \xi) - E(y_{t+k} | \Phi_t, y_{t-1}) \tag{18}$$

Φ_t 는 모형의 추정에 사용된 t기의 모든 파라미터에 대한 정보를 표시하고 ξ 는 구조적 충격을 나타낸다. 식 (18)의 첫 번째 항은 구조적 충격이 있는 조건하에서 각 변수들의 k기 후의 기댓값을 의미하고 두 번째 항은 구조적 충격을 고려하지 않은 경우에 해당된다.⁷⁾

7) Koop, Pesaran and Potter(1996)에서는 충격반응을 아래의 식과 같이 t기에 δ 의 크기만큼의 구조적 충격이 있는 경우와 충격의 크기가 0인 경우에 대한 기대의 차이로 표현하고 있다. 본 연구에서의 ξ 는 구조적 충격의 유무를 나타내며 충격의 크기는 1인 경우를 분석한다.

2) 블록외생성 VAR 모형

본 연구에서는 해외 불확실성이 국내외 금융변수에 동태적으로 어떤 영향을 미치는지 분석하기 위해 출레스키 분해를 이용한 VAR 모형을 이용한다. 이를 위해 우선 식 (19)와 같은 구조형 VAR(p) 모형이 고려된다.

$$A_0 Y_t = A_1 + \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-i} + u_t, \quad u_t \sim N(0, D) \quad (19)$$

식 (19)에서 A_0 는 변수들간의 동시기 영향을 보여주는 파라미터들로 구성되며 u_t 는 계열상관관계를 가지지 않는 구조 오차항 벡터이다. 식 (19)의 구조형 VAR(p) 모형은 식 (20)와 같은 축약형 모형으로 나타낼 수 있다.

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Omega) \quad (20)$$

$$(a = A_0^{-1} A_1, \quad \beta_i = A_0^{-1} \Gamma_i, \quad \varepsilon_t = A_0^{-1} u_t)$$

축약형 모형의 공분산행렬인 Ω 는 식 (19)의 $\varepsilon_t = A_0^{-1} u_t$ 으로부터 얻을 수 있는 $\Omega = A_0^{-1} D A_0^{-1'}$ 로 구할 수 있으며 이는 구조형 모형의 파라미터 A_0 와 공분산행렬 D 으로 구성된다. 여기서 구조형 파라미터인 A_0 를 식별하기 위해 가장 간단한 방법으로 출레스키 분해를 이용한다. 하지만, 소규모 개방경제인 우리나라의 경우에 해외 불확실성들은 국내 금융변수에 의해 영향을 받지 않기 때문에 식 (21)과 같이 $\gamma_{FD}^i = 0$ 인 블록 외생성을 가정한 VAR 모형(Lastrapes, 2005, 2006)이 사용된다.

$$\begin{pmatrix} Y_{F,t} \\ Y_{D,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_F \\ a_D \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{pmatrix} \gamma_{FF}^i & 0 \\ \gamma_{DF}^i & \gamma_{DD}^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{F,t-i} \\ Y_{D,t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{F,t} \\ \varepsilon_{D,t} \end{pmatrix} \quad (21)$$

식 (21)에서 $Y_{F,t}$ 는 불확실성으로 구성된 3×1 벡터의 해외변수이며 $Y_{D,t}$ 는 국내 경제변수벡터로 구성된다. 식 (21)은 식(22)와 같이 분해될 수 있다(참조: Hamilton, 1994).

$I_Y(n, \delta, \omega_{t-1}) = E(Y_{t+n} | V_t = \delta, V_{t+1} = 0, \dots, V_{t+n} = 0, \omega_{t-1}) - E(Y_{t+n} | V_t = 0, V_{t+1} = 0, \dots, V_{t+n} = 0, \omega_{t-1})$

$$Y_{F,t} = a_F + \sum_{i=1}^p \gamma_{FF}^i Y_{F,t-i} + \varepsilon_{F,t} \quad (22)$$

$$Y_{D,t} = d_D + \sum_{i=0}^p \Psi^i Y_{F,t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{DD}^i Y_{D,t-i} + v_{F,t}$$

$$\begin{cases} \psi_0 = \Omega_{DF} \Omega_{FF}^{-1} \\ \psi_i = \gamma_{DF}^i - \psi_0 \gamma_{FF}^i & i = 1, \dots, p \\ E(v_t v_t') = \Omega_{DD} - \Omega_{DF} \Omega_{FF}^{-1} \Omega_{DF}' = V \\ d_D = a_D - \psi_0 a_F \end{cases}$$

블록 외생성을 가정한 VAR모형의 추정엔 먼저 식 (22)를 OLS 추정한 후 식 (22)의 4가지 조건을 통해 식 (21)의 파라미터인 γ^i 와 Ω 를 추출한다. 충격반응함수와 분산분해는 추출된 γ^i 와 Ω 를 이용하여 얻을 수 있다.

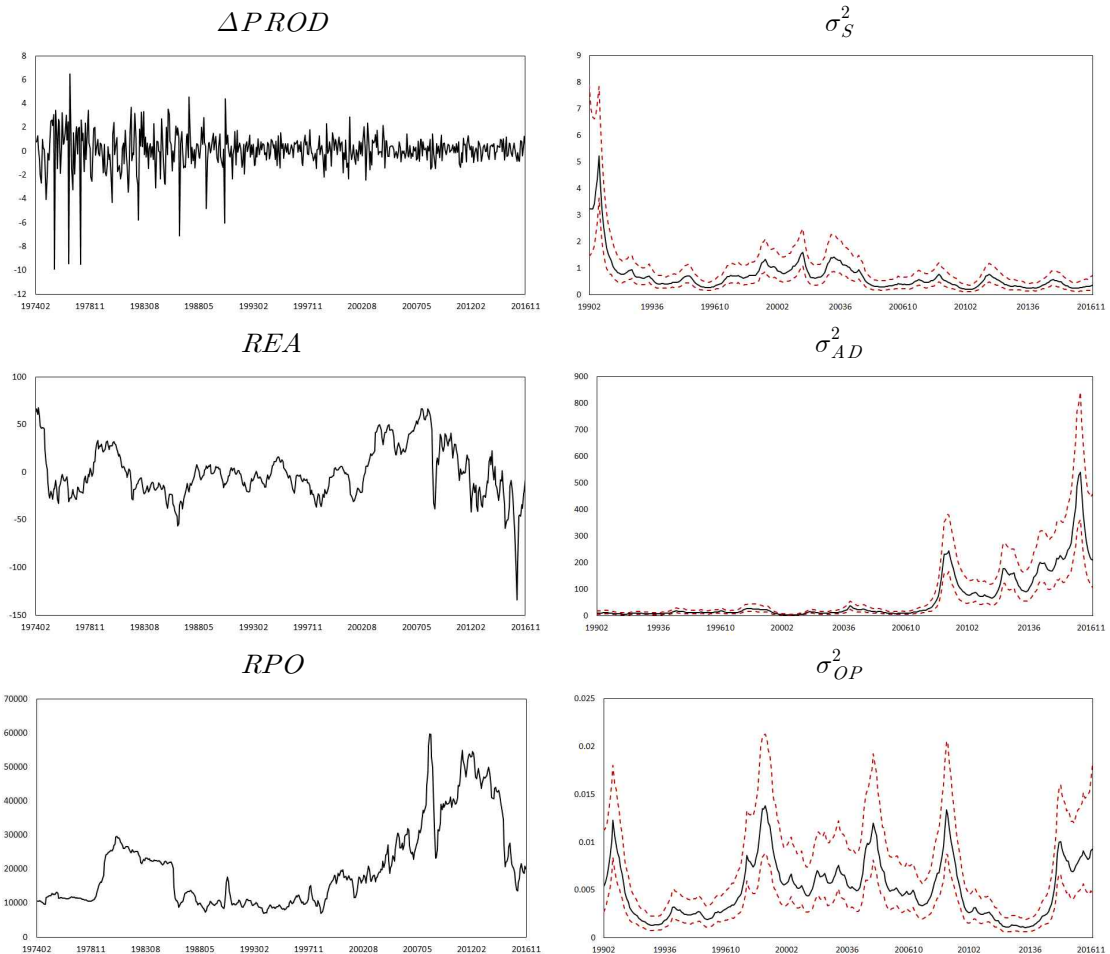
4. 자료의 특성

1) Kilian(2009)의 충격분해

본 연구에서는 Kilian(2009)에서 사용된 모형을 이용하여 세 가지 종류의 불확실성을 측도하고자 한다. <그림 2>의 첫 번째 열은 추정에 사용된 세 가지 변수의 추이를 보여주고 있는데 우선 $\Delta Prod$ 는 원유 생산량의 변화율이며 REA 와 RPO 는 각각 실질 경제활동지수(Real Economic Activity index)와 실질유가(Real Price of Oil)를 나타낸다.⁸⁾ $\Delta Prod$ 는 70년대, 80년대까지는 큰 변동을 보이거나 이후에는 변동이 줄어들고 있다. REA 는 70년대와 80년대 중반, 외환 및 금융위기 기간에 하락하고 있으며 최근에는 중국의 저성장과 미국의 정책금리 인상의 여파로 크게 하락하고 있다. RPO 는 1978년에서 1985년까지 잠시 높은 값을 보였고, 2000년부터는 꾸준히 상승하다 금융위기 기간에 큰 변동폭을 보이다가 2012년부터는 다시 꾸준히 하락하고 있다. 본 연구에서는 이들을 이용하여 Primiceri(2005)의 TVC-VAR(12)-SV(AR) 모형을 통해 분산을 추출하고 불확실성으로 정의한다. 이 때 Kilian(2009)을 따라 $\Delta Prod$, REA , RPO 의 순서대로 출레스키 가정을 이용한다. <그림 2>의 두 번째 열은 추출된 세 가지의 불확실성의 중앙값과 16, 84분위의 값을 보여준다. 여기서는 추출에 사용된 모형에 따라 결과가 달라질 수 있기 때문에 기본 모형에서

8) Kilian(2009)에서는 선박관련 경제활동지수를 이용하여 실질 경제활동지수를 직접 측도하였으며 Kilian의 REA는 <http://www-personal.umich.edu/~lkilian/reaupdate.txt>에서 제공한다.

