



유가변동의 국내 거시경제 파급효과 분석 및 시사점

정 준 환 에너지경제연구원 연구위원 (jhjung@keei.re.kr)

1. 서론

우리나라 경제에서 석유는 중요한 위치를 차지하고 있으며, 국제 석유가격 변동은 다양한 경로를 통해 국민경제에 파급효과를 미치고 있다. 우리나라 1차에너지의 석유의존도는 1995년 62.5%에서 2015년 38.4%로 약 24%p 감소하였지만, 가장 높은 수준의 1차에너지원별 구성비를 나타내고 있다. 또한 최근 저유가 현상으로 인하여 석유의존도는 2014년에 비해 1.3%p 상승한 모습을 나타내고 있으며, 향후 저유가 상황이 일정기간 지속되는 경우에는 석유의존도의 급격한 감소가 나타나지 않을 것으로 전망된다. 우리나라의 원유 및 석유제품 순수입액은 2015년 약 50조 원으로 우리나라 총 수입액에서 9.4%를 차지하고 있다. 우리나라 석유소비의 약 60%가 다른 산업의 원료 및 연료로 사용되기때문에, 국제 석유가격 변동은 관련 산업을 통해 국민경제에 다양한 파급효과를 미치고 있음을 알 수 있다.

이처럼 우리나라 경제에서 석유가 차지하는 중요성

을 고려할 때, 국제 석유가격 변동이 우리나라 경제에 미치는 파급효과에 대한 연구를 지속적으로 수행할 필요성이 있다. 이에 따라 에너지경제연구원에서는 국제 유가 변동이 국내 거시경제변수에 미치는 파급효과 분석을 위한 모형의 구축 및 상시적 운영체계 구축을 위한 연구를 지속적으로 진행하고 있다.

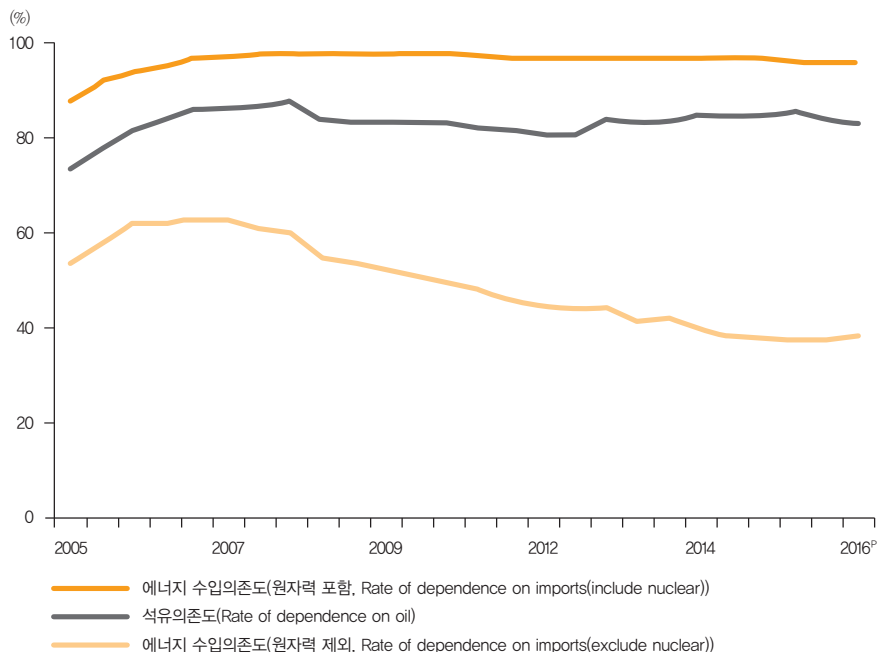
국제 석유가격 변동이 국내 거시경제에 미치는 파급효과 분석의 정확성을 제고하기 위해서는 국내 경제에 미치는 직접적인 효과와 더불어 국제 석유가격 변동이 해외의 주요국의 거시경제변수 변화를 통해 국내 경제에 영향을 미치는 간접적인 효과를 동시에 고려하는 것이 필요하다. 왜냐하면, 현재 대부분의 국가들은 글로벌 경제체제의 구성원으로써 다른 국가들과 경제적으로 밀접하게 연결되어 있어서, 각 국가의 주요 거시경제변수들의 동조화 현상이 이전보다 강해지는 경향이 나타나고 있기 때문이다.

본고에서는 Dees, Mauro, Pesaran and Smith (2007)의 연구에서 제안된 GVAR(Global Vector Autoregressive) 모형을 사용하여 국제유가 변동의 직

1) 본고는 정준환, 유가변동의 국내 거시경제 파급효과 분석, 에너지경제연구원(2015)의 주요내용을 요약한 것임.



[그림 1] 우리나라의 수입의존도 및 석유의존도 변화



자료: 에너지경제연구원, 에너지통계월보, 2016.3

접적·간접적 거시경제 파급효과를 분석하며, 거시경제 파급효과 분석결과가 국내 거시경제 정책수립의 기초자료로 활용되는 것을 목적으로 한다.

2. 국제유가 변동의 거시경제 파급효과 분석모형

가. 선행연구 현황

본고에서 국제유가 변동에 따른 거시경제 파급효과 분석을 위해 사용하는 GVAR 모형을 이용한 해외의 실증연구는 다양한 분야에서 수행되었다. 대표적으

로 Pesaran, Schuermann and Smith(2009)와 Dees, Mauro, Pesaran and Smith(2007)의 연구가 있는데, 이들의 연구에서도 GVAR 모형을 이용하여 거시경제 파급효과를 분석하고 있다. 그러나 해외의 주요 연구들은 국제유가 변동이 아닌 다른 요인을 경제에 발생하는 외생적 충격으로 사용하고 있으며, 국제유가 변동이 개별 국가의 거시경제에 미치는 파급효과를 분석한 연구는 없는 것으로 보인다.

