

FAVAR를 이용한 국제 원자재 가격의 결정요인 분석*

현준석** · 김원중***

본 연구는 18개 글로벌 거시경제 변수들과 16개 개별 원자재 가격 변수들로 구성된 FAVAR 모형을 이용하여 글로벌 거시경제 변수들이 개별 원자재 시장에 미치는 영향을 분석하였다. 특히, 본 연구는 FAVAR에서 다양한 글로벌 거시경제 변수와 개별 원자재 변수로부터 경제적 함의를 구별할 수 있는 7개의 공통 충격(① 에너지 가격, ② 비에너지 가격, ③ 선진국 비즈니스 사이클, ④ 중국 비즈니스 사이클, ⑤ 이자율, ⑥ 인플레이션, ⑦ 환율)을 식별하였다. 실증분석 결과, 선진국 비즈니스 사이클 충격과 중국 비즈니스 사이클 충격은 개별 원자재 가격을 상승시키는 것으로 나타났다. 또한 환율 충격과 인플레이션 충격이 발생하여도 개별 원자재 가격은 상승하는 것으로 나타났다. 반면에 이자율 충격이 발생하면 개별 원자재 가격은 하락하였다. 특히, 에너지 가격 충격이 발생하면 개별 비에너지 가격도 상승하는 전이효과(spillover effects)가 존재하는 것으로 나타났다.

핵심주제어: 원자재 시장, 에너지, 비에너지, 거시경제, FAVAR
경제학문헌목록 주제분류: Q02, Q43, C55

I. 서론

원자재는 일반적으로 상품 생산과정에서 투입요소로서 역할을 한다. 원자재 가격 상승은 생산비용 상승으로 이어지며 결국에는 제품 가격을 인상시켜 소비자 후생을 변화시킨다. 따라서 원자재 가격 변동요인에 대한 풍부한 정보를 이용한 세밀한 분석은 경제정책 수립 및 집행에서 중요한 의미를 갖게 된다.

그러나 대부분의 국제 원자재 가격 결정에 대한 선행 연구는 국제 원자재 가격에 영향을 미치는 요인으로 미국 거시경제 변수들만을 분석 모형에 포함하여 분석하고 있다. 하지만 국제 원자재 수요는 미국뿐만 아니라 다양한 국가들의 원

* 이 논문은 2016년도 건국대학교 KU학술연구비 지원에 의한 논문임.

** 주저자, 건국대학교 경제학과 강사, 전화: (02) 450-3615, E-mail: gatamail@naver.com

*** 교신저자, 건국대학교 경제학과 교수, 전화: (02) 450-0530, E-mail: wjkim72@konkuk.ac.kr
논문투고일: 2018. 4. 11 수정일: 2018. 5. 16 게재확정일: 2018. 5. 25

자재 수요에 의해 결정되기 때문에 미국, EU, 중국, 일본의 글로벌 거시경제 변수를 분석모형에 포함하는 것이 합당하다고 판단된다.

따라서 본 연구에서는 일반적인 VAR 모형과 달리 분석 모형에 풍부한 정보를 이용할 수 있는 FAVAR(Factor Augmented Vector Autoregressive) 모형을 이용하여 미국 거시경제뿐만 아니라 EU, 중국, 일본을 포함하는 글로벌 거시경제가 개별 원자재 가격에 미치는 영향을 분석하였다.

또한 FAVAR 모형에서 이용되는 공통요인에 대한 경제적 함의를 파악하기 힘들다는 단점을 극복하기 위해 Bernanke and Boivin(2003), Boivin and Ng(2006), Bagliano and Morana(2009)와 같이 분석 모형에서 이용된 34개의 변수는 경제적 관련성에 의거해서 6개의 블록으로 분류하였다: 에너지 원자재 가격(블록 1), 비에너지 원자재 가격(블록 2), 비즈니스 사이클(블록 3), 이자율(블록 4), 인플레이션(블록 5), 환율(블록 6). 분류된 각 블록에 대하여 주요인 분석을 실행하여 경제적 의미를 갖는 공통요인을 추출한 후에 FAVAR 모형을 이용하여 분석하였다.

본 연구의 장점은 다음과 같다. 첫째, 일반적인 VAR 모형과 달리 FAVAR 모형을 이용하여 글로벌 거시경제의 풍부한 정보를 분석 모형에 포함하여 분석하였다. 두 번째, 원자재 가격을 결정하는 다양하고 풍부한 변수를 경제적 의미에 따라 분류하여 공통요인을 추출하였기 때문에 기존의 연구와 달리 공통요인에 대한 경제적 함의를 파악하였다. 세 번째, 공통요인 충격이 다양한 개별 원자재들에 미치는 영향을 비교·분석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 국제 원자재 가격결정이론과 그에 대한 선행 연구에 대하여 살펴본다. 그리고 제Ⅲ절에서는 FAVAR 모형을 제시하고 제Ⅳ절에서는 자료의 특성과 실증분석을 실행하여 글로벌 거시경제가 개별 원자재 가격에 미치는 영향을 충격반응 분석과 예측오차분산분해를 통하여 살펴본다. 마지막 제Ⅴ절에서는 논문의 전체 내용을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행 연구

Kilian(2009)은 유가 변동은 공급 충격뿐만 아니라 수요 충격에 의해서도 발생된다고 보았다. 또한 Borensztein and Reinhart(1994)는 세계 산업생산 충격은 비에너지 원자재 가격을 상승시키는 것으로 파악하였다. Aastveit(2014)는 Kilian(2009)이 사용한 변수들(원유생산, 실물경기 활동, 실질 유가)에 금리 및 112개 미국 경

제지표로부터 5개의 공통요인을 추출하여 VAR를 추정하였다. 분석 결과, 글로벌 수요 충격은 유가를 상승시키는 반면, 미국 내 통화긴축을 발생시켜 미국 경제에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

한편, 중국 경제가 발전함에 따라 국제 원자재 시장에서 중국이 소비하는 원자재 비중이 높아지고 있다. 최근 자료에 의하면 국제 원자재 시장에서 중국이 소비하는 원자재 비중은 알루미늄(54%), 니켈(50%), 구리(48%), 아연(46%), 주석(46%), 철강(45%), 납(40%), 면화(31%), 쌀(30%), 대두유(30%), 대두박(28%), 금(23%), 옥수수(22%), 밀(17%), 원유(12%), 수수(11%), 설탕(10%), 팜유(10%), 천연가스(6%), 보리(5%)로 보고되고 있다.¹⁾ 이는 중국이 국제 원자재 시장의 주요한 참여자임을 보여 주고 있는 것이다. Roache(2012)는 중국 총수요 충격이 원자재 시장에 유의한 영향을 미치고 있다고 분석하였다.

Frankel(1986)은 효율적 시장에서는 원자재 투자로 예상되는 수익은 금융자산에 투자로 예상되는 수익과 같기 때문에 차익거래의 기회가 존재하지 않는 것으로 보았다. 그리고 Frankel(2006)은 1970년대 자료를 이용한 분석에서는 실질이자율과 원자재 가격 사이에 음(-)의 관계가 존재하는 것을 확인하였다. 그리고 Anzuini, Lombardi, and Pagano(2013)도 미국 연방기준금리 하락 시 단계에는 원자재 가격 상승하는 것으로 분석하였다.

원자재 수출업자는 미국 달러의 약세 기간에는 원자재의 가격을 상승시켜 원자재 수출로 벌어들이는 수입의 구매력을 안정적으로 유지하려 하며 또한 원자재 수입업자도 미국 달러의 약세에 따른 자국 통화의 강세에 따라 원자재 수요를 증가시킨다. 이에 따라 미국 달러의 약세는 원자재 가격의 상승을 일으키는 것으로 알려지고 있다. Akram(2009)은 미국의 실질이자율 하락과 미국 달러의 절하가 원자재 가격을 상승시키며, 유가 충격이 식량 가격을 상승시키는 전이효과(spillover effects)가 발생하지 않는 것으로 분석하였다. 이는 유가 충격이 글로벌 경제활동을 둔화시켜 식량 수요가 감소하고 이어서 식량 가격이 하락하는 것으로 해석하였다.

Breitenfellner and Cuaresma(2008)는 환율과 유가 사이에는 음(-)의 관계가 존재하는 것으로 분석하였으며 이러한 관계를 구매력 채널, local 가격 채널, 투자 채널, 통화정책 채널, 통화시장 채널을 통하여 설명하였다. Cashin, Cespedes, and Sahay(2004)는 원자재 수출 국가들의 실질 환율과 실질 원자재 가격 사이에 장기적 균형 관계가 존재하는 것을 확인하였다. Zhang(2008)은 미국 달러 환율과

1) Erheriene, Ese, and Biman Mukherji(2015).

유가 간에는 통계적으로 유의한 장기균형 관계가 있지만 단기에는 미국 달러 환율이 유가에 미치는 영향은 매우 제한적인 것으로 분석하였다. 반면에 차경수(2008)는 달러 평가절하가 실질 유가의 상승률에 미치는 영향은 제한적이며 통계적으로도 큰 유의성이 없다고 분석하였다.