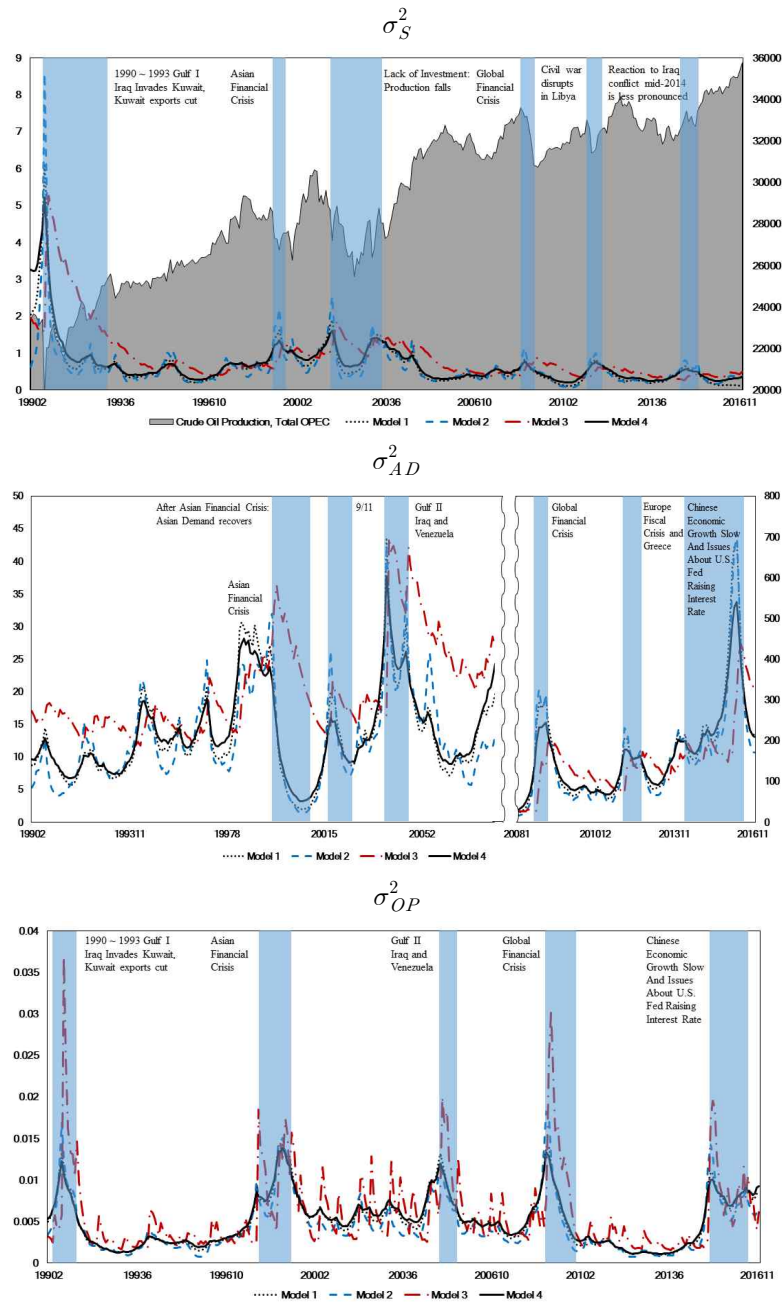
<그림 2> Kilian(2009) 3변수의 추이와 불확실성(Model 4)



- 주 1) $\Delta PROD$: 원유 생산량의 변화율, REA: Real Economic activity, RPO: Real Price of Oil.
 2) 점선은 각각 16분위, 84분위의 값, 실선은 중앙값을 나타냄.

의 결과와 분산이 랜덤워크를 따르는 경우, VAR의 추정치가 시간가변계수가 아닌 경우, GARCH(1,1) 모형에서 추출한 경우의 값들과 비교해본다. <그림 3>는 각 모형에서 추출된 불확실성들과 관련이슈를 보여주고 있다. 추출된 불확실성의 표본기간은 1990년 2월부터 2016년 11월까지의 322개의 관측치이다. 우선 쿠웨이트와 이란의 걸프전으로 인한 쿠웨이트의 유류공급 단절로 OPEC 유류공급량은 1990년에 크게 하락한 후 점차 상승하고 있으며 동 시기에 σ_S^2 (공급 불확실성)은 반대의 움직임을 보이고 있다. 이후 σ_S^2 는 1998년 외환위기, 2002년의 투자감소로 인한 생산량 감소, 2008년 금융위기, 리비아의 내전, 2014년 중반 이라크 문제 발생시 상승하고 있다. 다음으로 σ_{AD}^2 (총수요 불확실성)는 2008년 금융위기이전에는 외환위기, 9/11 테

<그림 3> 모형별 불확실성 비교

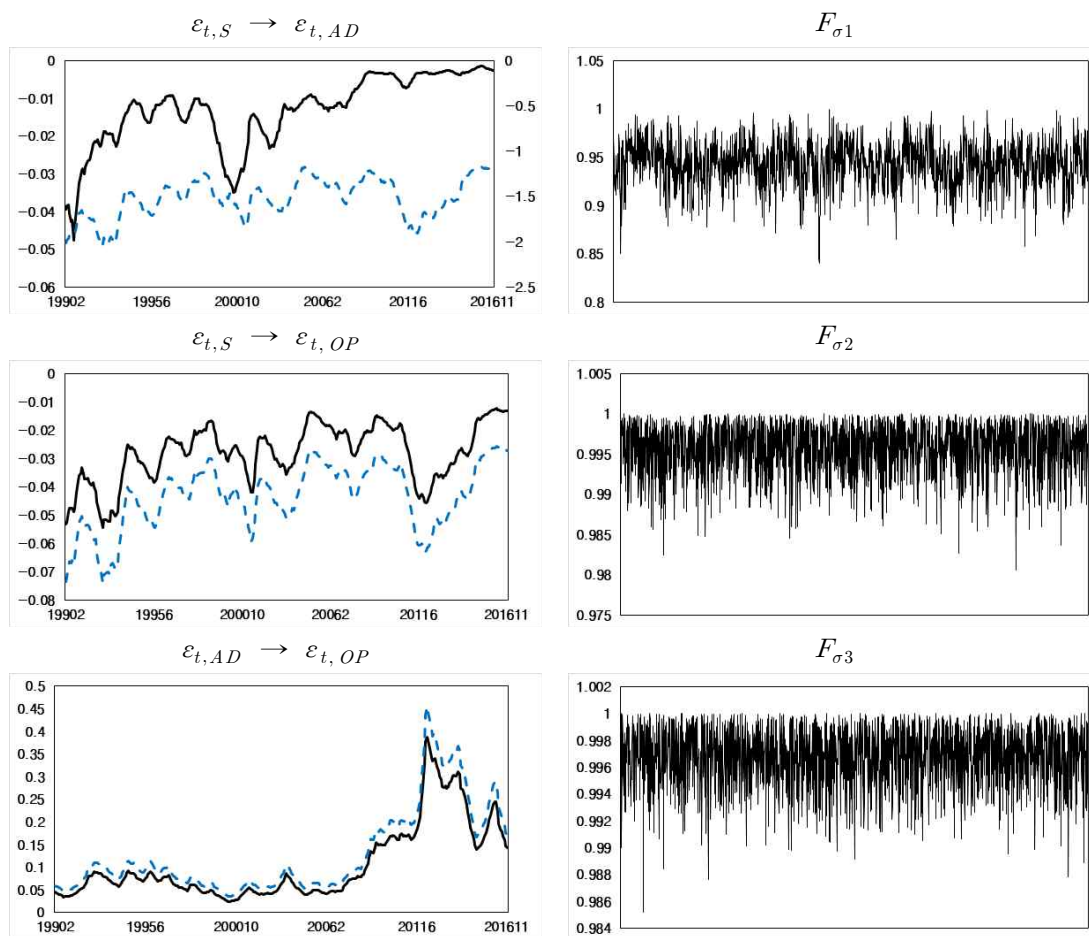


주) Model 1: TVC-VAR(12)-SV(RW), Model 2: VAR(12)-SV(AR1), Model 3: VAR(4)-GARCH (1,1), Model 4: TVC-VAR(12)-SV(AR1).

러, 2차 걸프전 등의 기간에 상승하고 있으나 그 규모가 크지는 않다. 반면 금융위기, 유럽재정위기, 최근의 중국 저성장 문제 및 미국 정책금리 인상과 같은 이슈에는 큰 폭으로 상승하고 있다. 마지막으로 σ_{OP}^2 (유가 불확실성)은 1차와 2차 걸프전, 외환위기, 금융위기 중국 저성장 및 미국 금리인상과 같은 이슈에 상승하고 있다.