최근에는 우리나라에서도 GVAR 모형을 이용하여 다양한 방식의 거시경제변수 추정 연구가 진행되고 있다. 국내의 대표적인 연구로 김윤영·박준용(2009), 최영준·최준·박민렬(2011), 신용철·부상돈·김용민(2013), 최병재·김대용·안수아(2013)의 연구 등을



꼽을 수 있다.

또한 본 연구원에서 수행한 기존의 국제유가 변동의 거시경제 파급효과 연구에서는 많은 변수들을 포함하고 있는 연립방정식 모형을 사용하였다. 그러나 연립방정식 모형은 기본적으로 모수추정이 효율적이지 못하다는 한계를 가지고 있다. 그러나 본고에서는 GVAR 모형을 이용한 유가변동의 거시경제 파급효과 분석을 실시함으로써 기존의 모형에 비하여 효율적인 모수추정이 가능하며, 앞에서 언급한 것처럼 국제유가 변동의 직접적·간접적 파급효과를 동시에 고려할 수 있다는 점에서 분석결과의 정확성을 제고할 수 있다.

본고에서는 총 18개 국가의 거시경제변수 자료를 이용하여 GVAR 모형을 구성하고 국제유가 변화에 따른 국내 거시경제변수들의 변동효과를 추정하였다. 또한 주요 거시경제 변수들의 동태적인 반응을 분석하여 모수추정의 효율성을 제고하고 있으며, 주요국 거시경제변수 변화를 통한 국제유가 변동의 간접효과

를 고려함으로써 보다 정확한 거시경제 파급효과를 추정할 수 있다.

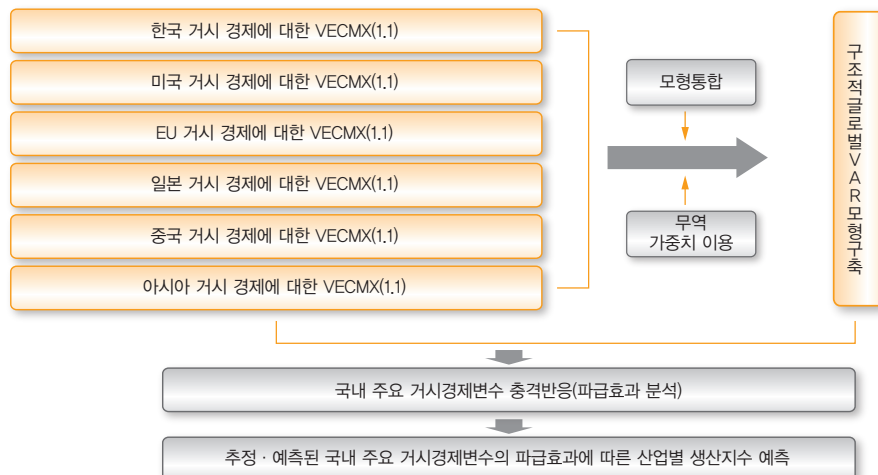
나. 거시경제 파급효과 분석모형

1) 거시경제 파급효과 분석모형의 개요

본고의 분석모형은 EU에 포함되어 있는 8개 주요 국가와 한국을 포함한 10개 국가의 거시경제 변수들을 사용하고 있으며, GVAR 모형의 분석방법에 대한 개략적인 모습이 [그림 2]에 나타나 있다.

국내 경제와 관련성이 높은 해외 주요국가의 거시경제변수 변화를 모형에 포함시키기 위해서 우리나라와의 무역가중치를 사용하여 18개 국가를 선정하고 각 국가의 거시경제변수를 분석모형에 반영하였다. 분석에 사용된 18개 국가는 한국, 미국, 영국, 중국, 일본, 싱가포르, 인도, 태국, 말레이시아, 필리핀과 유럽의 8개국

[그림 2] 파급효과 분석모형의 개요



자료: 정준환, 유가변동의 국내 거시경제 파급효과 분석, 에너지경제연구원, 2015.12



(오스트리아, 벨기에, 핀란드, 프랑스, 독일, 이탈리아, 네덜란드, 스페인)이며, 유럽의 8개 국가는 EU라는 국가로 통합하여 분석을 실시하였다. 또한 분석모형에 사용된 17개 국가가 우리나라 전체 무역거래량에서 차지하는 비중은 75% 이상으로 국제유가 변동에 따른 간접적 거시경제 파급효과를 적절하게 반영할 수 있을 것으로 생각된다.

2) 거시경제 파급효과 분석모형

본고의 GVAR 모형에 포함된 국가 i 에 대한 VARX* (p_i, q_i) 모형은 다음의 식(1)과 같이 표현될 수 있다.

위의 식(1)에서 $i = 0, 1, \dots, N$ 는 모형에 포함된 각 국가를 나타내고 있으며, x_{it} 는 t 시점에서 i 국가의 내생 변수 벡터를 의미하며, d_t 는 외생적으로 결정되는 변수인 국제유가를 나타내고 있다. 또한 x_{it}^* 는 i 국을 제외한 국가들의 거시경제변수 벡터인 x_{it} 의 가중평균으로 구성되는 거시경제변수 벡터로 약외생성을 만족하며, 이와 같은 변수벡터는 타국의 거시경제 변수들이 i 국의 x_{it} 에 미치는 영향을 나타낸다.

x_{it}^* 는 i 국과 j 국 사이의 무역가중치를 이용하여 다음의 식(2)과 같이 표현할 수 있으며, $\Phi_i(L, p_i)$, $\Gamma_i(L, q_i)$ 와 $A_i(L, q_i)$ 는 각 p_i 와 q_i 의 차수를 가진 시차연산자(lag operator)를 나타낸다.