에너지 원자재 가격의 상승은 비에너지 원자재의 운반비용 상승과 비료 가격 상승을 발생시켜 비에너지 원자재 가격의 상승으로 연결된다. Baffes(2007)는 유가가 국제적으로 교역이 되는 35개의 개별 원자재 가격에 미치는 영향을 1960년부터 2005년까지의 자료를 이용하여 분석하였다. 유가 변화가 비에너지 원자재 가격에 미치는 전가도(pass through)는 0.16으로 파악하였다. 특히, 비료 0.33, 농작물 0.17, 금속은 0.11로 분석하였다.

Kim, Hammoudeh, and Choi(2014)는 블록 외생성(block exogeneity) 및 독립성(diagonality)을 가정한 VAR 모형으로 1980년 1월부터 2010년 12월까지의 월별 자료를 이용하여 유가, 미국 산업생산, 미국 이자율, 미국 통화 공급, 미국 소비자물가, 명목실효환율의 거시경제 변수들이 비에너지 원자재에 미치는 영향을 조사하였다. 거시경제 변수들의 충격이 개별 비에너지 원자재 가격에 서로 다른 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

Lombardi, Osbat, and Schnatz(2012)는 원자재 가격을 결정하는 거시경제 변수들이 금속과 식량의 개별 원자재 가격에 미치는 영향을 파악하기 위해 알루미늄, 구리, 철광석, 납, 니켈, 주석, 아연에서 금속 공통요인을 그리고 코코아, 커피, 옥수수, 쌀, 콩, 설탕, 밀, 면화에서 식량 공통요인을 추출한 후에 원자재 가격 결정에 관여하는 실질 유가, 미국 달러 실질실효환율, 미국 실질 이자율, 세계 산업생산과 함께 금속 공통요인, 식량 공통요인 그리고 개별 원자재 가격을 포함하는 1975년 1분기부터 2008년 3분기까지의 분기 자료를 이용하여 FAVAR 모형으로 분석하였다. 분석 결과, 미국 달러 실질실효환율과 세계 산업생산은 개별 원자재 가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면에 유가 충격에 대한 비에너지 원자재 가격의 강한 전이효과는 발견되지 않았다.

III. 실증 모형

1. 모형의 추정

Stock and Watson(2005)은 본 연구에서 이용하는 FAVAR(Factor Augmented

Vector Autoregressive) 모형을 동태적요인모델(Dynamic Factor Model)이라고 하였으며 식 (1)과 같이 표현된다.

$$X_t = \Lambda F_t + D(L)X_{t-1} + \nu_t, \tag{1}$$

$$F_t = \Phi(L)F_{t-1} + \eta_t. \tag{2}$$

X_t 는 안정적인 변수들로 이루어진 $n \times 1$ 벡터이며 F_t 는 $r < n$ 을 만족하는 관측 불가능한 공통요인들로 이루어진 $r \times 1$ 벡터이다. 그리고 Λ 는 계수 값의 $n \times r$ 벡터이며 $D(L)$ 은 p 시차의 $n \times n$ 시차행렬다항식이고 $\Phi(L)$ 은 q 시차의 $r \times r$ 시차행렬다항식이다. 또한 ν_t 는 idiosyncratic 교란항으로 $n \times 1$ 벡터이며 η_t 는 공통요인에 대한 교란항으로 $r \times 1$ 벡터이다.

F_t 와 ν_t 가 서로 직교되어 모든 i, j, t, s 에 대하여 $E(F_t \nu_{is}) = 0$ 이고 $E(\eta_{jt} \nu_{is}) = 0$ 을 의미한다. 또한 여기에 $E(\nu_{jt} \nu_{is}) = 0$ 이라는 idiosyncratic 교란항이 서로 직교이고 $D(L)$ 이 대각행렬이라는 2가지의 가정을 추가하면 X_t 에 속해 있는 개별 변수들은 자신의 idiosyncratic 충격에 의해서만 영향을 받고 다른 변수들의 idiosyncratic 충격에 대해서는 영향을 받지 않는 것을 의미한다.

식 (2)를 식 (1)에 대입하면 식 (1)과 식 (2)로 표현된 동태적요인모델은 식 (3), (4), (5)의 VAR 형태로 바뀌어서 이를 FAVAR라고 부른다.

$$\begin{bmatrix} F_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi(L) & 0 \\ \Lambda\Phi(L) & D(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^F \\ \varepsilon_t^X \end{bmatrix}, \tag{3}$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^F \\ \varepsilon_t^X \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I \\ \Lambda \end{bmatrix} \eta_t + \begin{bmatrix} 0 \\ \nu_t \end{bmatrix}, \tag{4}$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \begin{bmatrix} \Sigma_\eta & \Sigma_\eta \Lambda' \\ \Lambda \Sigma_\eta & \Lambda \Sigma_\eta \Lambda' + \Sigma_\nu \end{bmatrix}. \tag{5}$$

식 (5)는 공분산 행렬이며 $\Sigma_\eta = E(\eta_t \eta_t')$ 이고 $\Sigma_\nu = E(\nu_t \nu_t')$ 을 의미한다. 식 (3)과 식 (4)로 표현된 FAVAR 모형은 VAR 모형을 VMA 모형으로 변환하듯이 이동평균 형태로 변환하면 식 (6)과 같은 FAVMA(Factor Augmented Vector Moving Average) 표현으로 바뀐다.

$$X_t = B(L)\eta_t + C(L)\nu_t. \quad (6)$$

식 (6)에서 $B(L) = (I - D(L)L)^{-1}A(I - \Phi(L)L)^{-1}$ 이고 $C(L) = (I - D(L)L)^{-1}$ 을 의미한다. 그리고 식 (3)과 같은 FAVAR 모형을 추정하기 위해 Stock and Watson(2005)이 제안한 순차적 추정 전략을 채용한다. 우선 X_t 에서 주성분 분석으로 F_t 를 추출한 후, 식 (1)의 OLS 추정을 통하여 예비의 $D(L)$ 을 얻는다. 그 다음에 $(1 - D(L)L)X_t$ 에 의해 구해진 변수에서 주성분 분석을 통하여 F_t 을 업데이트한다. 그리고 다시 식 (1)의 OLS 추정을 통하여 $A, D(L)$ 을 얻는다. 그 다음에 다시 $(1 - D(L)L)X_t$ 에 의해 구해진 변수에서 주성분 분석을 통하여 F_t 을 업데이트한다. 이러한 반복을 10번 실행하여 식 (7)의 최소화 문제를 해결하였다. T 는 샘플 사이즈를 의미한다.

$$\min_{F_1, \dots, F_T, A, D(L)} T^{-1} \sum_{t=1}^T [(I - D(L)L)X_t - AF_t]' [(I - D(L)L)X_t - AF_t]. \quad (7)$$

정리하면 첫 번째 순서에서 F_t, A 그리고 $D(L)$ 의 추정치를 구할 수 있으며, 두 번째 순서에서 반복을 통해 얻어진 마지막 공통요인 F_t 을 최소자승추정으로 식 (2)의 $\Phi(L)$ 도 추정할 수 있다. 따라서 마지막 추정치를 이용하면 식 (3)과 같이 표현된 FAVAR 모형을 구성할 수 있다.

Stock and Watson(2005)은 모든 변수들의 집합 X_t 에서 Bai and Ng(2002)의 정보기준에 의해 r 개의 공통요인들을 추출하였다. r 개의 공통요인들은 eigenvalue가 가장 큰 r 개의 주성분과 같다. 관측된 가능한 정보를 모두 이용하는 이러한 방법은 이론적으로는 매력적이지만 실제적으로는 추정된 공통요인에 대한 경제적 의미를 파악하는 것이 무척 어렵다.

Bernanke and Boivin(2003), Boivin and Ng(2006), Bagliano and Morana(2009)는 요인에 대한 해석이 가능한 다음의 대안을 제시하였다. 모든 변수들의 데이터 집합을 동종 변수들을 모은 부분집합으로 나눈다. 그런 다음에 각 부분집합마다 eigenvalue가 가장 큰 첫 번째 주성분을 분리한다. 이러한 각 부분집합으로부터 공통요인을 추출하는 방법은 공통요인에 경제적 의미를 부여하는 것을 훨씬 쉽게 한다.

본 연구는 Bernanke and Boivin(2003), Boivin and Ng(2006), Bagliano and

Morana(2009)가 제안한 방법에 따른다.²⁾ 모든 변수들을 경제적 관련성에 따라 6개의 블록으로 분류하였다: ① 에너지 원자재 가격, ② 비에너지 원자재 가격, ③ 비즈니스 사이클, ④ 이자율, ⑤ 인플레이션, ⑥ 환율. 각 블록별 주성분 분석 결과 6개의 블록에서 공통요인을 추출하였다. 특히 미국, EU, 일본, 중국의 산업생산으로 구성된 비즈니스 사이클 블록에 대한 주성분 분석을 하면 eigenvalue가 가장 큰 첫 번째 주성분 PC_1 은 공통적으로 미국, EU, 일본 산업생산 변동의 대부분을 설명하는 반면에 eigenvalue가 두 번째로 큰 주성분 PC_2 는 중국의 산업생산 변동만을 대부분 설명하였다. 따라서 Roache(2012)의 연구처럼 본 연구에서도 급증하는 중국의 원자재 수요를 분석에 반영하기 위해 비즈니스 사이클 블록에서 가장 큰 첫 번째 주성분 PC_1 은 선진국 비즈니스 공통요인으로 그리고 두 번째로 큰 주성분 PC_2 는 중국 비즈니스 공통요인으로 추출하였다. 따라서 본 연구에서는 6개의 블록에서 7개의 공통요인을 추출하였다: ① 에너지 원자재 가격, ② 비에너지 원자재 가격, ③ 선진국 비즈니스 사이클, ④ 중국 비즈니스 사이클, ⑤ 이자율, ⑥ 인플레이션, ⑦ 환율.