RPO 의 충격에 대해 Kilian(2009)에서는 산업에서 발생하는 수요의 변화를 제외한 석유 수요의 변화로 해석하고 있으며, 이를 불확실성으로 추출한 σ_{OP}^2 의 경우에는 미래의 원유 공급량의 변화 및 수요의 변화에 대비하기 위한 석유시장의 고유 수요로 해석할 수 있다. 이를 본 연구에서는 Jo(2014)를 따라 σ_{OP}^2 를 유가 불확실성으로 정의한다. 한편, 불확실성들의 추출시 네 가지의 모형 모두 유사한 결과를 보이고 있으므로 본 연구에서는 분산이 AR(1)을 따른다고 가정한 네 번째 모형에서 추출된 불확실성을 이용한다. <그림 4>의 첫 번째 열은 TVC-VAR(12) 모형에서 추정된 세 변수들의 충격반응함수를 나타낸다. 우선 실선은 0기의 반응을, 점선은 24개월 후의 누적반응을 보여준다. 출레스키 분해를 가정했기 때문에 외생성이 높은 순

<그림 4> TVC-VAR(12) 충격반응함수 및 F_σ 의 표본값



- 주 1) 충격반응함수의 실선은 0기의 충격반응이며 좌측에 해당되며, 점선은 24개월후의 충격반응으로 우측으로 표시됨.
2) F_σ 는 2,000개의 표본값을 나타냄.

으로 $\varepsilon_{t,S} \rightarrow \varepsilon_{t,AD}$, $\varepsilon_{t,S} \rightarrow \varepsilon_{t,OP}$, $\varepsilon_{t,AD} \rightarrow \varepsilon_{t,OP}$ 의 세 개의 충격반응을 보면 공급 충격은 총수요와 고유수요를 감소시키며 총 수요충격은 고유수요를 증가시키고 있다. 이러한 결과는 Kilian(2009)에서의 결과와 유사하다. <그림 4>의 두 번째 열은 분산의 AR(1) 표본 2,000개를 보여준다. 변수의 안정성을 위해 추정시 F_o 가 1보다 작은 경우만 채택하여 시뮬레이션 하였으며 이에 따른 표본값들을 보여준다.⁹⁾

2) 분석자료

본 연구에서는 유가와 관련된 불확실성들이 국내 경제변수에 어떤 영향을 미치는지를 확인하기 위해 세 종류의 불확실성 외에 산업생산지수, 소비자물가지수, 원/달러 환율 등의 변수들을 고려하였다. 이들 변수는 모두 한국은행 경제통계시스템에서 제공하고 있으며 추출된 불확실성과 동일한 1990년 2월부터 2016년 11월까지의 월별자료를 사용한다. 각 지수 자료들은 계절조정된 자료이다. 분석에 앞서 각 변수들의 단위근 검정을 실시하였다. <표 1>은 각 변수의 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron)검정 결과를 보여주는데 추세가 있는 경우 국내외 경제변수들은 단위근이 존재한다는 귀무가설을 채택하고 있으며 차분변수의 경우에는 단위근이 존재하지 않았다. 불확실성들의 경우에도 차분하는 경우 모든 경우에 단위근이 존재하지 않는다.¹⁰⁾ 단위근이 존재하는 변수의 차분변수 간에는 공적분 관계가 존재할 수 있으므로 Johansen(1988) 공적분 검정을 실시한다. <표 2>는 시차가 1인 경우 단위근이 존재하지 않는 산업생산지수와 원/달러 환율의 공적분 검정 결과를 보여주는데 외생변수로 불확실성과 미국의 경제변수를 고려하는 경우 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 채택하고 있다.

<표 3>은 분석에 사용된 변수들의 기초통계량을 나타낸다. 이 때, 거시 및 금융 변수와 불확실성들은 대수차분하여 100을 곱한 변화율(%)의 자료를 이용한다. 우선 국내 거시변수인 $\Delta won/\$$ 과, ΔIP , ΔCPI , $\Delta kospi$ 의 평균은 각각 0.159%, 0.499%, 0.294%, 0.266%로 표본기간동안 상승하고 있다. 표준편차는 $\Delta kospi$ 가 6.516으로 가

9) k_s 에 대해 Primiceri(2005)에서는 적절한 값에 대한 선행연구가 아직 밝혀지지 않았다고 주장하고 있다. 이에 따라 여기서는 k_s 가 1, 0.1, 0.01인 경우와 2개의 구조적 식에 대해 3가지 k_s 의 조합을 모두 고려하였으나 추출된 분산은 유사하게 나타나고 있다. <그림 2>의 분산은 k_s 각 (0.1, 0.01)인 경우의 결과를 보여주고 있으며 이후 분석도 동일한 분산을 사용한다.

10) 4개의 모형중 GARCH(1,1)에서 추정된 경우를 제외하면 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하고 있다.

<표 1> 단위근 검정

변수		검정방법	ADF		PP	
			상수	추세	상수	추세
수준 변수	다우존스 지수		-1.575	-1.880	-1.577	-1.898
	엔/달러 환율		-2.592 ⁺	-2.541	-2.363	-2.255
	산업생산지수(미국)		-1.754	-1.703	-1.879	-1.316
	산업생산지수(한국)		-1.584	-1.530	-1.605	-1.534
	소비자물가지수(한국)		-5.342 ^{**}	-2.132	-5.930 ^{**}	-2.447
	원/달러 환율		-2.232	-2.323	-2.302	-2.412
	KOSPI		-1.432	-3.197 ⁺	-1.206	-2.985
	σ_S^2 (원유공급)		-4.097 ^{**}	-4.484 ^{**}	-3.239 [*]	-3.382 ⁺
	σ_{AD}^2 (총수요)		-1.721	-3.586 [*]	-1.094	-2.587
	σ_{OP}^2 (유가)		-2.903 [*]	-2.918	-2.238	-2.232

주) **, *, + 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 신뢰수준을 의미.

<표 2> 공적분 검정(시차 1)

H_0	모형	Trace	95% Critical value	λ_{\max}	95% Critical value
$r = 0$	상수	13.865	15.495	10.639	14.265
	상수,추세	16.112	25.872	11.640	19.387

주 1) 단위근이 존재하지 않는 산업생산지수와 원/달러 환율을 대상으로 한 경우.

2) 외생변수로 유가 불확실성, 다우존스 지수, 엔/달러 환율, 미국 산업생산지수를 고려한 경우.

<표 3> 기초통계량

	평균	표준편차	왜도	첨도	최대값	최소값	Q(10)
Δdow	0.611	4.130	-0.735	4.604	10.079	-16.407	7.307
$\Delta yen/\$$	-0.109	2.649	-0.399	4.341	8.291	-11.694	59.656 ^{**}
$\Delta IP(US)$	0.148	0.636	-1.775	12.792	2.031	-4.390	149.40 ^{**}
$\Delta won/\$$	0.159	3.176	5.451	62.379	37.236	-8.857	82.889 ^{**}
$\Delta IP(KR)$	0.499	2.196	-0.809	7.315	7.068	-11.168	8.423
$\Delta CPI(KR)$	0.294	0.446	1.010	6.158	2.499	-0.604	79.252 ^{**}
$\Delta kosp$	0.266	6.516	-0.140	4.293	20.720	-23.582	35.327 ^{**}
$\Delta \sigma_S^2$	-0.692	7.894	-0.231	3.253	17.928	-28.010	372.62 ^{**}
$\Delta \sigma_{AD}^2$	0.965	9.403	0.332	3.471	34.493	-23.020	441.83 ^{**}
$\Delta \sigma_{OP}^2$	0.148	8.255	0.334	2.946	26.678	-19.224	352.43 ^{**}

주 1) **는 1% 수준에서의 신뢰수준을 의미.

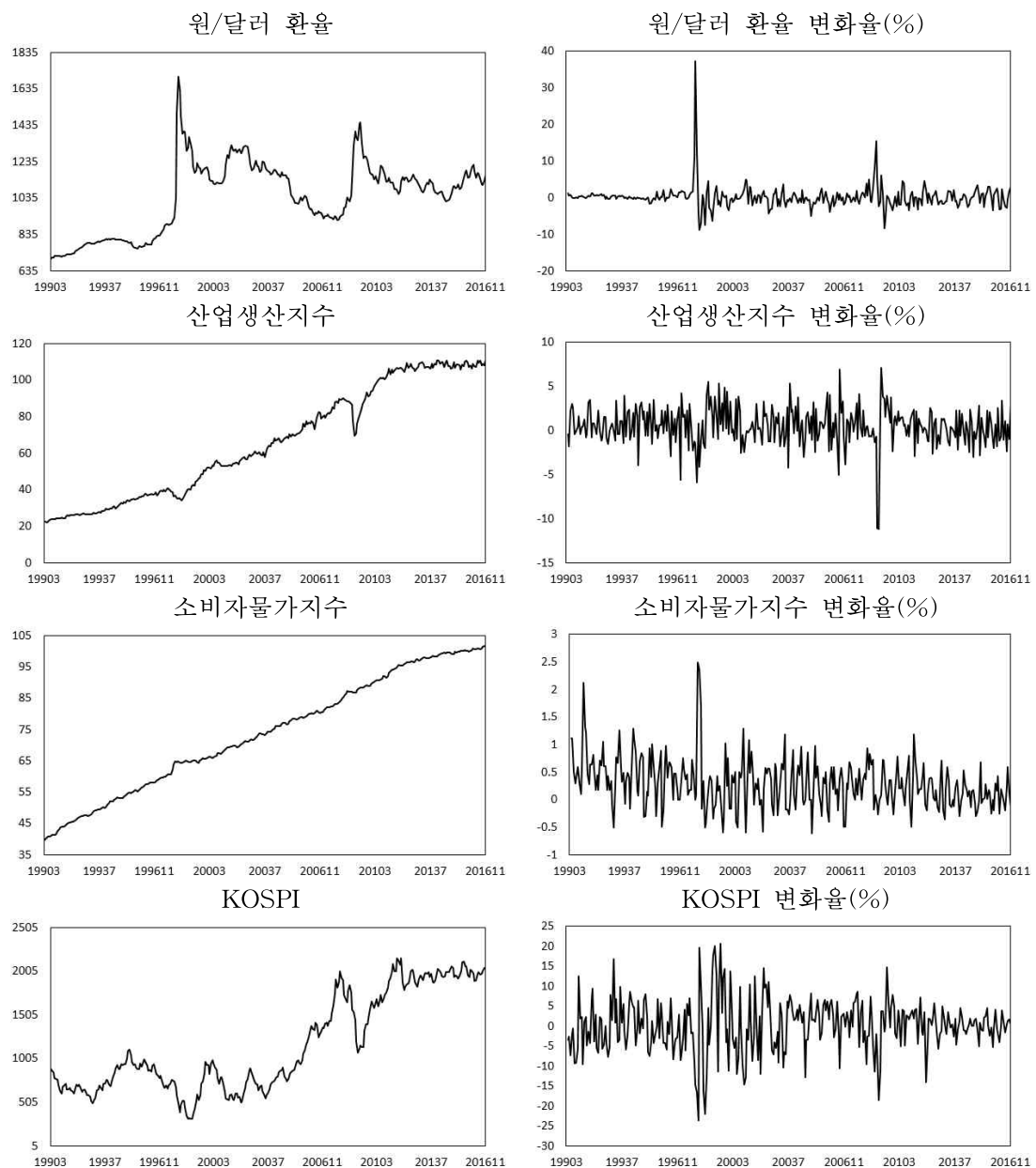
2) σ_S^2 : 공급(Supply) 불확실성.