만약 식(1)에 포함된 변수들 사이에 공적분 관계가 존재한다면 식(1)을 통해 구성된 VARX*(2,2)모형을 이용해 각 국가의 거시경제변수들에 대한 벡터오차수정모형(VECMX)을 식(3)과 같이 구성할 수 있다.

식(3)에서 $z_{it} = (x_{it}', x_{it}^{*'})'$ 이고 $\zeta_{i,t-1} = (z_{i,t-1}', d_{t-1}')$ 를 나타내며, α_i 는 랭크가 r_i 인 $k_i \times r_i$ 행렬을, β_i 는 랭크가 r_i 인 $(k_i + k_{i*} + 1) \times r_i$ 행렬을 나타낸다.

또한, 식(3)의 $\zeta_{it} = (x_{it}', x_{it}^{*'}, d_t')$ 에 대해 β_i 가 $\beta_i = (\beta_{ix}', \beta_{ix*}', \beta_{id}')'$ 로 나타나는 경우에는 식(3)에 나타난 벡터오차수정항을 식(4)와 같이 표현할 수 있다.

식(4)에서 볼 수 있듯이 공적분 관계는 x_{it} 에 포함되어 있는 변수들 간 또는 x_{it} 의 변수와 x_{it}^* 의 변수 사이에 나타날 수 있기 때문에, 공적분관계가 x_{it} 와 x_{it}^* 에서도 존재할 수 있다는 것을 의미한다. 공적분 관계식의 갯수(r_i)와 공적분 관계식의 모수들은 d_t 와 x_{it}^* 가 약외생성(weak exogeneity)을 만족한다는 조건하

$$\Phi_i(L, p_i)x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Gamma_i(L, q_i)d_t + A_i(L, q_i)x_{it}^* + u_{it} \quad \text{식(1)}$$

$$x_{it}^* = \sum_{j=1}^N w_{ij}x_{jt}, \quad w_{ii} = 0 \quad \text{식(2)}$$

$$\Delta x = c_{i0} - \alpha_i \beta_i' [\zeta_{i,t-1} - \gamma_i(t-1)] + \Gamma_{i0} \Delta d_t + A_{i0} \Delta x^* + \Gamma_{i1} \Delta d_{t-1} + \Gamma_i \Delta z_{i,t-1} + u \quad \text{식(3)}$$

$$\beta_i'(\zeta - \gamma_i t) = \beta_{ix}'x_{it} + \beta_{ix*}'x_{it}^* + \beta_{id}'d_t + (\beta_i' \gamma_i)t \quad \text{식(4)}$$

$$A_i(L, p_i, q_i)z_{it} = \varphi_{it} \quad \text{식(5)}$$



에서 일치추정량을 이용하여 얻을 수 있다. 이러한 약외생성에 대한 가정은 Dees, Mauro, Pesaran and Smith(2007)의 연구에서 제안된 방법을 통하여 검증할 수 있다. 식(3)은 β_i 의 일치추정량을 얻을 수 있다는 가정하에 Δx_{it} 와 상수항, Δx_{it}^* , Δd_t , Δd_{t-1} , $\Delta z_{i,t-1}$ 을 이용하여 회귀식을 구성하고 최소자승법을 이용하여 추정할 수 있다.

각 국가들에 대한 VARX* 또는 VECMX*가 추정되면 $k = \sum_{i=0}^N k_i$ 개의 내생변수를 통합한 전체 내생변수 벡터인 $x_t = (x_{0t}', x_{1t}', \dots, x_{Nt}')$ 에 대한 해를 도출해야 하며 일반적으로 앞에서 살펴본 식(1)은 다음과 같이 식(5)로 표현할 수 있다. 여기서 식(5)의 좌변과 우변을 각각 다음의 식(6), 식(7)과 같이 풀어서 나타낼 수 있다.

또한 j 국과 i 국의 무역가중치인 w_{ji} 와 $(k_i + k_{i*}) \times k$ 행렬인 W_i 를 사용하여 z_{it} 는 식(8)과 같이 표현할 수 있다.

분석모형에 포함된 개별 국가들의 VARX*(p_i, q_i)를 통합하여 구성한 GVAR 모형은 다음의 식(9)와 같이 표현할 수 있다.

또한 식(9)는 다음과 같이 식(10)으로 풀어서 표현할

수 있으며, 표시된 VAR 모형을 이용한 단위근교충격반응 및 예측오차분산분해를 통해 국제유가 변화의 거시경제 파급효과를 분석할 수 있다.

다. 분석모형 추정결과

한국 거시경제변수와 해외 주요국들의 거시경제변수는 매우 유사한 단기추세를 나타내고 있다. 특히 실질 GDP, 실질환율, 실질자산가격, 장기이자율의 변동은 매우 유사한 모습을 나타내고 있다. 이와 같은 거시경제변수의 동조화 현상은 국제 금융시장 동조화의 영향으로 나타나는 것으로 추정된다. 또한 국제유가 변동에 따른 우리나라 거시경제변수들의 파급효과를 분석할 때, 국제유가 변동이 타국의 거시경제변수를 변화시켜 국내경제에 영향을 미치는 간접효과가 나타날 수 있다. 그러므로 이와 같은 국제유가 변동의 간접효과도 국내 거시경제변수 변화에서 중요한 부분을 차지하고 있을 것으로 보인다.