FAVAR 모형에서는 요인 교란항 η_t 에 대한 경제적 함의를 부여하기 위해 구조적 식별을 수반한다. FAVAR 모형에서 구조적 충격 ξ_t 는 식 (8)과 같이 표현된다.

$$\xi_t = H\eta_t . \tag{8}$$

H 는 $r \times r$ 가역행렬이고 구조적 충격 ξ_t 는 평균이 0이고 분산은 $E(\xi_t \xi_t') = I_r$ 이다. 구조적 충격 ξ_t 를 식별하는 것은 적절한 제약조건을 가지고 H 의 요소들을 추정하는 것과 같다.

또한 FAVAR 모형에서는 idiosyncratic 교란항 ν_t 는 식 (1)에서 서로 직교를 가정하였기 때문에 구조적 식별이 필요하지 않지만 idiosyncratic 교란항 ν_t 에 대한 정규화는 필요하다. $\Sigma\nu = \Theta^{-1}\Theta^{-T}$ 이고 Θ 는 $n \times n$ 대각행렬을 의미하면 정규화된 idiosyncratic 충격 ψ_t 는 평균이 0이고 분산은 $E(\psi_t \psi_t') = I_n$ 을 갖으며 $\psi_t = \Theta\nu_t$ 로 표현된다.

식 (8)의 ξ_t 와 정규화된 idiosyncratic 충격 ψ_t 는 서로 직교되어 있기 때문에

2) bai and Ng information criterion에 의한 최적 공통요인 개수는 7개로 분석되었는데, 이러한 결과는 경제적 의미에 따라 분류한 공통요인의 개수와 동일하다.

$E(\xi_t \psi_t') = E(H\eta_t \nu_t' \Theta') = 0$ 이다. 이를 FAVMA 표현인 식 (6)에 대입하면 식 (9)와 같은 구조적 충격을 포함하는 FAVMA 표현으로 바뀐다.

$$X_t = B^*(L)\xi_t + C^*(L)\psi_t. \quad (9)$$

식 (9)에서 $B^*(L) = B(L)H^{-1}$ 그리고 $C^*(L) = C(L)\Theta^{-1}$ 을 의미한다. 식 (9)의 구조적 충격 ξ_t, ψ_t 가 발생하면 충격반응함수와 분산분해를 통해 X_t 에 있는 각 변수들이 시간이 지남에 따라 어떻게 그리고 얼마만큼 반응하는지 분석할 수 있다.

그리고 식 (8)의 구조적 충격 ξ_t 를 식별하기 위해 Stock and Watson(2005)이 이용한 블록 하삼각 제외 제한법(Block Lower Triangular Exclusion Restrictions)을 이용하였다. 변수들의 블록들에 대하여 인과 순서를 부과하여 식 (6)에서 $B(0) = A$ 이기 때문에 $B^*(0) = AH^{-1}$ 인 관계를 이용하여 H 를 추정하였다.

본 연구에서 공통요인의 개수인 $r = 7$ 그리고 변수들의 개수인 $n = 34$ 이다. 따라서 본 연구는 모든 변수들의 데이터 집합 X_t 을 경제적 관련성에 따라 7개의 블록으로 설정하였다: 1) 에너지 원자재 가격 블록($m_1=7$), 2) 비에너지 원자재 가격 블록($m_2=9$), 3) 선진국 비즈니스 사이클 블록($m_3=3$), 4) 중국 비즈니스 사이클 블록($m_4=1$), 5) 이자율 블록($m_5=8$), 6) 인플레이션 블록($m_6=4$), 7) 환율 블록($m_7=2$). 따라서 위와 같이 모든 변수들에 대한 블록을 설정하면 $B(0)^*$ 는 식 (10)과 같은 블록 하삼각 행렬 구조를 갖게 된다.³⁾ m_i 는 i 번째 블록에 포함된 변수들의 개수이다.

3) 본 연구에서 부과한 인과 순서는 Bernanke *et al.*(2005)과 같이 충격에 대한 반응의 조정 속도에 따라 정하였는데 재빨리 조정되는 변수일수록 순위가 마지막에 위치한다.

$$B(0)^* = \begin{bmatrix} B_{0,11}^* & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ B_{0,21}^* & B_{0,22}^* & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ B_{0,31}^* & B_{0,32}^* & B_{0,33}^* & 0 & 0 & 0 & 0 \\ B_{0,41}^* & B_{0,42}^* & B_{0,43}^* & B_{0,44}^* & 0 & 0 & 0 \\ B_{0,51}^* & B_{0,52}^* & B_{0,53}^* & B_{0,54}^* & B_{0,55}^* & 0 & 0 \\ B_{0,61}^* & B_{0,62}^* & B_{0,63}^* & B_{0,64}^* & B_{0,65}^* & B_{0,66}^* & 0 \\ B_{0,71}^* & B_{0,72}^* & B_{0,73}^* & B_{0,74}^* & B_{0,75}^* & B_{0,76}^* & B_{0,77}^* \end{bmatrix} \quad (10)$$

$B_{0,ij}^*$ 는 j 번째 구조적 충격에 대한 i 번째 블록에 속해 있는 변수들의 반응에 대한 $m \times 1$ 벡터이다. 본 연구에서는 공통요인과 관련된 7개의 구조적 충격(ξ_t)을 추정하고 있다. 7개의 구조적 충격을 구체적으로 살펴보면, ① 에너지 가격 충격($j=1$), ② 비에너지 가격 충격($j=2$), ③ 선진국 비즈니스 사이클 충격($j=3$), ④ 중국 비즈니스 사이클 충격($j=4$), ⑤ 이자율 충격($j=5$), ⑥ 인플레이션 충격($j=6$), ⑦ 환율 충격($j=7$)이다.

이와 같은 식별에서 구조적 충격은 아래에 위치한 블록의 변수들에게는 동시적으로 영향을 미치는 반면에 위에 위치한 블록의 변수들에게는 동시적으로 영향을 미치지 못한다. 예를 들면, 에너지 가격 충격은 동시적으로 모든 변수들에 영향을 미치지만 에너지 원자재 가격 블록에 속한 변수들은 다른 구조적 충격에 대하여 동시적 영향을 받지 않고 1기가 지난 이후에만 영향을 받는다. 또한 환율 충격은 다른 블록에 속해 있는 변수들에 동시적으로 영향을 주지 못하고 1기가 지난 이후에야 영향을 미칠 수 있다. 그리고 환율 블록에 속해 있는 변수들은 모든 구조적 충격에 대하여 동시적으로 영향을 받는다.

IV. 실증분석 결과

1. 자료의 특성

에너지 원자재인 브렌트 원유, 두바이 원유, 서부 텍사스 원유, EU 천연가스, 일본 천연가스, 미국 천연가스, 석탄과 비에너지 원자재 중에서 농업 원료, 알루미늄, 니켈의 가격은 IMF(International Monetary Fund)에서 제공하는 월별 원자

재 가격 데이터베이스를 이용하였다.⁴⁾

그리고 비에너지 원자재 가격 변수들 중에서 식량 변수들인 고기류, 낙농 제품, 곡물, 오일, 설탕의 가격은 FAO(United Nations Food and Agriculture Organization)에서 제공하는 월별 식량 가격 데이터베이스를 이용하였다. 모든 에너지와 비에너지 변수들은 계절조정이 되었다.

글로벌 경기순환을 대변하는 변수들로서 미국 산업생산지수, EU 산업생산지수, 일본 산업생산지수, 중국 산업생산지수를 선택하였다. 모든 산업생산지수는 계절조정 자료이며 출처는 글로벌 인사이트이다.

이자율 변수로는 영국 단기자금시장 금리(Money Market), 영국 정책 금리(Lending Rate: Clearing Banks), 영국 3개월 은행 간 이자율(3 Month Interbank Rate), 영국 10년 만기 국채수익률(10-year Government Bond Yield), 미국 단기 자금시장 금리(Money Market), 미국 정책 금리(Federal Fund Rate), 미국 3개월 만기 국채 할인율(Discount Rate on 3-month Treasury Bills) 그리고 미국 10년 만기 국채 수익률(Yield on 10-year Treasury Notes)을 선택하였다.⁵⁾ 이자율 변수들은 월별 자료이며 자료의 출처는 글로벌 인사이트이다. 명목 이자율을 실질 이자율로 변환하기 위해 영국에서 생성되는 이자율들은 영국의 물가상승률을 반영하여 실질 이자율로 변환하였으며 미국에서 생성되는 이자율들은 미국의 물가상승률을 반영하여 실질 이자율로 변환하였다.