σ_{AD}^2 : 총수요(Aggregate Demand) 불확실성.

σ_{OP}^2 : 유가 불확실성.

장 크며 $\Delta won/\$$ 이 3.176, ΔIP 가 2.196, ΔCPI 가 0.446순으로 작아진다. 원유 공급 불확실성 σ_s^2 과 총 수요 불확실성 σ_{AD}^2 , 유가 불확실성 σ_{OP}^2 의 표준편차는 각각 7.894, 9.403, 8.255로 σ_{AD}^2 의 변동이 가장 크다. Q(10)은 변화율의 10계차 자기상관 관계에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여준다. Δdow 와 ΔIP 를 제외한 모든 변수들은 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각한다. <그림 5>은 국내 경제변수들의 수준변수와 변화율에 대한 추이를 보여준다. 원/달러

<그림 5> 변수의 추이



러 환율의 경우 외환위기 이전에는 거의 변동이 없으며 변동환율제도로 전환된 이후 외환위기, 금융위기에 큰 폭으로 상승한 후 천천히 하락하고 있다. 산업생산지수와 소비자물가지수는 두 위기기간에 하락 또는 상승하는 추이를 나타내고 있다. 특히, 산업생산지수는 금융위기기간에 큰 하락폭을 보이나 소비자물가지수는 외환위기기간과 1990년 초에 큰 변동폭을 보이고 있다. KOSPI는 외환위기 이후 지속적으로 상승하다가 금융위기를 겪은 이후 횡보하고 있다.

5. 추정결과

본 연구에서는 이러한 불확실성들이 국내 거시변수에 미치는 영향을 분석하고자 하며 소규모 개방경제인 한국의 상황을 반영하여 유가 불확실성과 미국의 산업생산지수, 다우존스 지수, 엔/달러 환율 등이 외생적으로 간주된 7변수 블록 외생성 VAR(1) 모형을 추정한다. 국내 경제변수로는 원/달러 환율, 산업생산지수, 소비자물가지수 등이 사용된다.¹¹⁾ 또한 분석기간동안 두 번의 위기기간이 포함되므로 1997년 11월부터 1998년 12월(외환위기), 1999년 1월부터 2008년 8월, 2008년 9월부터 2009년 6월(금융위기), 2009년 7월부터 2016년 11월의 4개의 기간에 대해 해당기간에는 1, 나머지는 0인 4개의 더미변수를 외생변수로 고려한다.

1) 전체기간

<표 4>는 더미변수가 고려된 7변수 블록 외생성 VAR(1) 모형의 추정결과를 보여주고 있다. 블록 외생성의 가정에 따라 국내의 3변수는 불확실성과 해외변수에 영향을 주지 않는다. 여기서 추정된 추정치와 공분산 행렬을 이용하여 충격반응함수 및 분산분해를 실시한다. <표 5>는 유가 불확실성의 1%p 상승충격에 대한 국내외 거시변수들의 누적충격반응과 분산분해를 보여주고 있다. 우선 $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 1%p 상승충격에 $\Delta dowj$ 는 초기에 0.083%만큼 하락한 후 꾸준히 하락폭이 증가하여 24개월 후에는 0.267%만큼 하락하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. $\Delta yen/\$$ 은 통계적으로 유의적이지는 않으나 24개월 후에는 하락하고 있다. ΔIP^{US} 는 초기에는 상승 후 하락하나 통계적으로 유의적이지 않고 24개월 후에는 0.018%만큼 하락하며 5%

11) 7변수 VAR 모형의 경우에 더미 유무에 관계없이 AICc, AIC,의 검정결과 적정 시차는 모두 1로 나타난다.

<표 4> 7변수 VAR(1) 추정결과

	$\Delta\sigma_{OP,t}^2$	$\Delta dowl_t$	$\Delta yen/\$$	ΔIP_t^{US}	$\Delta won/\$$	ΔIP_t^{KR}	π_t^{CPI}
<i>constant</i>	0.010	0.903	-0.314	0.304	0.774	0.509	0.331
$\Delta\sigma_{OP,t-1}^2$	0.735	-0.046	-0.012	-0.005	0.035	-0.028	-0.004
$\Delta dowl_{t-1}$	-0.060	-0.027	0.056	0.005	-0.083	0.039	0.003
$\Delta yen/\$_{t-1}$	0.177	0.046	0.272	0.005	0.063	0.018	0.012
ΔIP_{t-1}^{US}	0.361	0.929	0.062	0.005	-0.346	0.180	-0.043
$\Delta won/\$_{t-1}$	-	-	-	-	0.455	-0.155	0.031
ΔIP_{t-1}^{KR}	-	-	-	-	-0.068	-0.092	0.002
π_{t-1}^{CPI}	-	-	-	-	-0.715	0.290	0.276

주) 외생변수로 4개의 더미변수가 고려된 결과임.

<표 5> σ_{OP}^2 의 1%p 상승충격에 대한 누적충격반응 및 분산분해

	기간	$\Delta dowl$	$\Delta yen/\$$	ΔIP^{US}	$\Delta won/\$$	ΔIP^{KR}	π^{CPI}
누적 충격 반응	0개월 후	-0.083 (0.032)**	0.017 (0.020)	0.005 (0.004)	0.092 (0.022)**	0.026 (0.017)	-0.008 (0.003)**
	1개월 후	-0.122 (0.041)**	0.005 (0.027)	-0.001 (0.006)	0.179 (0.031)**	-0.023 (0.023)	-0.011 (0.004)**
	3개월 후	-0.189 (0.053)**	-0.021 (0.035)	-0.009 (0.007)	0.315 (0.042)**	-0.084 (0.030)**	-0.011 (0.005)*
	6개월 후	-0.237 (0.056)**	-0.044 (0.036)	-0.014 (0.008) ⁺	0.421 (0.045)**	-0.130 (0.031)**	-0.010 (0.006) ⁺
	12개월 후	-0.263 (0.057)**	-0.057 (0.037)	-0.017 (0.008)*	0.479 (0.045)**	-0.155 (0.032)**	-0.010 (0.006) ⁺
	24개월 후	-0.267 (0.057)**	-0.059 (0.037)	-0.018 (0.008)*	0.489 (0.045)**	-0.159 (0.032)**	-0.009 (0.006)
분산 분해	24개월 후	0.021 (0.009)*	0.004 (0.007)	0.009 (0.009)	0.084 (0.022)**	0.035 (0.016)*	0.011 (0.007)

주 1) 해외변수로 다우존스 지수외에 미국의 소비자물가지수를 사용하는 경우에도 결과는 크게 다르지 않음.

2) **, *, + 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 신뢰수준을 의미.

수준에서 통계적으로 유의적이다. $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 1%p 상승충격에 대한 국내변수의 반응으로 우선 $\Delta won/\$$ 은 초기에 0.092%만큼 상승하고 이후 상승폭이 점차 증가하여 24개월후에는 0.489%만큼 상승하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 또한 ΔIP^{KR} 는 초기에는 유의적이지 않으나 3개월후에는 0.084%만큼 하락하고 24개월후

에는 0.159%까지 하락폭이 커지며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. π^{CPI} 의 경우에는 초기 3개월까지는 0.011%만큼 하락하며 5% 수준에서 통계적으로 유의적이지만 이후 유의성이 점차 낮아진다. 24개월후의 분산분해의 경우 $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 충격이 $\Delta dowj$ 와 $\Delta won/\$$, ΔIP^{KR} 의 분산을 설명하는 비율이 각각 0.021, 0.084, 0.035에 해당하며 5%, 1%, 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 상대적으로 $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 충격이 미국의 산업생산이나 엔/달러 환율을 설명하는 비율에 비해 국내 산업생산과 원/달러 환율을 설명하는 비율이 높게 나타나고 있다.

추정결과를 요약해보면 전체기간의 경우에 유가 불확실성이 증가하면 미국의 주식수익률과 산업생산지수가 하락한다. 국내 변수의 반응으로는 환율이 상승하는 반면 산업생산지수, 물가상승률이 하락하고 있다. 하지만 이러한 영향은 분석기간에 외환위기, 금융위기와 같은 불확실성과 경제변수의 변동이 큰 시기와 한국의 자본시장 완전개방과 같은 기간들이 모두 포함되어 있기 때문에 기간별로 유가 불확실성의 영향을 비교해볼 필요가 있다.