본고의 분석에 사용된 18개 국가의 거시경제변수 시계

$$A_i(L, p_i, q_i) = [\Phi_i(L, p_i) - A_i(L, q_i)], \quad z_{it} = (x_{it}', x_{it}^{*'})' \quad \text{식(6)}$$

$$\varphi_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Gamma_i(L, q_i)d_t + u_{it} \quad \text{식(7)}$$

$$z_{it} = W_i x_{it}, \quad i = 0, 1, \dots, N \quad \text{식(8)}$$

$$G(L, p)x_t = \varphi_t \quad \text{식(9)}$$

$$G(L, p) = \begin{pmatrix} A_0(L, p) W_0 \\ A_1(L, p) W_1 \\ \dots \\ A_N(L, p) W_N \end{pmatrix}, \quad \varphi_t = \begin{pmatrix} \varphi_{0t} \\ \varphi_{1t} \\ \dots \\ \varphi_{Nt} \end{pmatrix}, \quad p = \max(p_0, p_1, \dots, p_N, q_0, q_1, \dots, q_N) \quad \text{식(10)}$$



열자료는 1980년 1/4분기부터 2015년 2/4분기까지의 총 141개의 관측치로 구성되어 있다. 모형에서 추정된 타국의 거시경제변수(x_{0t}^*), 한국의 거시경제변수(x_{0t}) 및 우리나라와의 무역거래량 가중치를 이용하여 추정을 실시하였다. 각 국가의 거시경제변수와 두바이 원유가격에 대한 단위근 검정에서는 각 국가모형에 포함되는 변수 중 적어도 두 개 이상의 변수들이 단위근을 가지는 것으로 추정되었다.

개별국가 모형에서 공적분 관계식을 추정하기 위해서 AIC값을 사용하여 차수를 결정하였으며, 공적분 관계식의 갯수는 Johansen(1992)이 제시한 검정법을 이용하여 도출하였다. 국가별 공적분 관계식에서 중국을 제외한 모든 국가는 국내 실질GDP와 외국의 실질GDP 사이에 장기적으로 안정적인 양(+) 관계가 존재하는 것으로 추정되었다. 그러나 두바이원유 가격과 국가별 실질GDP 사이의 관계는 국가별로 상이하게 나타났다. 중국, 인도, 말레이시아, 필리핀, 태국, 영국에서는 실질GDP와 두바이원유 가격 사이에 장기적으로 안정적인 양(+)의 관계가, EU, 일본, 한국, 싱가포르, 미국에서는 장기적으로 안정적인 음(-)의 관계가 나타나는 것으로 추정되었다.

공적분 관계식과 오차수정계수가 일치성을 갖도록 추정되는 경우에는 개별 국가의 VECMX* 모형은 일반적인 최소자승법을 사용하여 추정이 가능하다. 국가별 모형에서 사용된 (x^*, d_t)는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하지 못하고 있으므로 개별 국가의 VECMX* 모형에서 추정된 추정치는 앞에서 언급한 일치추정치라고 볼 수 있다. VECMX* 모형은 각 개별 국가의 모형에 타국의 변수들을 포함하고 있기 때문에, 개별 국가의 변수들 간 교차시계열상관관계(Serial cross correlation)와 공간상관관계(Spatial correlation)를 모형내에서 동시에 설명할 수 있다. 잔차에 대한 상

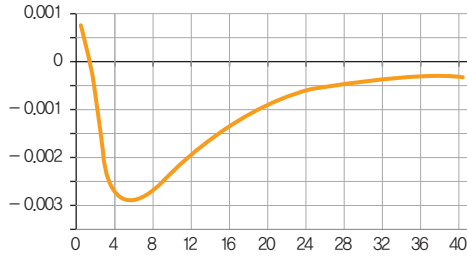
관계수가 수준변수와 일차차분변수의 상관관계수에 비해 월등히 작은 값으로 추정되었다. 이러한 현상은 VECMX* 모형이 국내변수와 타국변수 사이의 공간상관관계(Spatial correlation)를 잘 설명할 수 있다는 것을 의미한다.

국제유가에 일시적인 충격이 발생하는 경우 우리나라 거시경제변수들의 반응을 분석하기 위해 충격반응 분석을 실시하였다. 본고에서는 일반화한 충격반응함수(Generalized impulse response function)의 추정을 통해 충격반응분석을 실시하였다. 충격반응함수는 붓스트랩 방법을 2000회 반복하여 얻은 추정치의 중위값을 이용하여 도출하였다.

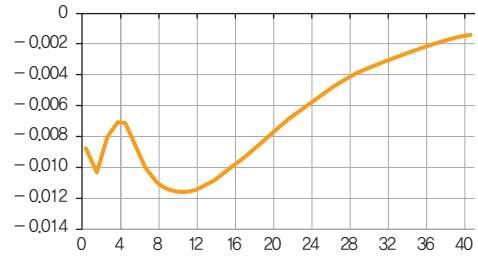
국제유가에 표준편차 1단위에 해당하는 충격이 발생하는 경우 국내 주요 거시경제변수들의 변화가 [그림 3]에 나타나 있다. 우리나라의 실질GDP는 국제유가에 표준편차 1단위에 해당하는 양(+)충격이 발생한 시점에서는 작은 양(+)의 반응을 보이지만 시간이 지날수록 음(-)의 반응을 나타내며 1년이 경과한 시점에서는 실질GDP가 0.21%p 만큼 감소하는 모습을 보였다. 실질환율은 국제유가 상승에 대하여 음(-)의 반응을 나타낸다. 이는 국내화폐의 평가절하를 의미하며 평가절하의 폭은 0.85%p에서 1.03%p 정도로 추정된다. 실질자산가격은 실질GDP와 유사한 반응을 보이지만, 그 하락 폭은 1년 6개월 후에 1.95%p로 상대적으로 크게 나타난다. 소비자 물가상승율은 국제유가 상승 충격이 발생한 이후 지속적으로 상승하는 모습을 보이며 1년 후의 소비자물가는 0.14%p 상승하는 것으로 추정되었다. 단기이자율과 장기이자율은 초기에는 급격히 감소하지만, 일정 시점이후에 증가하는 추세를 나타낸다. 소비는 국제유가 상승 충격이 발생한 이후 초기에는 양(+)의 반응을 보이지만 이후 감소하는 추세를 보이며, 투자는 초기에 음(-)의 반응을 나타내다가 점차 증가하는