인플레이션 변수로는 미국 물가상승률, EU 물가상승률, 일본 물가상승률, 중국 물가상승률을 선택하였다. 글로벌 인사이트에서 제공하는 해당 지역의 월별 소비자물가지수 자료를 이용하였으며 소비자물가지수에 자연대수를 취하고서 차분한 후에 1200을 곱하여 연간 물가상승률로 변환하였다. 환율 변수는 국제결제 은행에서 제공하는 미국의 실질 광의실효환율과 실질 협의실효환율이며 월별 자료이다. 분석 기간은 1997년 1월부터 2015년 12월까지이다.

실질 이자율과 인플레이션 변수를 제외한 모든 변수들에 대하여 자연대수를 취하였다. 모든 변수들은 1차 차분한 후에 $I(1)$ 을 따르는 안정적인 시계열로 확인되었다. 또한 공통요인 추정치에 분산이 큰 변수가 미치는 크기효과(size effects)를 방지하기 위해 모든 차분 변수들은 평균이 0이고 분산이 1인 분포로

4) EU 가스는 Russian Natural Gas border price in Germany, 일본 가스는 Natural Gas, Indonesian Liquefied Natural Gas in Japan, 미국 가스는 Natural Gas spot price at the Henry Hub terminal in Louisiana를 의미한다.

5) 선행 연구에서 원자재 가격은 단기 이자율에 많은 영향을 받는 것으로 보고되어, 본 연구에서도 단기 이자율 변수들을 주요 이자율 변수로 선택하였다.

정규화하였다. 식 (3)의 FAVAR 모형에서 사용하는 적정시차는 $D(L)$ 은 2, $\Phi(L)$ 은 1로 추정되었다.

2. 공통요인

모든 변수들은 경제적 관련성에 의거하여 6개의 블록으로 분류하였다: ① 에너지 원자재 가격 블록, ② 비에너지 원자재 가격 블록, ③ 비즈니스 사이클 블록, ④ 이자율 블록, ⑤ 인플레이션 블록, ⑥ 환율 블록. 본 연구에서는 각 블록에 대한 주성분 분석을 통해 경제적 의미에 따라 선택된 주성분을 공통요인으로 선택하였다.

<표 1>은 각 블록별로 주성분 분석에 의해 설명되는 분산의 비율을 보여 준다. PC_1 은 가장 큰 eigenvalue를 갖는 주성분을 의미하고 PC_2 는 두 번째로 큰 eigenvalue를 갖는 주성분을 의미한다. 그리고 PC_3 , PC_4 는 세 번째와 네 번째로 큰 eigenvalue를 갖는 주성분을 의미한다. 나머지 주성분은 기여도가 작기 때문에 보고하지 않았다.

에너지 원자재 가격 블록의 첫 번째 주성분 PC_1 은 에너지 원자재 가격 블록 총분산의 46%를 설명하였다. 개별 원유 변수들 분산의 89% 이상을 설명하였으며 개별 가스 변수들 분산의 1% 이상을 설명하였다. 그리고 석탄 분산의 26%를 설명하였다. 반면에 두 번째 주성분 PC_2 는 추가적으로 에너지 원자재 가격 블록 총분산의 15%만을 설명하였다. 개별 원유 변수들 분산의 3% 이상을 설명하였으며 개별 가스 변수들 분산의 8% 이상을 설명하였다. 석탄 분산의 11%를 설명하였다. 따라서 첫 번째 주성분 PC_1 을 에너지 원자재 가격 블록의 공통요인으로 선택하였다.

비에너지 원자재 가격 블록의 첫 번째 주성분 PC_1 은 비에너지 원자재 가격 블록 총분산의 37%를 설명하였다. 특히, 구리 분산의 66%, 알루미늄 분산의 63%, 니켈 분산의 42%를 설명하였다. 반면에 두 번째 주성분 PC_2 는 비에너지 원자재 가격 블록 총분산의 13%만을 추가적으로 설명하였다. 따라서 비에너지 원자재 가격 블록에서도 첫 번째 주성분 PC_1 을 비에너지 원자재 가격 블록의 공통요인으로 선택하였다.

비즈니스 사이클 블록에 대한 주성분 분석 결과, 첫 번째 주성분 PC_1 은 비즈니스 사이클 블록 총분산의 38%를 설명하였다. 특히, 미국 산업생산 분산의

39%, EU 산업생산 분산의 61%, 일본 산업생산 분산의 46%를 설명한 반면에 중국 산업생산 분산의 7%만을 설명하였다. 한편, PC_2 는 비즈니스 사이클 블록 총 분산의 25%를 설명하였다. 미국과 EU 산업생산 분산은 거의 설명하지 못하고 일본 산업생산 분산의 15%만을 설명하였다. 반면에 중국 산업생산 분산의 85%를 설명하였다. 따라서 본 연구에서는 원자재 가격 결정에 있어 중국의 급증하는 원자재 수요를 반영하기 위해, 첫 번째 주성분 PC_1 을 선진국 비즈니스 사이클에 대한 공통요인으로 PC_2 는 중국 비즈니스 사이클에 대한 공통요인으로 선택하였다.

<표 1> 주성분 분석 결과

	PC_1	PC_2	PC_3	PC_4
에너지 원자재 가격 블록				
Eigenvalue	3.19	1.06	0.98	0.88
Proportion	0.46	0.15	0.14	0.13
Cumulative	0.46	0.61	0.75	0.87
브렌트 원유	0.91	0.04	0.00	0.02
두바이 원유	0.89	0.03	0.00	0.03
서부 텍사스 원유	0.89	0.03	0.00	0.00
EU 가스	0.01	0.54	0.20	0.25
일본 가스	0.07	0.28	0.53	0.00
미국 가스	0.15	0.08	0.20	0.50
석탄	0.26	0.11	0.04	0.07
비에너지 원자재 가격 블록				
Eigenvalue	3.33	1.15	0.95	0.89
Proportion	0.37	0.13	0.11	0.10
Cumulative	0.37	0.50	0.60	0.70
고기류	0.21	0.04	0.38	0.00
낙농제품	0.21	0.05	0.32	0.14
곡물	0.28	0.37	0.00	0.06
오일	0.34	0.32	0.00	0.08
설탕	0.17	0.04	0.15	0.53
농업 원료	0.40	0.08	0.00	0.02
구리	0.66	0.01	0.03	0.00
알루미늄	0.63	0.07	0.01	0.00
니켈	0.42	0.17	0.06	0.05

<표 1> 계 속

	PC_1	PC_2	PC_3	PC_4
비즈니스 사이클 블록				
Eigenvalue	1.53	1.00	0.83	0.64
Proportion	0.38	0.25	0.21	0.16
Cumulative	0.38	0.63	0.84	1.00
미국 비즈니스 사이클	0.39	0.00	0.58	0.03
EU 비즈니스 사이클	0.61	0.00	0.03	0.36
일본 비즈니스 사이클	0.46	0.15	0.17	0.22
중국 비즈니스 사이클	0.07	0.85	0.04	0.03
이자율 블록				
Eigenvalue	5.09	2.90	0.01	0.00
Proportion	0.64	0.36	0.00	0.00
Cumulative	0.34	1.00	1.00	1.00
영국 단기자금시장	0.63	0.37	0.00	0.00
영국 정책금리	0.63	0.37	0.00	0.00
영국 단기금리	0.64	0.36	0.00	0.00
영국 장기금리	0.64	0.36	0.00	0.00
미국 단기자금시장	0.64	0.36	0.00	0.00
미국 정책금리	0.64	0.36	0.00	0.00
미국 단기금리	0.64	0.36	0.00	0.00
미국 장기금리	0.63	0.37	0.00	0.00
인플레이션 블록				
Eigenvalue	1.61	1.05	0.94	0.40
Proportion	0.40	0.26	0.24	0.10
Cumulative	0.40	0.66	0.90	1.00
미국 물가상승률	0.79	0.00	0.00	0.20
EU 물가상승률	0.70	0.09	0.02	0.18
일본 물가상승률	0.09	0.37	0.52	0.01
중국 물가상승률	0.01	0.59	0.39	0.00
환율 블록				
Eigenvalue	1.95	0.05	n/a	n/a
Proportion	0.97	0.02	n/a	n/a
Cumulative	0.97	1.00	n/a	n/a
실질 광의실효환율	0.97	0.03	n/a	n/a
실질 협의실효환율	0.97	0.03	n/a	n/a

주: 각 panel의 첫 번째 줄은 블록에 속한 변수들에 대한 주성분 분석 결과, eigenvalue가 가장 큰 순서대로 보고 있다. 두 번째 줄은 블록 총분산 중에서 각 주성분에 의해 설명되는 비율을 의미하며 세 번째 줄은 두 번째 각 주성분에 의해 설명되는 부분을 누적한 누적 비율을 의미한다. 그리고 네 번째 줄부터 마지막 줄까지의 수치는 해당 변수의 자체 분산 중에서 각 주성분에 의해 설명되는 비율을 의미한다.

이자율 블록의 첫 번째 주성분 PC_1 는 이자율 블록 총분산의 64%를 설명하였으며 개별 이자율 분산의 63% 이상을 설명하였다. 반면에 두 번째 주성분 PC_2 는 이자율 블록 총분산의 36%만을 설명하였다. 따라서 첫 번째 주성분 PC_1 을 이자율 블록의 공통요인으로 선택하였다.