2) 기간별 분석

국내 경제는 외환위기와 함께 자본시장이 완전개방되면서 해외 경제의 변화에 더욱 민감하게 반응하고 있다. 이에 따라 여기서는 유가 불확실성 충격에 대해 전체기간과 외환위기 이전, 이후기간의 충격반응 및 분산분해를 비교해보고자 한다. 분석을 위해 외환위기 이후기간에는 금융위기 기간과 금융위기 이후기간에 대한 2개의 더미변수가 고려된다. <표 6>은 $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 1%p 상승충격에 대해 두 기간의 24개월후 누적충격반응과 분산분해를 보여준다. 외환위기 이전과 이후기간을 중심으로 비교해 볼 때, $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 1%p 상승충격에 $\Delta dowj$ 는 외환위기 이전에는 0.043%만큼 하락했지만 이후에는 0.379%만큼 하락하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 반면 $\Delta yen/\$$ 는 외환위기 이전에 0.207%만큼 하락하며 5% 수준에서 통계적으로 유의적이거나 위기이후에는 -0.003%로 작은 반응을 보이며 유의성도 낮다. ΔIP^{US} 는 외환위기 이전에는 오히려 0.041%만큼 상승하나 위기이후에는 0.044%만큼 하락하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 1%p 상승충격에 대한 국내변수의 반응으로 $\Delta won/\$$ 는 외환위기 이전에는 0.030%만큼 하락하는 반면 위기이후에

<표 6> 7변수 VAR(1) 모형의 기간별 24개월 후 누적충격반응 및 분산분해

	기간	$\Delta dowj$	$\Delta yen/\$$	ΔIP^{US}	$\Delta won/\$$	ΔIP^{KR}	π^{CPI}
충격 반응	전체기간	-0.267 (0.057)**	-0.059 (0.037)	-0.018 (0.008)*	0.489 (0.045)**	-0.159 (0.032)**	-0.009 (0.006)
	외환위기 이전기간	-0.043 (0.098)	-0.207 (0.081)*	0.041 (0.014)**	-0.030 (0.019)	0.080 (0.044) ⁺	-0.056 (0.012)**
	외환위기 이후기간	-0.379 (0.074)**	-0.003 (0.044)	-0.044 (0.011)**	0.436 (0.043)**	-0.259 (0.041)**	-0.031 (0.007)**
분산 분해	전체기간	0.021 (0.009)*	0.004 (0.007)	0.009 (0.009)	0.084 (0.022)**	0.035 (0.016)*	0.011 (0.007)
	외환위기 이전기간	0.027 (0.027)	0.017 (0.027)	0.034 (0.033)	0.011 (0.018)	0.011 (0.020)	0.073 (0.029)*
	외환위기 이후기간	0.038 (0.017)*	0.006 (0.010)	0.030 (0.020)	0.103 (0.025)**	0.049 (0.024)*	0.021 (0.016)

주) **, *, + 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 신뢰수준을 의미.

는 0.436%만큼 상승하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. ΔIP^{KR} 또한 미국의 경우와 같이 위기이전에는 상승하지만 위기이후에는 0.259%만큼 하락하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. π^{CPI} 의 경우에는 위기이전의 -0.056%보다 위기이후에 -0.031%로 더 작은 반응을 보이나 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 분산분해의 결과도 마찬가지로 $\Delta \sigma_{OP}^2$ 의 충격이 $\Delta dowj$ 의 분산을 설명하는 비율은 외환위기 이전에는 0.027이었으나 위기이후에는 0.038로 증가하고 있다. 반면 $\Delta yen/\$$ 의 분산을 설명하는 비율은 위기이전의 0.017에 비해 위기이후에는 0.006으로 감소한다. ΔIP^{US} 의 분산을 설명하는 비율은 위기이전과 이후에 0.034, 0.030으로 유사한 비율을 나타내고 있다. 국내변수의 경우 $\Delta \sigma_{OP}^2$ 의 충격이 $\Delta won/\$$ 의 분산을 설명하는 비율은 위기이전에는 0.011로 작은 비율이었으나 위기이후에는 0.103으로 크게 상승하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 또한 ΔIP^{KR} 의 분산을 설명하는 비율도 위기이전의 0.011에 비해 위기이후에 0.049로 크게 상승하며 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 반면 π^{CPI} 의 분산을 설명하는 비율은 위기이전에는 0.073으로 위기이후의 0.021보다 크게 나타난다.

결과를 요약해보면, 외환위기 이전과 이후로 기간을 구분하는 경우의 유가 불확실성 충격은 위기이전에 비해 위기이후에 미국의 주식수익률이나 산업생산지수에 미치는 부정적인 영향이 증대되고 있다. 또한 국내 환율과 산업생산지수에 미치는

영향도 위기이전에 비해 위기이후에 큰 차이를 보이고 있다. 즉, 자본시장이 완전개방된 이후 유가 불확실성이 국내외 경제변수에 미치는 영향이 더 커졌으며 특히, 주가와 환율뿐 아니라 국내 산업생산지수에 미치는 악영향도 상당히 증가했음을 알 수 있다. 한편, 엔/달러 환율은 금융위기 기간에는 안전자산으로 선호되어 엔고를 유지하며 이후에는 아베노믹스로 엔/달러 환율이 하락하는 등 외환위기 이후에는 해외 경제의 변화에 큰 변화를 보이지 않기 때문에 외환위기 이후에는 유의적인 반응을 보이지 않고 있다.

3) 추가변수의 분석

여기서는 유가 불확실성의 변화에 영향을 받을 수 있는 기존의 국내 3변수 외에 주식수익률, 장·단기 금리, 통화량 등의 변수를 추가하는 경우의 기간별 충격반응과 분산분해 결과를 비교해본다. 분석에 사용되는 모형은 주식수익률이 추가된 8변수 VAR 모형을 기준으로 하며 장·단기 금리나 통화량은 물가상승률을 대신한 경우를 추정한다. 이 때 장·단기 금리로는 콜금리와 국고채 3년물, 회사채 3년물이 사용되며 국고채 3년물의 경우 1995년 5월부터 자료가 제공되기 때문에 외환위기

<표 7> 8변수 VAR(1) 모형의 기간별 24개월 후 누적충격반응 및 분산분해

	기간	$\Delta kosp_i$	$\Delta call$	$\Delta ktb3y$	$\Delta crb3aa$	$\Delta M2$
충격 반응	전체기간	-0.496 (0.095)**	-0.022 (0.093)	-	0.110 (0.081)	0.019 (0.008)
	외환위기 이전기간	-0.372 (0.160)*	-0.175 (0.228)	-	0.181 (0.097) ⁺	-0.035 (0.019) ⁺
	외환위기 이후기간	-0.671 (0.094)**	-0.562 (0.072)**	-0.644 (0.100)**	-0.083 (0.077)	0.025 (0.008)**
분산 분해	전체기간	0.041 (0.011)**	0.005 (0.008)	-	0.003 (0.007)	0.009 (0.008)
	외환위기 이전기간	0.016 (0.024)	0.013 (0.022)	-	0.013 (0.024)	0.071 (0.019)**
	외환위기 이후기간	0.078 (0.016)**	0.064 (0.022)**	0.042 (0.022)*	0.002 (0.010)	0.029 (0.011)**

주 1) $\Delta kosp_i$ 가 추가되는 경우의 8변수 VAR 모형의 국내변수는 $[\Delta kosp_i \Delta won/\$ \Delta IP^{KR} \Delta \pi^{CPI}]'$ 순으로 추정.

2) 장·단기 금리나 통화량이 추가되는 경우의 8변수 VAR 모형의 국내변수는 물가상승률 대신 금리나 통화량이 포함된 $[\Delta kosp_i \Delta won/\$ \Delta ir \Delta IP^{KR}]'$ 또는 $[\Delta kosp_i \Delta won/\$ \Delta IP^{KR} \Delta M2]'$ 순으로 추정.

3) **, *, + 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 신뢰수준을 의미.

이후기간의 결과만을 분석한다. <표 7>은 8변수 VAR(1) 모형의 기간별 24개월 후 누적충격반응과 분산분해를 보여준다. 우선 $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 1%p 상승충격에 24개월 후의 $\Delta kosp_i$ 는 전체기간에 0.496%만큼 하락하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 기간별로는 위기이전의 -0.372%에 비해 위기이후에는 -0.671%로 하락폭이 더 커지고 통계적인 유의성도 높아진다. $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 1%p 상승충격에 대해 $\Delta call$ 는 전체기간과 위기이전 기간에 각각 -0.022bp, -0.175bp로 작은 반응을 보이며 유의성도 낮으나 위기이후에는 0.562bp만큼 하락하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 위기이후 기간만을 분석한 $\Delta ktb3y$ 도 0.644bp만큼 하락하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 1%p 상승충격에 대해 $\Delta M2$ 는 전체기간에 0.019%만큼 상승하며 통계적인 유의성이 없지만 위기이후에는 0.025%만큼 상승하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 한편, $\Delta crb3aa$ 의 경우에는 유의수준이 낮은 반응을 보이고 있다. 분산분해 분석결과, $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 충격이 $\Delta kosp_i$ 와 $\Delta call$ 의 분산을 설명하는 비율은 위기이전의 0.016, 0.013에 비해 위기이후에 0.078, 0.064로 크게 상승하고 있으며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. $\Delta M2$ 의 분산을 설명하는 비율은 위기이전에 비해 이후에 0.071에서 0.029로 낮아지고 있다.