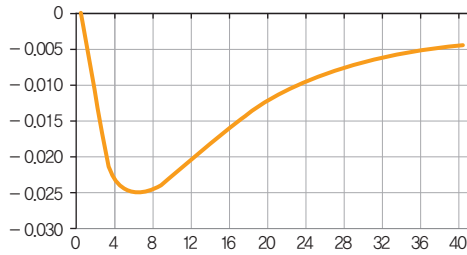
[그림 3] 국제유가 양(+)의 충격에 대한 거시경제변수의 반응함수



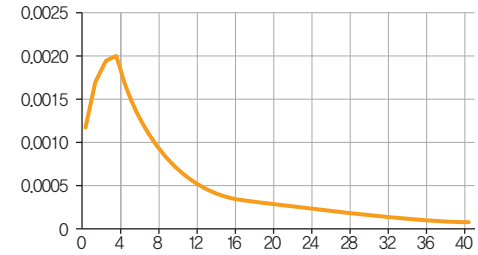
(a) 실질GDP



(b) 실질환율



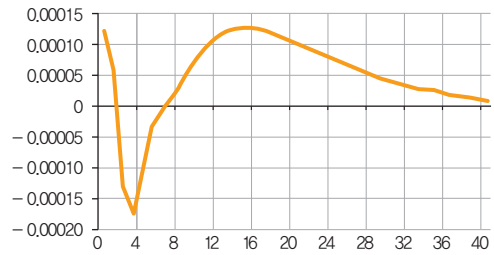
(c) 실질자산가격



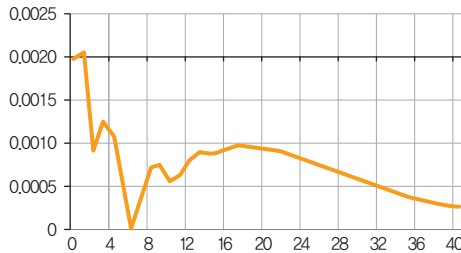
(d) 물가상승률



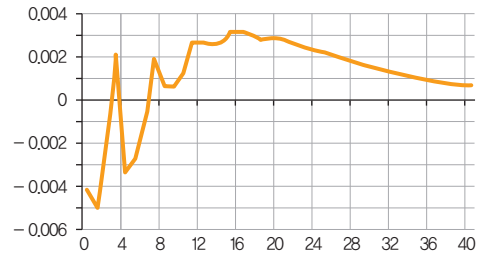
(e) 단기이자율



(f) 장기이자율



(g) 소비



(h) 투자



모습을 보였다.

국제유가에 표준편차 1단위에 해당하는 음(-)의 충격이 발생하는 경우 국내 주요 거시경제변수들의 반응은 앞에서 살펴본 양(+)의 가격충격에 대한 충격반응함수와 방향만 반대인 거울상(mirror image)으로 나타나게 된다.

국제 원유가격의 예측오차분산에서 각 내생변수의 오차가 설명하고 있는 부분을 의미하는 원유가격의 예측오차분산 분해결과를 보면, 각각의 예측기간에 대하여 국제원유가격이 자신의 예측오차분산을 대부분 설명하고 있는 것으로 추정된다. 그러나 예측오차분산에서 국제원유가격이 설명하고 있는 부분은 유가충격이 발생하고 시간이 경과할수록 점차 감소하는 모습을 보인다. 분석기간을 12분기로 설정하는 경우에는 내생변수들 중 미국의 실질GDP(3.74%)와 실질자산가격(3.04%)과, 중국의 실질GDP(2.29%), 인플레이션을(3.69%), 단기이자율(1.15%)이 국제유가의 예측오차분산을 일정부분 설명하고 있는 것으로 추정되지만, 다른 국가들의 거시경제변수들이 국제유가의 예측오차분산을 설명하는 부분은 상대적으로 작게 나타나고 있다.

3. 국제유가 변동의 국내 거시경제 파급 효과 분석

가. 두바이유 가격 전망

본고에서는 에너지경제연구원의 '국제 석유시황 및 유가분석' 보고서에서 제시하고 있는 2016년 두바이유가 전망을 사용하여 분석을 실시하였다. 2016년 두바이유 가격전망은 <표 1>에 나타나 있는데 기준유가 시나리오에서는 평균 \$50.03/배럴로 추정하고 있으며, 국제 원유가격의 불확실성을 고려한 고유가 및 저유가 시나리오에서는 각각 \$60.91/배럴과 \$39.47/배럴로 전망하고 있다. 2016년 두바이유 가격은 1분기에서 4분기로 갈수록 상승하는 모습을 보일 것으로 전망되지만, 유가 시나리오별로 상승폭은 상이하게 나타난다. 고유가 시나리오에서는 평균유가가 4분기에는 약 \$70/배럴 까지 증가할 것으로 전망하고 있지만, 저유가 시나리오에서는 4분기에도 1분기와 유사한 수준인 \$40/배럴로 전망하고 있다.