그리고 인플레이션 블록의 첫 번째 주성분 PC_1 는 인플레이션 블록 총분산의 40%를 설명하였다. 특히, 미국 물가상승률 분산의 79%, EU 물가상승률 분산의 70%를 설명하였다. 두 번째 주성분 PC_2 는 인플레이션 블록 총분산의 36%를 설명하였다. 특히, 중국과 일본의 물가상승률 분산의 37% 이상을 설명하였다. 다른 블록과 마찬가지로 인플레이션 그룹에서도 가장 설명력이 높은 첫 번째 주성분 PC_1 을 인플레이션 블록에 대한 공통요인으로 선택하였다. 마지막으로 환율 블록에서도 첫 번째 주성분 PC_1 는 환율 블록 총분산의 97%를 설명하고 개별 환율 분산의 대부분을 설명하는 것으로 나타났다. 따라서 첫 번째 주성분 PC_1 을 환율 블록의 공통요인으로 선택하였다.

3. 충격반응 분석

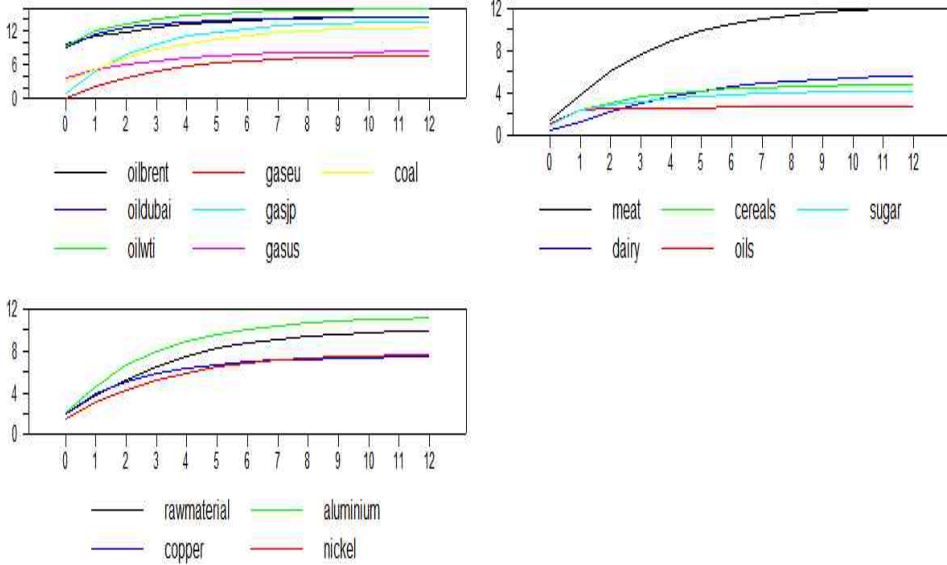
<그림 1>부터 <그림 7>은 각 공통요인의 구조적 충격에 대한 개별 원자재 가격의 누적 반응을 보여 주고 있다.⁶⁾ <그림 1>은 에너지 원자재 가격 충격에 대한 개별 원자재 가격의 반응을 보여 주고 있다. 에너지 원자재 가격 충격이 발생하면 모든 개별 에너지 원자재 가격이 상승하는 것으로 나타났다. 특히 Akram(2009)의 연구에서는 유가 충격이 발생하여도 식량 가격이 상승하지 않는 것으로 나타나서 전이효과를 보여 주지 못하였으나, 본 연구의 결과는 Buffes(2007)의 연구에서와 같이 에너지 원자재 가격 충격이 발생하면 모든 개별 비에너지 원자재 가격이 상승하는 강한 전이효과를 보여 주었다.

비에너지 원자재 가격 충격에 대한 개별 원자재 가격의 반응은 <그림 2>에서 보여 주고 있다. 비에너지 원자재 가격 충격이 발생하면 단기에는 EU 가스 가격과 미국 가스 가격을 제외한 모든 개별 에너지 원자재 가격은 상승하였다. 그리고 EU 가스와 미국 가스도 3기부터는 상승하는 것으로 나타났다.

6) 충격반응 분석에서 각 변수 충격의 방향은 각 변수가 상승하는 방향이다.