분석결과를 요약해보면 유가 불확실성이 상승할 때, 국내 주식수익률, 콜금리가 하락하며 외환위기 이전에 비해 이후에 반응의 크기와 분산의 설명비율이 커지고 있으며 국고채 3년물도 외환위기 이후에 하락하고 있다.

4) 원유공급 불확실성과 총수요 불확실성

지금까지는 Kilian(2009) 모형으로부터 추출된 유가 불확실성이 국내외 경제변수에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 여기서는 유가 불확실성 외에 Kilian(2009) 모형으로부터 추출한 원유공급 불확실성 및 총수요 불확실성의 영향에 대해서도 분석해보고자 한다. <표 8>은 국내 주가를 포함한 8변수 VAR(1) 모형으로부터 원유공급 불확실성($\Delta\sigma_S^2$)과 수요 불확실성($\Delta\sigma_{AD}^2$)의 1%p 상승충격에 대한 24개월 후 누적충격반응과 분산분해를 보여준다. 우선 $\Delta\sigma_S^2$ 의 1%p 상승충격에 대해 $\Delta dowj$ 와 ΔIP^{KR} 는 상승 또는 하락하나 통계적인 유의수준이 낮다. 반면 $\Delta kosp_i$ 는 외환위기 이전에 0.320%만큼 하락하며 위기이후에는 하락폭이 줄어들어 0.195%만큼 하락하

<표 8> 8변수 VAR(1) 모형의 기간별 24개월 후 누적충격반응 및 분산분해

		기간	$\Delta dowj$	$\Delta yen/\$$	ΔIP^{US}	$\Delta kospi$	$\Delta won/\$$	ΔIP^{KR}	π^{CPI}
σ_s^2	충격반응	전체기간	0.066 (0.061)	-0.074 (0.039) ⁺	0.010 (0.009)	-0.053 (0.096)	0.145 (0.047) ^{**}	0.016 (0.032)	0.008 (0.006)
		외환위기 이전기간	0.021 (0.098)	-0.295 (0.081) ^{**}	0.066 (0.014) ^{**}	-0.320 (0.155) [*]	-0.032 (0.017) ⁺	0.074 (0.045)	-0.023 (0.011) [*]
		외환위기 이후기간	0.071 (0.083)	0.007 (0.045)	-0.042 (0.012) ^{**}	-0.195 (0.104) ⁺	0.238 (0.048) ^{**}	-0.063 (0.045)	0.027 (0.008) ^{**}
		외환위기 이후기간	0.071 (0.083)	0.007 (0.045)	-0.042 (0.012) ^{**}	-0.195 (0.104) ⁺	0.238 (0.048) ^{**}	-0.063 (0.045)	0.027 (0.008) ^{**}
	분산분해	전체기간	0.002 (0.007)	0.008 (0.008)	0.003 (0.009)	0.001 (0.005)	0.006 (0.007)	0.004 (0.006)	0.002 (0.006)
		외환위기 이전기간	0.008 (0.023)	0.057 (0.035)	0.082 (0.052)	0.013 (0.027)	0.008 (0.016)	0.006 (0.024)	0.020 (0.026)
		외환위기 이후기간	0.003 (0.010)	0.000 (0.010)	0.022 (0.010) [*]	0.011 (0.013)	0.024 (0.015)	0.011 (0.013)	0.015 (0.016)
		외환위기 이후기간	0.003 (0.010)	0.000 (0.010)	0.022 (0.010) [*]	0.011 (0.013)	0.024 (0.015)	0.011 (0.013)	0.015 (0.016)
σ_{AD}^2	충격반응	전체기간	-0.318 (0.058) ^{**}	-0.043 (0.036)	-0.060 (0.008) ^{**}	-0.652 (0.086) ^{**}	0.510 (0.043) ^{**}	-0.255 (0.030) ^{**}	0.013 (0.006) [*]
		외환위기 이전기간	-0.186 (0.106) ⁺	-0.157 (0.087) ⁺	0.031 (0.015) [*]	-0.023 (0.169)	-0.044 (0.022) [*]	0.073 (0.047)	-0.050 (0.013) ^{**}
		외환위기 이후기간	-0.433 (0.071) ^{**}	-0.116 (0.040) ^{**}	-0.077 (0.010) ^{**}	-0.748 (0.087) ^{**}	0.548 (0.042) ^{**}	-0.263 (0.039) ^{**}	0.005 (0.006)
		외환위기 이후기간	-0.433 (0.071) ^{**}	-0.116 (0.040) ^{**}	-0.077 (0.010) ^{**}	-0.748 (0.087) ^{**}	0.548 (0.042) ^{**}	-0.263 (0.039) ^{**}	0.005 (0.006)
	분산분해	전체기간	0.019 (0.015)	0.001 (0.006)	0.038 (0.021) ⁺	0.032 (0.015) [*]	0.076 (0.024) ^{**}	0.051 (0.020) [*]	0.002 (0.006)
		외환위기 이전기간	0.014 (0.026)	0.010 (0.023)	0.020 (0.027)	0.007 (0.022)	0.010 (0.018)	0.012 (0.021)	0.052 (0.021)
		외환위기 이후기간	0.040 (0.022) ⁺	0.010 (0.013)	0.066 (0.033) [*]	0.073 (0.022) ^{**}	0.166 (0.036) ^{**}	0.058 (0.023) [*]	0.001 (0.011)
		외환위기 이후기간	0.040 (0.022) ⁺	0.010 (0.013)	0.066 (0.033) [*]	0.073 (0.022) ^{**}	0.166 (0.036) ^{**}	0.058 (0.023) [*]	0.001 (0.011)

주) **, *, + 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 신뢰수준을 의미.

고 있다. 동 충격에 $\Delta won/\$$ 은 외환위기 이전에 0.032%만큼 하락한 반면 위기이후에는 0.238%만큼 상승한다. π^{CPI} 은 위기이전에는 0.023%만큼 하락하지만 위기이후에는 0.027%만큼 상승하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 하지만 $\Delta \sigma_s^2$ 의 충격이 각 변수들의 분산을 설명하는 비율은 3%가 되지 않는다. 원유공급 불확실성에 비해 총수요 불확실성인 $\Delta \sigma_{AD}^2$ 의 1%p 상승충격에 대한 국내외 변수들의 반응은 크고 유의적으로 나타난다. 우선 $\Delta dowj$ 와 $\Delta kospi$ 와 같은 주식수익률은 위기이전에 각각 0.186%, 0.023%만큼 하락하나 위기이후에는 0.433%, 0.748%만큼 하락하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. ΔIP^{US} 와 ΔIP^{KR} 도 외환위기 이전에는 각각 0.031%, 0.073%만큼 상승하는 것으로 나타나나 위기이후에는 0.077%, 0.263%만큼

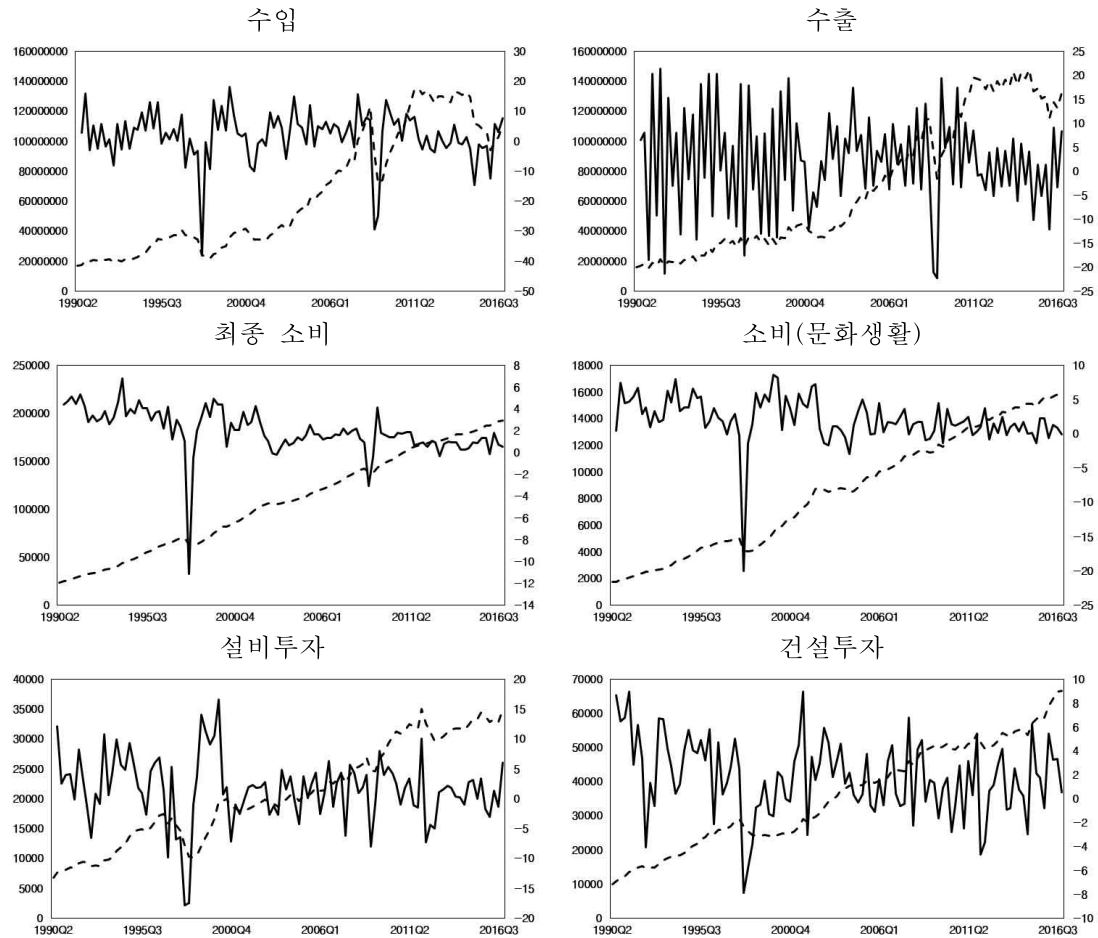
하락하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. $\Delta won/\$$ 의 경우에도 위기이전에는 0.044%만큼 하락하나 위기이후에는 0.548%만큼 상승하며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 반면 $\Delta yen/\$$ 은 위기이전의 -0.157%에 비해 이후에는 -0.116%로 하락폭이 줄어들고 있다. π^{CPI} 은 위기이전에만 0.050%만큼 하락하며 통계적으로 유의적이다. $\Delta \sigma_{AD}^2$ 의 충격이 $\Delta dowj$ 와 $\Delta kosp$ 의 분산을 설명하는 비율은 위기이전에 비해 이후에 0.040, 0.073으로 크게 증가하였으며 각각 10%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. ΔIP^{US} 와 ΔIP^{KR} 의 분산을 설명하는 비율도 위기이전에 비해 이후에 각각 0.066, 0.058로 증가하였으며 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. $\Delta won/\$$ 의 분산을 설명하는 비율 또한 위기이전의 0.010에 비해 위기이후에 0.166으로 크게 증가한다.