기준유가 시나리오에서는 비OPEC 국가들의 생산 감소로 인하여 두바이유 가격이 상승세를 나타낼 것으로 전망하지만, OPEC 국가들의 생산량 증가로 인하여 국제유가 상승은 제한적일 것으로 전망하고 있다. 고유가 시나리오에서는 두바이유 평균가격이 1분기 약 \$53/배럴에서 4분기 약 \$70/배럴 수준까지 증가하여 연평균 유가는 약 \$61/배럴을 나타낼 것으로 전망하고 있다. 반면 저유가 시나리오에서는 두바이유 평균가격

<표 1> 2016 시나리오별 두바이유가 전망

(단위: \$/배럴)

시나리오	2015 (추정)	2016(전망)				
		1/4	2/4	3/4	4/4	연간
기준유가	51.02	41.49	45.74	53.08	59.81	50.03
저유가		38.35	39.20	39.98	40.35	39.47
고유가		52.93	56.25	64.61	69.85	60.91

자료: 에너지경제연구원 KEEI-BS 모형에 의한 전망치(2015년 12월)



이 1분기 약 \$38/배럴에서 4분기 약 \$40/배럴로 유사한 수준을 보일 것으로 전망하고 있으며, 연 평균 두바이유 가격은 약 \$39/배럴 수준을 보일 것으로 추정하고 있다.

나. 두바이유가 시나리오에 따른 국내 거시경제 전망

2016년 두바이유 평균가격을 \$50/배럴 수준으로 전망한 기준유가 시나리오에 따른 우리나라 거시경제변수들의 추정치가 <표 2>에 나타나 있다. 2016년 우리나라의 경제성장을 나타내는 지표인 실질GDP는 전년 대비 약2.9% 증가할 것으로 추정되며, 소비자물가

상승률은 2015년보다 0.1%p 하락하여 1% 미만의 물가상승률을 나타낼 것으로 전망하고 있다. 우리나라의 2016년 이자율은 전년과 유사한 수준을 나타낼 것으로 전망되며, 국내 투자와 소비는 전년 대비 각각 4.9%, 4.2% 증가할 것으로 추정된다.

두바이유가 전망에서 살펴본 고유가 및 저유가 시나리오가 나타나는 경우의 우리나라 거시경제변수 변화가 <표 3>에 나타나 있다. <표 3>에 표시된 수치들은 기본유가 시나리오에서 고유가 또는 저유가 시나리오로 유가가 변화하는 경우의 거시경제변수 변동에 대한 추정결과를 보여주고 있다.

2016년 두바이유 평균 가격이 \$61/배럴 수준을 유지

<표 2> 기준유가 시나리오에 따른 2016년 국내 거시경제변수 전망

거시경제 변수	단위	2016 전망
실질GDP	%	2.9
물가상승률	%p	- 0.1
실질환율	%	2.3
이자율	%p	- 0.04
투자	%	4.9
소비	%	4.2

<표 3> 고유가/저유가 시나리오에 따른 거시경제변수 변화

(단위: %p)

거시경제 변수	고유가(\$60.91)	저유가(\$39.47)
실질GDP	0.28 ↓	0.20 ↑
물가상승률	0.52 ↑	0.43 ↓
실질환율	0.31 ↓	0.23 ↑
이자율	0.01 ↓	0.08 ↑
투자	1.34 ↓	1.46 ↑
소비	0.10 ↓	0.10 ↑

자료: 에너지경제연구원 KEEI-BS 모형에 의한 전망치(2015년 12월)



하는 고유가 시나리오의 경우에는 기준유가 시나리오 거시경제변수 추정치에 비해 실질GDP, 실질환율, 이자율, 국내투자, 국내소비 변수들이 하락하고 물가 상승률은 높아질 것으로 전망되었다. 반면, 2016년 두바이 유 연평균 가격이 약 \$39/배럴 수준을 유지하는 저유가 시나리오에서는 기준유가 시나리오에 따른 거시경제변수 추정치에 비해 실질GDP, 실질환율, 이자율, 투자, 소비에 대한 추정치는 상승하고 물가상승률은 하락할 것으로 보인다.

다. 두바이유가 시나리오에 따른 산업별 생산변동

앞에서 살펴본 것처럼 국제유가 변화는 국가 전체의 거시경제에 영향을 미치는 것과 동시에 각 산업에도 영

향을 미치게 된다. 국제유가 변화가 거시경제변수에 미치는 파급효과와 별개로 산업별 파급효과를 살펴볼 필요가 있다. 왜냐하면 각 산업의 특성에 따라서 동일한 국제유가 변화에 대한 산업별 생산 변화는 상이하게 나타날 수 있기 때문이다. 본고에서도 한국은행에서 제공하는 27개 산업별 생산지수를 이용하여 유가변동의 산업별 생산파급효과 분석을 실시하였다.

기준유가 시나리오를 이용해 추정한 2016년 산업별 생산전망이 <표 4>에 나타나 있다. <표 4>에 표시된 산업별 생산지수 변화는 각 산업별로 전년 대비 2016년 증가율을 보여주고 있으며, 산업생산지수 증가율이 높을 것으로 전망되는 산업부터 낮은 산업의 순서로 정리되어 있다.