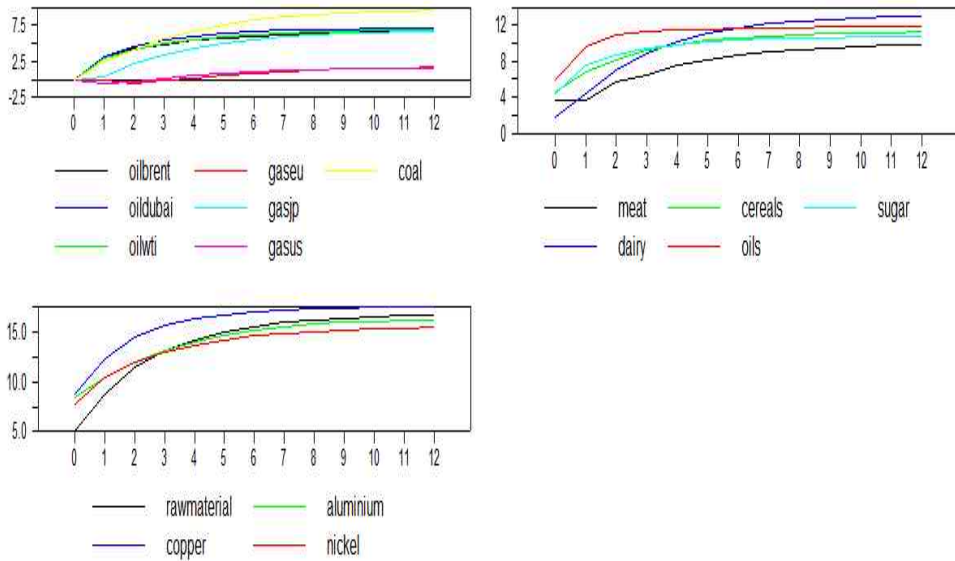
<그림 1> 에너지 충격에 대한 개별 원자재 반응

Responses in levels to Energy Shock



<그림 2> 비에너지 충격에 대한 개별 원자재 반응

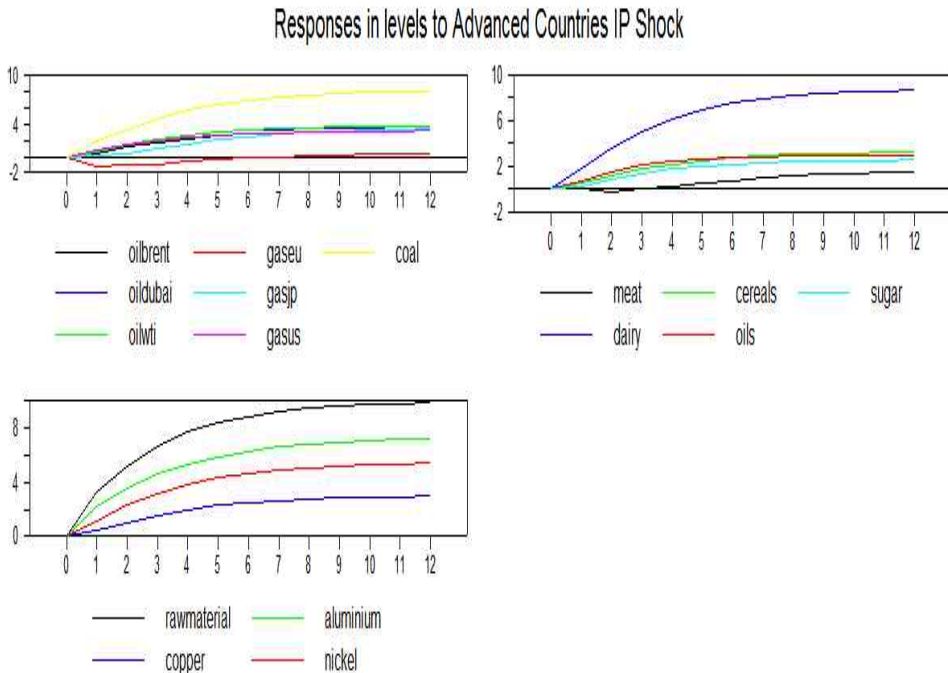
Responses in levels to Non Energy Shock



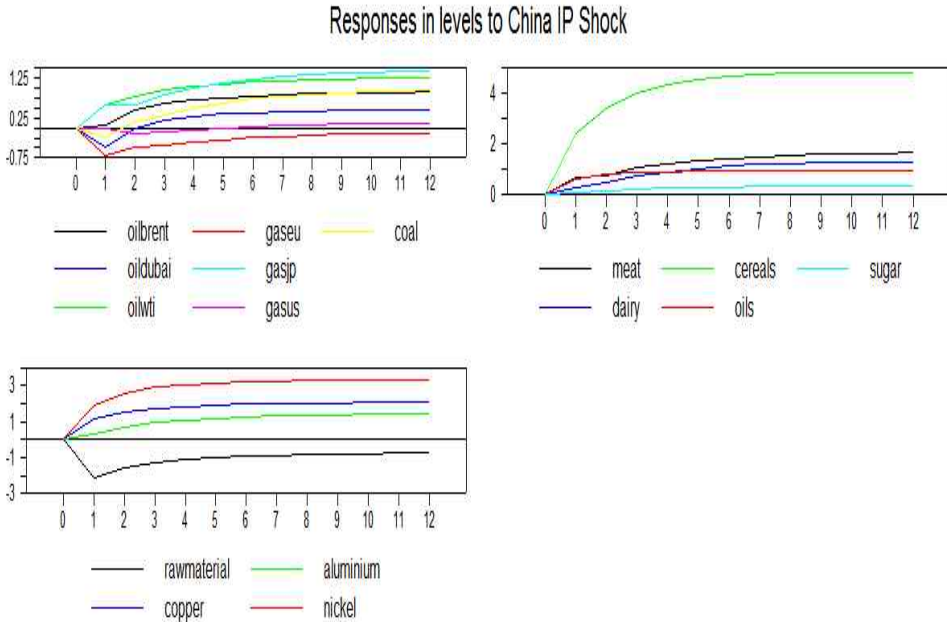
<그림 3>은 선진국 비즈니스 사이클 충격에 대한 개별 원자재 가격의 반응을 보여 주고 있다. 선진국 비즈니스 사이클 충격이 발생하면 단기에는 EU 가스 가격을 제외한 모든 개별 에너지 원자재 가격이 상승하였다. 그리고 장기에는 EU 가스를 포함한 모든 개별 에너지 원자재 가격이 상승하는 것으로 나타났다. 또한 선진국 비즈니스 사이클 충격이 단기에는 고기류를 제외한 모든 비에너지 원자재 가격을 상승시켰다. 그리고 장기에는 모든 개별 비에너지 원자재 가격이 상승하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Kilian(2009), Borenztein and Reinhart(1994), Aastveit(2014)의 연구와 같이 선진국 경기 활성화로 발생된 원자재에 대한 수요 증가가 개별 원자재 가격을 상승시키는 것으로 해석된다.

중국 비즈니스 사이클 충격에 대한 개별 원자재 가격의 반응은 <그림 4>에 있다. 중국 비즈니스 사이클 충격이 개별 에너지 원자재 가격에 미치는 영향은 다음과 같다. 중국 비즈니스 사이클 충격이 발생하면 EU 가스를 제외한 모든 개별 에너지 원자재 가격이 상승하는 것으로 나타났다. 그리고 EU 가스도 단기에는 가격이 하락하지만 장기에는 가격이 상승하였다.

<그림 3> 선진국 비즈니스 사이클 충격에 대한 개별 원자재 반응



<그림 4> 중국 비즈니스 사이클 충격에 대한 개별 원자재 반응

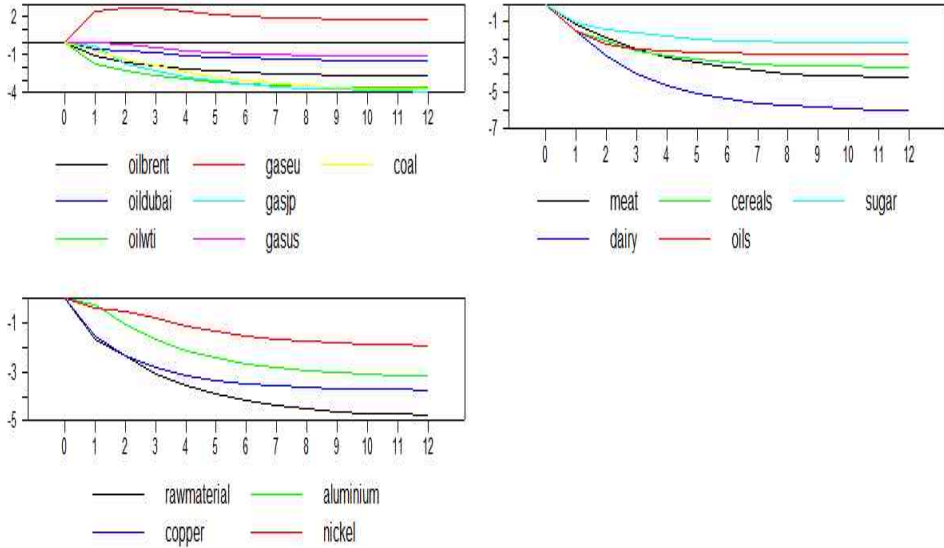


중국 비즈니스 사이클 충격이 개별 비에너지 원자재 가격에 미치는 영향을 살펴보면, 농업 원료를 제외한 개별 비에너지 원자재 가격은 충격 시 단기와 장기 에 상승하는 것으로 나타났다. 반면에 농업 원료는 충격 시 단기와 장기 에 하락 하는 것으로 나타났다. 농업 원료를 제외한 개별 원자재 가격 반응은 Roache(2012)에서와 같이 국제 원자재 시장에서 중국이 소비하는 원자재 비중이 높아짐에 따라 중국 비즈니스 사이클 충격이 개별 원자재 가격을 상승시키고 있음을 보여 주는 증거이다.

<그림 5>는 이자율 충격이 개별 원자재 가격에 미치는 영향을 보여 주고 있다. 이자율 충격이 발생하면 예상과는 다르게 단기와 장기의 EU 가스 가격은 상승하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 2006년, 2009년에 있었던 러시아의 우크 라이나에 대한 천연가스 공급 중지가 우크라이나 역내의 파이프라인을 통해 가 스를 공급 받았던 유럽의 다른 나라들도 공급 중단되었던 사례에서 보듯이, 러시 아산 천연가스 가격이 경제적 목적에 의해 결정되는 것이 아니라 러시아의 자국 자원을 무기화하려는 등의 다른 목적에 의해 결정되는 것으로 해석될 수 있다. EU 가스를 제외한 개별 에너지 원자재 가격과 개별 비에너지 원자재 가격은 이

<그림 5> 이자율 충격에 대한 개별 원자재 반응

Responses in levels to Interest Shock



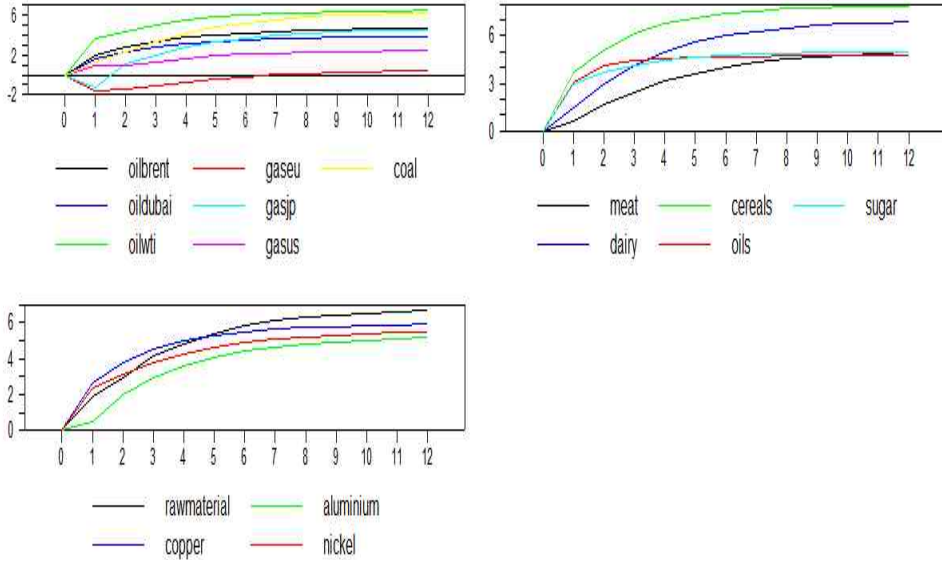
자율 충격이 발생하면 장·단기에 하락하였다. 본 연구에서도 Anzuini, Lombardi, and Pagano(2013)와 Akram(2009)과 같이 이자율 충격은 개별 원자재 가격을 하락시키는 것을 보여 주고 있다.

인플레이션 충격이 발생하면 <그림 6>과 같이 단기에는 일본 가스 가격과 EU 가스 가격은 하락하였지만 장기에는 상승하였다. 그리고 나머지 개별 에너지 원자재 가격과 모든 개별 비에너지 원자재 가격은 단기와 장기에 걸쳐 상승하였다.

<그림 7>은 환율 충격이 개별 원자재 가격에 미치는 영향을 보여 주고 있다. 본 연구에서 환율 충격은 미국 달러의 명목실효환율 절하를 의미하므로 환율 충격이 발생하면 외국환/미국 달러는 하락하게 된다. 따라서 외국환으로 표시되는 원자재 가격이 하락하여 외국에서의 원자재 수요가 증가하여 원자재 가격이 상승하게 된다. 환율 충격이 발생하면 미국 가스를 제외한 모든 개별 에너지 원자재는 장기에는 가격이 상승하는 것으로 나타났다. 반면에 미국 가스 가격은 환율 충격이 발생하면 가격이 하락하는 것으로 나타났다.