추정결과를 요약해보면, 원유공급 불확실성이 상승하면 외환위기이전에는 국내외 산업생산지수가 상승하였으나 위기이후에는 하락한다. 국내 주식수익률 또한 하락하지만 위기이후에는 하락폭이 줄어들고 있다. 하지만 원유공급 불확실성의 충격이 국내외 경제변수의 분산을 설명하는 비율을 낮고 유의적이지 않다. 반면 총수요 불확실성이 상승하는 경우 국내외 주식수익률이 하락하며 외환위기 이후에 하락폭이 더 커지고 설명비율도 증가한다. 또한 국내외 산업생산지수는 외환위기 이전에는 상승하나 위기이후에는 하락하는 반응을 보인다. 또한 원/달러 환율은 위기이전에 비해 이후에 크게 상승하고 있으며 설명비율도 함께 큰 상승폭을 보이고 있다. 엔/달러 환율의 경우 외환위기이전에는 유가 불확실성의 충격에 하락하나 위기이후에는 총수요 불확실성의 충격에 하락하는 반응을 보이고 있다. 즉, 외환위기 이후에는 유가 불확실성보다 해외 기업들의 수요 불확실성이 증가할 때, 상대적 안전자산인 엔화의 수요가 증가하게 됨을 의미한다. 반면 소비자물가지수는 총수요 불확실성보다 유가 불확실성이 증가할 때, 더 큰 영향을 받고 있다.

5) 불확실성과 수출입, 소비, 투자의 관계

원유와 관련된 해외의 불확실성들 중 총수요 불확실성과 유가 불확실성이 국내 거시변수에 미치는 영향은 국내 수출입이나 소비 또는 투자와 깊은 관련이 있을 수 있으므로 여기서는 이들 변수들과 불확실성간의 관계를 교차상관관계와 인과관계검정을 통해 확인해보고자 한다. 우선 국내 수출입 자료는 한국무역협회에서 제공하

<그림 6> 변수의 추이



주 1) 실선은 변화율(%), 점선은 원자료를 나타냄.

2) 1990년부터 2016년까지의 수입, 수출은 한국무역협회에서 제공하며 소비와 투자는 한국은행 경제통계시스템의 자료를 사용함.

는 월별자료이며 이를 다른 변수와 비교하기 위해 분기별 평균으로 전환하였다. 소비와 투자변수는 한국은행에서 제공하는 분기별 자료를 사용한다. 이에 따라 불확실성 자료들도 분기별 평균자료로 전환하여 분석한다. <그림 6>는 국내 수출입, 최종 소비, 문화소비, 설비투자, 건설투자를 대수차분하여 100을 곱한 변화율(%)의 추이를 보여주고 있다. 수입의 경우 외환위기, 금융위기 기간에 크게 하락하였고, 최근 중국 저성장 및 미국 금리인상 시기에는 감소하지만 전반적으로는 상승하고 있다. 수출도 수입과 유사한 추이를 보이나 변동폭이 더 크다. 국내 가계최종소비는 외환위기기간에 크게 감소하고 금융위기기간에는 작은 감소폭을 보인다. 반면 문화소비는 외환위기 기간에만 크게 감소하며 전반적인 변동폭이 줄어들고 있다. 설비투자와 건설투자의 경우 유사하나 설비투자의 변동폭이 더 크다.

<표 9> 국내 경제변수와 불확실성간 교차상관관계

	수입	수출	최종소비	문화소비	건설투자	설비투자
$\Delta\sigma_{S,t-4}^2$	-0.056	-0.041	-0.107	-0.070	-0.097	-0.068
$\Delta\sigma_{S,t-2}^2$	-0.199*	-0.029	-0.228*	-0.204*	0.054	-0.151
$\Delta\sigma_{S,t-1}^2$	-0.037	0.002	-0.139	-0.123	0.126	-0.100
$\Delta\sigma_{S,t}^2$	0.133	0.071	0.018	-0.020	0.048	0.063
$\Delta\sigma_{AD,t-4}^2$	0.182 ⁺	0.098	0.091	0.065	0.044	0.138
$\Delta\sigma_{AD,t-2}^2$	-0.232*	-0.059	-0.123	-0.176 ⁺	-0.096	-0.222*
$\Delta\sigma_{AD,t-1}^2$	-0.421**	-0.265**	-0.286**	-0.279**	-0.030	-0.330**
$\Delta\sigma_{AD,t}^2$	-0.320**	-0.159	-0.299**	-0.252*	0.099	-0.162
$\Delta\sigma_{OP,t-4}^2$	-0.040	-0.016	0.007	-0.048	-0.059	0.079
$\Delta\sigma_{OP,t-2}^2$	-0.229*	-0.053	-0.172 ⁺	-0.142	-0.051	-0.204*
$\Delta\sigma_{OP,t-1}^2$	-0.366**	-0.244*	-0.280**	-0.261**	-0.019	-0.180 ⁺
$\Delta\sigma_{OP,t}^2$	-0.162	-0.052	-0.207*	-0.170 ⁺	0.026	-0.095

주 1) **, *, + 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 신뢰수준을 의미.

2) 국내 6개의 경제변수는 변화율(%)의 자료를 이용함.

<표 10> 국내 경제변수와 불확실성간 인과관계검정

$\Delta\sigma_{AD}^2$ (총수요 불확실성)			$\Delta\sigma_{OP}^2$ (유가 불확실성)		
시차	1	4	시차	1	4
수입 $\rightarrow \Delta\sigma_{AD}^2$	1.013	0.366	수입 $\rightarrow \Delta\sigma_{OP}^2$	0.545	0.787
$\Delta\sigma_{AD}^2 \rightarrow$ 수입	15.934**	4.887**	$\Delta\sigma_{OP}^2 \rightarrow$ 수입	8.670**	3.820**
수출 $\rightarrow \Delta\sigma_{AD}^2$	0.005	1.126	수출 $\rightarrow \Delta\sigma_{OP}^2$	0.033	2.139 ⁺
$\Delta\sigma_{AD}^2 \rightarrow$ 수출	20.818**	4.545**	$\Delta\sigma_{OP}^2 \rightarrow$ 수출	9.958**	2.357 ⁺
최종소비 $\rightarrow \Delta\sigma_{AD}^2$	0.193	0.235	최종소비 $\rightarrow \Delta\sigma_{OP}^2$	0.492	1.417
$\Delta\sigma_{AD}^2 \rightarrow$ 최종소비	2.143	1.337	$\Delta\sigma_{OP}^2 \rightarrow$ 최종소비	3.357 ⁺	1.578
문화소비 $\rightarrow \Delta\sigma_{AD}^2$	1.389	1.322	문화소비 $\rightarrow \Delta\sigma_{OP}^2$	0.104	1.903
$\Delta\sigma_{AD}^2 \rightarrow$ 문화소비	3.617 ⁺	1.340	$\Delta\sigma_{OP}^2 \rightarrow$ 문화소비	3.157 ⁺	1.585
건설투자 $\rightarrow \Delta\sigma_{AD}^2$	1.277	1.382	건설투자 $\rightarrow \Delta\sigma_{OP}^2$	0.175	0.200
$\Delta\sigma_{AD}^2 \rightarrow$ 건설투자	0.215	0.288	$\Delta\sigma_{OP}^2 \rightarrow$ 건설투자	0.112	0.070
설비투자 $\rightarrow \Delta\sigma_{AD}^2$	0.967	1.097	설비투자 $\rightarrow \Delta\sigma_{OP}^2$	2.430	1.084
$\Delta\sigma_{AD}^2 \rightarrow$ 설비투자	10.505**	2.958*	$\Delta\sigma_{OP}^2 \rightarrow$ 설비투자	2.891 ⁺	1.449

주 1) **, *, + 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 신뢰수준을 의미.

2) σ_s^2 (공급 불확실성)의 경우 유의적인 인과관계가 나타나지 않아 표에서는 생략함.

<표 9>는 시차가 4, 2, 1, 0인 경우에 이들 6개의 변수와 불확실성간의 교차상관 관계를 나타내고 있다. 전반적으로 $\Delta\sigma_{AD}^2$ 와 $\Delta\sigma_{OP}^2$ 의 상관관계가 비교적 높은 유의성을 보이고 있으며 특히 $\Delta\sigma_{AD,t-1}^2$ 과 $\Delta\sigma_{OP,t-1}^2$ 는 수·출입, 소비, 설비투자와 높은 음(-)의 상관계수를 나타내며 통계적으로 5% 수준에서 유의적이다.