기준유가 시나리오 하에서 2016년 산업생산지수 증

<표 4> 기준유가 시나리오에 따른 2016 업종별 산업생산지수 변화 전망

(단위: %)

업종	생산지수 변화	업종	생산지수 변화
전자부품, 컴퓨터, 및 통신	7.12	의료, 정밀, 광학기기 및 시계	1.58
화학물질 및 화학제품	4.63	금속	1.32
전기장비	3.94	의복, 악세서리 및 모피	1.31
고무 및 플라스틱제품	3.80	음료품	1.19
비금속 광물제품	3.76	전기가스업	0.97
자동차 및 트레일러	3.55	인쇄 및 기록매체 복제	0.95
코크스, 연탄 및 석유정제	3.48	의료용 물질 및 의약품	0.93
비금속광물	3.27	가구	0.88
1차금속제품	3.20	금속가공제품	0.65
석탄, 원유 및 천연가스	3.20	담배	0.30
섬유제품	3.06	펄프, 종이 및 종이제품	0.21
기타기계 및 장비	2.72	목재 및 나무제품	- 0.19
기타운송장비	2.08	식료품	- 0.43
가죽, 가방 및 신발	1.67		



가가 상대적으로 높게 나타날 것으로 예상되는 산업은 (전자부품, 컴퓨터 및 통신), (화학물질 및 화학제품), (전기장비), (고무 및 플라스틱제품), (비금속광물제품), (자동차 및 트레일러), (코크스, 연탄 및 석유정제), (비금속광물), (1차금속제품) (석탄, 원유 및 천연가스) 산업으로 나타났다. 이들 산업은 생산된 제품의 수출 비중이 높거나 석유와 같은 에너지를 원료 및 연료로 사용하는 비중이 높게 나타나는 특징을 보이고 있다. 반대로 산업생산지수 증가가 상대적으로 낮게 나타날 것으로 예상되는 산업은 (음료품), (전기가스업), (인쇄 및 기록매체 복제), (의료용 물질 및 의약품), (가구), (금속가공제품), (담배), (펄프 및 종이제품), (목재 및 나무제품), (식료품)으로 나타났다. 생산지수 증가가 낮을 것으로 예상되는 산업들은 내수 중심산업들과 생산과정에 에너지가 원료 및 연료로 사용되는 비중이 상대적으로 낮은 특징을 가지는 것으로 보인다.

기준유가 시나리오에서 고유가 및 저유가 시나리오로 국제유가가 변화하는 경우에 나타날 수 있는 산업별 생산지수 변동을 추정한 결과가 <표 5>에 나타나 있다.

2016년 두바이유 평균가격이 기준유가 시나리오보다 24% 높을 것으로 전망되는 고유가 시나리오의 경우에는 분석대상 27개 산업 모두에서 생산지수가 감소하는 것으로 추정되었다. 반대로 2016년 두바이유 평균가격이 기준유가 시나리오보다 21% 낮을 것으로 전망되는 저유가 시나리오의 경우에는 27개 산업 중 (식료품)산업을 제외한 26개 산업에서 산업생산지수가 증가하는 모습을 보였다.

국제유가 변동의 파급효과는 일반적으로 석유, 천연가스와 같은 에너지를 연료 및 원료로 사용하는 비중이 높은 산업에서 높게 나타나는 경향을 보이며, 석유제품을 원료로 사용하는 비중이 낮은 내수위주 산업과 기계금속부품 제조업은 국제유가 변동의 영향이 상대적으

로 작게 나타나는 산업으로 분류할 수 있다.

일반적으로 모형을 통한 분석에는 다양한 한계가 존재하는데, 본 연구에서도 최근 저유가로 인한 해외부문의 영향을 완전하게 예측하지 못한다는 한계가 있다. 2014년 하반기 이후 진행된 저유가로 인한 산유국 경제상황 악화는 우리나라 경제에서 중요한 역할을 담당하고 있는 중공업, 조선, 해운 산업에 부정적인 영향을 미치고 있다. 올해 초부터 해당 산업에 대한 구조조정 방안이 논의되고 있으며, 해당 산업들은 타 산업과의 연관효과가 높게 나타나기 때문에 경제 전체적으로 실업률을 높이고 생산을 감소시키는 영향이 크게 나타날 수 있다. 이와 같은 상황을 거시경제효과 분석모형에서 완전하게 예측하기 어려운 것은 최근의 상황이 국제 원유가격이 6개월 사이에 60% 이상 급락한 예외적인 현상이기 때문이다. 향후 국제 원유가격 변동성이 완화되고 시장의 불확실성이 감소하게 되면, 분석모형의 예측력은 제고될 것으로 생각된다.

4. 시사점

2016년에는 국제유가가 기준유가 시나리오에서 배럴당 40~60달러 사이에서 움직일 것으로 전망되며, 우리나라의 거시경제지표는 2015년과 유사한 수준을 기록할 것으로 전망되고 있다. 실질GDP의 경우 2.9% 성장이 전망되어, 2015년 말에 정부가 제시한 경제성장률 목표보다 낮은 수준을 보이고 있다. 또한 국내 인플레이션률은 2015년과 유사한 수준을 기록하여 저성장 저물가 경향이 2016년에도 계속될 것으로 전망된다.