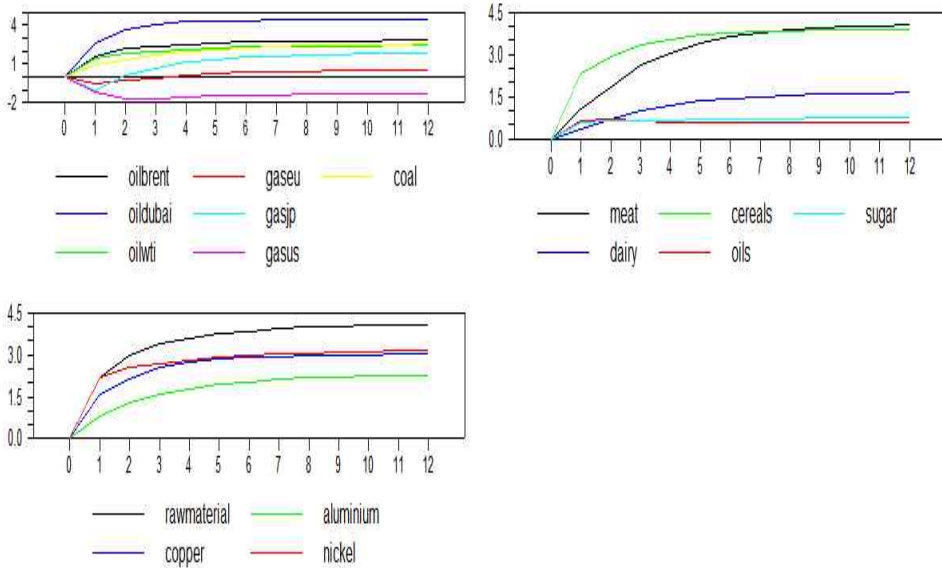
<그림 6> 인플레이션 충격에 대한 개별 원자재 반응

Responses in levels to Inflation Shock



<그림 7> 환율 충격에 대한 개별 원자재 반응

Responses in levels to Exchange Rate Shock



이러한 현상은 천연가스 시장의 특성에 의해 발생하는 것으로 보인다. 천연가스는 천연가스 공급이 시장 수요를 조금만 상회하여도, 천연가스 가격은 가파르게 하락한다. 그 이유는 천연가스를 저장하고 수송하기가 어렵기 때문이다. 일단 천연가스의 저장 공간이 차버리면, 그 이상의 천연가스를 놓을 곳이 없기 때문에 천연가스 가격은 0으로 떨어질 수 있다. 그리고 파이프라인들이나 액화천연가스 시설들이 설치되어 있지 않으면 세계 다른 곳의 구매자들에게 천연가스를 배송할 수가 없다. 따라서 환율 충격에 대한 외국의 에너지 원자재 수요 증가는 이동하기 쉽고 저장이 쉬운 원유와 석탄에 한정된다. 따라서 상대적으로 미국 가스에 대한 수요는 감소하게 되어 미국 가스의 가격이 하락하는 것으로 이해할 수 있다. 한편, 모든 개별 비에너지 원자재 가격은 환율 충격이 발생하면 상승하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 미국 달러의 절하가 원자재 가격을 상승시킨다는 이론과도 부합하는 것이다.

4. 분산분해 분석

분산분해 분석은 각 변수들의 분산에 대한 구조적 충격의 상대적 중요도를 측정할 수 있는 방법을 제공한다. <표 2>~<표 4>는 300번의 부트스트랩 반복에 의해 생성된 분산분해 결과이다. 브렌트 유가에 대한 예측오차의 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 73.20%, 비에너지 원자재 가격 충격이 12.98%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 2.59%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.21%, 이자율 충격이 2.03%, 인플레이션 충격이 6.09%, 환율 충격이 2.59%, idiosyncratic 충격이 0.31%를 설명하였다.

그리고 두바이 유가에 대한 예측오차의 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 70.98%, 비에너지 원자재 가격 충격이 14.39%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 3.19%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.05%, 이자율 충격이 0.53%, 인플레이션 충격이 3.88%, 환율 충격이 6.30%, idiosyncratic 충격이 0.69%를 설명하였다.

한편, 서부 텍사스 유가에 대한 예측오차의 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 71.01%, 비에너지 원자재 가격 충격이 10.95%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 2.86%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.36%, 이자율 충격이 3.00%, 인플레이션 충격이 9.95%, 환율 충격이 1.51%, idiosyncratic 충격이 0.37%를 설명하였다. 위의 유가에 대한 분산분해 결과에서 특이한 점은 두바이 유가는 다른

유가보다 환율 충격에 대한 비중이 높는데 이는 중동 산유국이 자국의 원유 수출에 따르는 구매력이 안정적이길 바라는 욕구가 원유를 수출하는 다른 국가들에 비해 상대적으로 더 크다는 것을 보여 주는 것으로 해석된다.

EU 가스 가격에 대한 예측오차의 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 83.35%, 비에너지 원자재 가격 충격이 2.54%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 0.76%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.23%, 이자율 충격이 9.34%, 인플레이션 충격이 1.12%, 환율 충격이 0.32%, idiosyncratic 충격이 2.33%를 설명하였다. 또한 일본 가스 가격에 대한 예측오차의 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 69.60%, 비에너지 원자재 가격 충격이 14.10%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 2.98%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.67%, 이자율 충격이 4.98%, 인플레이션 충격이 6.13%, 환율 충격이 1.06%, idiosyncratic 충격이 0.49%를 설명하였다.

그리고 미국 가스 가격에 대한 예측오차의 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 79.00%, 비에너지 원자재 가격 충격이 1.84%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 8.99%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.01%, 이자율 충격이 0.97%, 인플레이션 충격이 5.04%, 환율 충격이 2.65%, idiosyncratic 충격이 1.50%를 설명하였다.

석탄 가격에 대한 예측오차의 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 44.55%, 비에너지 원자재 가격 충격이 23.68%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 16.42%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.19%, 이자율 충격이 3.37%, 인플레이션 충격이 9.32%, 환율 충격이 1.81%, idiosyncratic 충격이 0.66%를 설명하였다.

비에너지 원자재 가격의 분산분해 결과는 다음과 같다. 우선 고기류 가격에 대한 예측오차의 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 46.97%, 비에너지 원자재 가격 충격이 32.97%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 0.41%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.84%, 이자율 충격이 5.48%, 인플레이션 충격이 7.03%, 환율 충격이 5.38%, idiosyncratic 충격이 0.92%를 설명하였다. 다른 비에너지 원자재 가격과 달리 에너지 원자재 가격 충격이 설명하는 비중이 상대적으로 높게 나타났다.

낙농제품 가격에 대한 예측오차의 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 7.48%, 비에너지 원자재 가격 충격이 48.08%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 19.47%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.41%, 이자율 충격이 10.0%, 인플레이션 충격이 12.45%, 환율 충격이 0.71%, idiosyncratic 충격이 1.40%를 설명하였다.

<표 2> 분산분해: 충격 즉시

NAME	Energy	Non Energy	선진국 IP	중국 IP	이자율	Inf	환율	IDS
브렌트 원유	98.93	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.07
두바이 원유	98.81	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.19
서부 텍사스 원유	98.90	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.10
EU 가스	1.58	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	98.42
일본 가스	52.28	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	47.72
미국 가스	92.94	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	7.06
석탄	91.10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	8.90
고기류	11.68	82.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	6.27
낙농제품	3.27	72.29	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.45
곡물	3.12	92.34	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.54
오일	3.28	93.95	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.77
설탕	3.80	91.63	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.57
농업 원료	12.83	83.94	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.23
구리	4.97	93.78	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.25
알루미늄	6.50	92.19	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.31
니켈	3.47	94.95	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.58

<표 3> 분산분해: 충격 1개월 후

NAME	Energy	Non Energy	선진국 IP	중국 IP	이자율	Inf	환율	IDS
브렌트 원유	91.47	4.56	0.07	0.00	0.46	1.60	1.08	0.77
두바이 원유	90.23	4.48	0.17	0.10	0.12	1.10	2.75	1.04
서부 텍사스 원유	88.74	3.40	0.08	0.11	1.15	4.99	0.75	0.77
EU 가스	27.10	0.07	8.42	2.82	34.80	13.77	1.39	11.63
일본 가스	83.30	0.49	0.03	1.10	0.37	5.04	3.62	6.05
미국 가스	88.78	0.68	1.37	0.00	0.00	1.55	3.18	4.44
석탄	71.89	11.65	6.60	0.11	0.90	3.10	1.53	4.21
고기류	33.74	55.29	0.01	0.78	2.74	0.76	2.40	4.29
낙농제품	4.69	63.23	9.06	0.15	7.01	6.19	0.36	9.30
곡물	5.97	64.28	0.25	5.57	2.17	13.56	5.21	2.99
오일	4.30	85.19	0.24	0.24	1.64	6.22	0.25	1.93
설탕	6.55	79.98	0.02	0.00	1.25	9.13	0.33	2.74
농업 원료	12.02	68.47	7.49	3.03	2.00	2.36	3.18	1.45
구리	7.45	86.31	0.08	0.48	0.97	2.78	0.94	0.99
알루미늄	12.29	84.04	2.24	0.05	0.04	0.14	0.30	0.91
니켈	6.18	84.78	0.65	1.83	0.09	2.79	2.38	1.30