<표 10>은 시차가 1 또는 4인 경우에 이들 변수들간의 그랜저 인과관계검정 결과를 보여준다. 공급 불확실성의 경우 통계적으로 유의적인 결과가 나타나지 않아 표에서는 생략하였다. 반면 $\Delta\sigma_{AD}^2$ 과 $\Delta\sigma_{OP}^2$ 모두 국내 수입과 수출, 소비, 설비투자를 선행하고 있는 것으로 나타난다. 즉, 해외 기업들의 수요 불확실성이나 유가 불확실성이 상승할 때 수·출입이 감소하고 원/달러 환율이 상승하는 경우 이는 국내 산업생산지수의 감소 등으로 이어질 수 있으며, 이러한 경기위축과 같은 영향들은 국내 소비와 투자를 감소시키는 요인으로 작용할 수 있다.

6. 결론

본 연구는 Kilian(2009)을 따라 원유 생산, 실질 경기활동지수, 실질 유가를 이용하여 원유 공급, 총수요, 유가 불확실성을 TVC-VAR(12) 모형을 이용하여 도출한 후 이들 불확실성들이 국내외 주식수익률, 환율, 산업생산지수, 소비자물가지수, 장·단기금리, 수·출입, 소비, 투자 등에 어떤 영향을 미치고 있는지 분석하였다. 분석을 위해 1974년 1월부터 2016년 11월까지의 원유 생산, 실질 경기활동지수, 실질 유가를 이용하였으며 사전정보를 위한 표본으로 15년간의 자료를 사용하였다. 이러한 과정을 통해 추출된 불확실성은 1990년 2월부터 2016년 11월까지이며 동 기간의 경제변수들을 사용하여 블록 외생성을 가정한 VAR(1) 모형을 통해 충격반응 함수와 분산분해를 실시하였다.

본 연구의 분석결과를 요약해보면, 전체기간의 경우에 유가 불확실성이 증가하면 국내외 주식수익률과 산업생산지수, 소비자물가지수가 하락하는 반면 원/달러 환율은 상승한다. 외환위기 이전과 이후를 구분하는 경우에는 위기 이전에 비해 이후에 국내외 주식수익률, 산업생산지수, 원/달러 환율의 부정적인 반응이 커진다. 반면 엔/달러 환율은 외환위기 이후에 유의적인 반응을 보이지 않고 있었다. 장·단기 금리인 콜금리와 국고채 3년물의 경우에는 외환위기 이후에 유가 불확실성 상승시 하

락하는 반응을 나타내고 있었다. 유가 불확실성외의 불확실성 중 원유공급 불확실성이 상승하면 외환위기 이후에 국내외 산업생산지수가 하락한다. 국내 주식수익률 또한 하락하지만 위기이후에는 하락폭이 줄어들고 있었다. 반면 총수요 불확실성이 상승하는 경우 국내외 주식수익률이 하락하며 외환위기 이후에 하락폭이 더 커지고 설명비율도 증가한다. 또한 국내외 산업생산지수는 외환위기이후에 하락하는 반응을 보이며 원/달러 환율은 위기이전에 비해 이후에 크게 상승하고 있으며 설명비율도 함께 큰 상승폭을 보이고 있다. 한편, 외환위기이후에 엔/달러 환율은 총수요 불확실성에, 소비자물가지수는 유가 불확실성에 더 큰 영향을 받고 있다. 마지막으로 총수요와 유가 불확실성은 수입과 수출 및 가계최종소비와 음(-)의 관계를 가지고 있다.

유가 충격이 경제변수에 미치는 영향을 다뤄왔던 기존연구들을 보면 과거에 비해 현재의 유가 충격에 대한 영향이 점점 작아지고 있음을 보여주고 있다. 하지만 최근 원유 공급이 증가하고 기업들의 수요가 감소함에 따라 실질 유가가 급격하게 하락하는 상황은 유가 불확실성을 상승시키는 요인으로 작용하고 있으며 본 연구의 결과와 같이 외환위기 이후에 유가 불확실성이 국내 경제에 미치는 영향이 더 확대되고 있다. 따라서 유가의 변화에 대한 직접적인 영향도 중요하지만 미래 원유시장에 대한 수요나 원유 고갈과 같은 문제를 반영한 유가 불확실성의 변화에도 관심을 가질 필요가 있다.

한편, 불확실성과 관련된 기존연구들에 따르면 기간이나 경기상황에 따라 불확실성이 경제에 미치는 영향이 다르다고 알려져 있다. 이에 따라 본 연구도 선형모형을 이용한 분석에서 나아가 시간변동계수 VAR 모형이나 국면전환모형 등을 이용하여 시간의 변화에 따라 불확실성들이 경제변수에 미치는 영향의 변화를 관찰하는 것도 흥미로운 주제가 될 것이다.

참고문헌

- 김권식(2011), “국제유가 충격이 경기불황을 심화시키는가?”, 『경제분석』, 제17권 제2호, 90-123.
- 이근영(2011), “유가충격이 거시경제변수에 미치는 영향”, 『금융연구』, 제25권 제4호, 59-93.
- 이근영 · 정한영(2002), “유가상승이 국민소득, 물가 및 통화정책에 미치는 영향”, 『금융연구』, 제16권 제2호, 103-129.
- 배성중 · 박상우(2012), “유가변동요인이 산업생산에 미치는 영향”, 조사통계월보, 한국은행, 16-65.
- Alquist, R., L. Kilian, and R. J. Vigfusson(2013), “Forecasting the price of oil”, *Handbook of economic forecasting*, 2, 427-507.
- Bernanke, Ben S.(1983), “Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment”, *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85 - 106.
- Bloom, N.(2009), “The impact of uncertainty shocks”, *Econometrica* 77(3), 623-685.
- Bloom, N.(2014), “Fluctuations in uncertainty”, *The Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-175.
- Cross. J and B. H. Nguyen(2017), “The relationship between global oil price shocks and China’s output: A time-varying analysis”, *Energy Economics*, 62, 79-91.
- Elder. J, and A. Serletis(2009), “Oil Price Uncertainty in Canada”, *Energy Economics*, 31(6), 852 - 856.
- Elder. J, and A. Serletis(2010), “Oil Price Uncertainty”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(6), 1137 - 1159.
- Hamilton, J. D.(1994), *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- Hamilton, J. D.(2011), “Historical Oil Shocks”, NBER Working Paper No. 16790.
- Jo. S. J.(2014), “The effects of oil price uncertainty on global real

- economic activity”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(6), 1113-1135.
- Johansen, S.(1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254.
- Kellogg, R.(2010) “The Effect of Uncertainty on Investment: Evidence from Texas Oil Drilling”, NBER Working Paper No. 16541.
- Kilian, L.(2009), “Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market”, *American Economic Review*, 99(3), 1053 - 1069.
- Kilian, L. and R. J. Vigfusson(2011), “Are the Responses of the U.S. Economy Asymmetric in Energy Price Increases and Decreases?”, *Quantitative Economics*, 2(3), 419 - 453.
- Lastrapes, W. D.(2005), “Estimating and Identifying Vector Autoregressions under Diagonality and Block Exogeneity Restrictions”, *Economics Letters*, 87(1), 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(8), 2159-2198.
- Orlik, A. and A. Veldkamp(2013), “Understanding uncertainty shocks and the role of the black swan”, NYU mimeo.
- Pindyck, R. S.(1991) “Irreversibility, Uncertainty, and Investment”, *Journal of Economic Literature*, 29(3), 1110 - 1148.
- Rahman, S. and A. Serletis(2012) “Oil Price Uncertainty and the Canadian Economy: Evidence from a VARMA, GARCH-in-Mean, Asymmetric BEKK Model”, *Energy Economics*, 34(2), 603 - 610.

부록. KOSPI가 추가된 8변수 모형의 누적충격반응과 분산분해

<표 A1> 8변수 VAR(1) 모형의 기간별 24개월 후 누적충격반응 및 분산분해

	기간	$\Delta dowl$	$\Delta yen/\$$	ΔIP^{US}	$\Delta kosp$	$\Delta won/\$$	ΔIP^{KR}	π^{CPI}
충 격 반 응	전체기간	-0.267 (0.056)**	-0.059 (0.036)	-0.018 (0.008)*	-0.496 (0.095)**	0.445 (0.045)**	-0.132 (0.031)**	-0.010 (0.006) ⁺
	외환위기 이전기간	-0.043 (0.102)	-0.207 (0.078)**	0.041 (0.015)**	-0.372 (0.160)*	-0.030 (0.019)	0.078 (0.045) ⁺	-0.054 (0.012)**
	외환위기 이후기간	-0.379 (0.074)**	-0.003 (0.043)	-0.044 (0.011)**	-0.671 (0.094)**	0.433 (0.045)**	-0.232 (0.042)**	-0.027 (0.007)**
분 산 분 해	전체기간	0.021 (0.009)*	0.004 (0.007)	0.009 (0.008)	0.041 (0.011)**	0.074 (0.020)**	0.034 (0.013)**	0.010 (0.007)
	외환위기 이전기간	0.027 (0.029)	0.017 (0.024)	0.034 (0.033)	0.016 (0.024)	0.011 (0.018)	0.011 (0.022)	0.066 (0.027)*
	외환위기 이후기간	0.038 (0.016)*	0.006 (0.010)	0.030 (0.020)	0.078 (0.016)**	0.102 (0.024)**	0.048 (0.021)*	0.018 (0.015)

주) **, *, + 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 신뢰수준을 의미한다.