앞에서 언급한 것처럼 우리나라 경제에서 석유는 중요한 위치를 차지하고 있으며, 국제 석유가격 변동은



〈표 5〉 국제유가 시나리오에 따른 2016 산업생산 파급효과 변화

(단위: %p)

고유가 시나리오		저유가 시나리오	
업종	생산지수 변화	업종	생산지수 변화
고무 및 플라스틱제품	- 0.56	화학물질 및 화학제품	1.00
비금속광물	- 0.46	의료용 물질 및 의약품	0.55
자동차 및 트레일러	- 0.42	비금속광물	0.48
섬유제품	- 0.40	고무 및 플라스틱제품	0.40
가죽, 가방 및 신발	- 0.38	자동차 및 트레일러	0.33
화학물질 및 화학제품	- 0.33	코크스, 연탄 및 석유정제	0.28
석탄, 원유 및 천연가스	- 0.33	섬유제품	0.27
코크스, 연탄 및 석유정제	- 0.32	담배	0.26
인쇄 및 기록매체 복제	- 0.29	가죽, 가방 및 신발	0.23
전기장비	- 0.24	인쇄 및 기록매체 복제	0.23
비금속 광물제품	- 0.22	비금속 광물제품	0.22
의복, 악세서리 및 모피제품	- 0.21	금속가공제품	0.20
전기가스업	- 0.20	의복, 악세서리 및 모피제품	0.19
기타운송장비	- 0.18	석탄, 원유 및 천연가스	0.17
식료품	- 0.17	펄프, 종이 및 종이제품	0.11
금속가공제품	- 0.16	기타운송장비	0.10
담배	- 0.14	전기장비	0.08
음료품	- 0.13	의료, 정밀, 광학기기, 시계	0.06
펄프, 종이 및 종이제품	- 0.13	전자부품, 컴퓨터, 통신장비	0.06
의료용 물질 및 의약품	- 0.11	전기가스업	0.05
금속	- 0.10	목재 및 나무제품	0.03
목재 및 나무제품	- 0.09	음료품	0.01
1차금속제품	- 0.07	금속	- 0.01
의료, 정밀, 광학기기, 시계	- 0.05	기타기계 및 장비	- 0.02
기타기계 및 장비	- 0.03	1차금속제품	- 0.04
가구	0.00	가구	- 0.14
전자부품, 컴퓨터, 통신	0.01	식료품	- 0.15



국민경제 전반에 다양한 영향을 미치고 있다. 그러므로 국제유가 변동이 우리나라 거시경제 변수들 및 각 산업 생산에 미치는 영향을 분석하는 작업은 정부의 경제정책 및 산업정책을 수립하는데 반드시 필요하다고 생각된다.

또한 유가변동의 거시경제 파급효과 분석모형의 지속적인 개선을 위한 노력도 진행되어야 한다. 최근에 언급되고 있는 우리나라 산업구조의 변화, 에너지효율 향상, 기후변화에 대한 국제적인 대응방안에 동참 등의 요인으로 인하여 국제유가 변화가 우리나라 경제에 미치는 영향이 과거와 다른 양상을 보일 것으로 전망된다. 이와 같은 구조변화를 잘 반영할 수 있도록 지속적인 분석모형 개선작업을 진행해야 한다는 점이 연구자들에게 부여된 도전과제라 할 수 있다. 이에 본고에서 수행하는 유가변동 파급효과 연구도 상기 요인들을 잘 반영할 수 있도록 지속적인 모형개선 작업을 진행하고 분석의 정확성을 높여 정책수립에 도움이 되는 연구결과를 제공하도록 노력을 기울여야 할 것이다.

참고문헌

〈국내 문헌〉

- 김윤영 · 박준용, “글로벌 구조 VAR모형을 이용한 해외충격의 파급효과 분석,” 『경제학연구』, 제57집 제2호, 2009
- 신용철 · 부상돈 · 김용민, Measuring the Connectedness of Korean Financial System: The GVAR-GCM Modelling Approach, 한국은행, 2013
- 양준모 · 김영덕 · 유정식 · 이동우, “에너지-고시경제모형을 이용한 유가상승 파급효과 추정,” 『에너지경제연구』, 제7권 1호, pp. 1-41, 2008

- 이달석 · 오세신, 2014년 국제 원유시황과 유가 전망, 에너지경제연구원, 2014
- 정준환, 유가변동의 국내 거시경제 파급효과 분석, 에너지경제연구원, 2014
- 차경수 · 오세신, 2013 원유가 시나리오별 경제전망, 에너지경제연구원, 2013
- _____, “거시계량모형을 이용한 유가변동 및 유류세 변화의 파급효과 분석,” 『에너지경제연구』, 제13권 1호, pp. 83-119, 2014
- 최병제 · 김대용 · 안수아, “BOK 거시경제모형시스템의 VAR 모형블록 구축 결과,” 『조사통계월보』, 한국은행, 2013.12
- 최영준 · 최준 · 박민렬, “자본유입 급증이 경제성장에 미치는 영향,” 『조사통계월보』, 한국은행, 2011.6

〈외국 문헌〉

- Chudik, A., and M. H., Pesaran, “Econometric analysis of high dimensional VARs featuring a dominant unit,” *Econometric Reviews*, 32, 592-649, 2013
- Dees, S., F. di Mauro, M. H., Pesaran, and L. V., Smith, “Exploring the international linkages of the Euro Area: A global VAR analysis,” *Journal of Applied Econometrics*, 22, 1-38, 2007
- Ledoit, O., and M., Wolf, “A well-conditioned estimator for large-dimensional covariance matrices,” *Journal of Multivariate Analysis*, 88, 365-411, 2004
- Pesaran, M. H., T., Schuermann, and L. V., Smith, “Forecasting economic and financial variables with global VARs,”



International Journal of Forecasting,
25(4), 642–675, 2009

Smith, L. V., and Galesi, A., GVAR Toolbox 2.0,
2014

〈웹사이트〉

한국은행 경제통계시스템, ecos.bok.or.kr

GVAR dataset, <https://sites.google.com/site/gvarmodelling/data>