<표 4> 분산분해: 충격 12개월 후

NAME	Energy	Non Energy	선진국 IP	중국 IP	이자율	Inf	환율	IDS
브렌트 원유	73.20	12.98	2.59	0.21	2.03	6.09	2.59	0.31
두바이 원유	70.98	14.39	3.19	0.05	0.53	3.88	6.30	0.69
서부 텍사스 원유	71.01	10.95	2.86	0.36	3.00	9.95	1.51	0.37
EU 가스	83.35	2.54	0.76	0.23	9.34	1.12	0.32	2.33
일본 가스	69.60	14.10	2.98	0.67	4.98	6.13	1.06	0.49
미국 가스	79.00	1.84	8.99	0.01	0.97	5.04	2.65	1.50
석탄	44.55	23.68	16.42	0.19	3.37	9.32	1.81	0.66
고기류	46.97	32.97	0.41	0.84	5.48	7.03	5.39	0.92
낙농제품	7.48	48.08	19.47	0.41	10.00	12.45	0.71	1.40
곡물	7.74	47.19	2.96	8.52	4.30	21.94	5.70	1.67
오일	3.81	75.35	3.66	0.42	3.95	11.52	0.19	1.10
설탕	9.08	69.62	2.82	0.04	2.58	14.09	0.32	1.44
농업 원료	16.39	52.49	16.38	0.30	3.77	7.15	3.21	0.32
구리	11.73	73.16	1.49	0.94	2.89	7.23	2.00	0.55
알루미늄	24.29	58.36	9.42	0.37	1.72	4.60	1.00	0.25
니켈	13.68	65.92	6.23	3.05	0.73	7.03	2.70	0.67

특히, 선진국 비즈니스 사이클 충격의 설명력이 상대적으로 큰 것으로 나타났다.

그리고 곡물 가격에 대한 예측오차의 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 7.74%, 비에너지 원자재 가격 충격이 47.19%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 2.96%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 8.52%, 이자율 충격이 4.30%, 인플레이션 충격이 21.94%, 환율 충격이 5.70%, idiosyncratic 충격이 1.67%를 설명하였다. 특히, 중국 비즈니스 사이클 충격이 설명하는 비중이 상대적으로 큰 것을 보여 주고 있다.

오일 가격에 대한 예측오차 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 3.81%, 비에너지 원자재 가격 충격이 75.35%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 3.66%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.42%, 이자율 충격이 3.95%, 인플레이션 충격이 11.52%, 환율 충격이 0.19%, idiosyncratic 충격이 1.10%를 설명하였다. 그리고 설탕 가격에 대한 예측오차의 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 9.08%, 비에너지 원자재 가격 충격이 69.92%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 2.82%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.04%, 이자율 충격이 2.58%, 인플레이션

충격이 14.09%, 환율 충격이 0.32%, idiosyncratic 충격이 1.44%를 설명하였다.

농업 원료 가격에 대한 예측오차 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 16.39%, 비에너지 원자재 가격 충격이 52.49%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 16.38%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.30%, 이자율 충격이 3.37%, 인플레이션 충격이 7.15%, 환율 충격이 3.21%, idiosyncratic 충격이 0.32%를 설명하였다.

또한 구리 가격에 대한 예측오차 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 11.73%, 비에너지 원자재 가격 충격이 73.16%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 1.49%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.94%, 이자율 충격이 2.89%, 인플레이션 충격이 7.23%, 환율 충격이 2.0%, idiosyncratic 충격이 0.55%를 설명하였다. 그리고 알루미늄 가격에 대한 예측오차 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 24.29%, 비에너지 원자재 가격 충격이 58.36%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 9.42%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 0.37%, 이자율 충격이 1.72%, 인플레이션 충격이 4.60%, 환율 충격이 1.0%, idiosyncratic 충격이 0.25%를 설명하였다.

니켈 가격에 대한 예측오차 분산은 12분기에서 에너지 원자재 가격 충격이 13.68%, 비에너지 원자재 가격 충격이 65.92%, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 6.23%, 중국 비즈니스 사이클 충격이 3.05%, 이자율 충격이 0.73%, 인플레이션 충격이 7.03%, 환율 충격이 2.70%, idiosyncratic 충격이 0.67%를 설명하였다.

V. 결론 및 토의

본 연구는 글로벌 거시경제가 개별 원자재 가격에 미치는 영향을 분석하기 위해 원자재 가격 결정에 관련된 34개 변수를 이용하여 실증적으로 분석하였다. 일반적인 VAR 모형에서는 풍부한 정보를 모형에 포함하기에는 한계가 있다. 반면에 이러한 VAR 모형의 단점을 극복하기 위한 FAVAR 모형에서는 추출된 공통요인에 대한 경제적 함의를 파악하기 힘들다는 단점이 있다.

따라서 본 연구에서는 Bernanke and Boivin(2003), Boivin and Ng(2006), Bagliano and Morana(2009)와 같이 변수들을 경제적 함의에 따라 분류한 후에 공통요인을 추출하여 FAVAR 모형으로 실증분석하였다.

분석 결과, 선진국 비즈니스 사이클 충격이 발생하면 원자재에 대한 수요가 증가하여 개별 원자재 가격이 상승하는 것으로 나타났다. 또한 중국 비즈니스 사이클 충격이 발생하여도 농업 원료와 EU 가스를 제외한 모든 개별 원자재 가격

이 상승하는 것으로 나타났다.

이자율 충격이 발생하면 EU 가스를 제외한 모든 개별 원자재 가격이 하락하는 것으로 나타났다. 그러나 인플레이션 충격이 발생하면 모든 개별 원자재 가격이 상승하는 것으로 나타났다.

환율 충격이 발생하면 미국 가스를 제외한 모든 개별 원자재 가격이 상승하는 것으로 나타나서 미국 달러 평가절하가 원자재 가격을 상승시킨다는 이론과도 부합하는 결과를 보여 주었다. 한편, 에너지 원자재 가격 충격이 발생하면 모든 개별 에너지 원자재 가격이 상승하는 것으로 나타났다. 이는 Akram(2009)의 연구에서 에너지 원자재 가격 상승이 비에너지 원자재 가격 상승에 대한 전이효과를 지지하지 않는 것과 달리 본 연구에서는 Buffes(2007)의 연구에서와 같이 에너지 가격 충격이 발생하면 모든 개별 비에너지 원자재 가격이 상승하는 전이효과를 보여 주고 있다.

본 연구 결과의 장점은 다음과 같다. 기존 선행 연구에서는 미국 거시경제 변수들만을 국제 원자재 가격 결정 모형에 포함하여 미국 거시경제 충격이 개별 원자재에 미치는 영향은 개별 원자재마다 상이한 결과를 보여 주었다. 그러나 미국 거시경제 변수들뿐만 아니라 미국, EU, 중국, 일본의 글로벌 거시경제 변수들을 모형에 포함한 본 연구에서는 글로벌 거시경제 변수들이 개별 원자재 가격에 미치는 영향이 한층 동조화되는 것으로 나타났다. 그리고 분산분해 분석을 통해 개별 원자재마다 글로벌 거시경제 변수의 상대적 중요도가 다름을 보여 주었다.

원자재 가격이 다양한 글로벌 변수들에 의해 영향을 받고 동조화의 정도도 큰 것으로 나타났으나 개별 원자재 가격의 변동성에 영향을 주는 정도는 상이하게 나타났다. 특히, 원자재 가격에 영향을 미치는 다양한 글로벌 거시적 요소들, 예를 들어 선진국 경기요인, 중국 경기요인, 금리요인, 환율요인, 인플레이션 요인들 중에서 어느 요인이 개별 원자재 가격에 큰 영향을 미치는지를 파악하는 것은 투자자들이나 정책당국자들에게도 큰 시사점을 제공할 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 차경수, “최근 유가상승 요인에 관한 소고,” 『에너지경제연구』 제7권 제2호, 2008, 1~26.
- Aastveit, Knut Are, “Oil Price Shocks in a Data-rich Environment,” *Energy*

Economics, 45, 2014, 268~279.

Akram, Q. Farooq, "Commodity Prices, Interest Rates and the Dollar," *Energy Economics*, 31(6), 2009, 838~851.

Anzuini, Alessio, Marco J. Lombardi, and Patrizio Pagano, "The Impact of Monetary Policy Shocks on Commodity Prices," *International Journal of Central Banking*, 9(3), 2013, 119~144.

Baffes, John, "Oil Spills on Other Commodities," *Resources Policy*, 32(3), 2007, 126~134.

Bagliano, Fabio C. and Claudio Morana, "International Macroeconomic dynamics: A Factor Vector Autoregressive Approach," *Economic Modelling*, 26(2), 2009, 432~444.

Bai, Jushan, and Serena Ng, "Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models," *Econometrica*, 70(1), 2002, 191~221.

Bernanke, Ben S. and Jean Boivin, "Monetary Policy in a Data-rich Environment," *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 2003, 525~546.

Bernanke, Ben S., Jean Boivin, and Piotr Elias, "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach," *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 2005, 387~422.

Boivin, Jean and Serena Ng, "Are More Data Always better for Factor Analysis?," *Journal of Econometrics*, 132(1), 2006, 169~194.

Borensztein, Eduardo and Carmen M. Reinhart, "The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices," *IMF Staff Papers*, 41(2), 1994, 236~261.

Breitenfellner, Andreas and Jesus Crespo Cauresma, "Crude Oil Prices and the USD/EUR Exchange Rate," *Monetary Policy and the Economy*, 4, 2008, 102~121.

Cashin, Paul, Luis F. Céspedes, and Ratna Sahay, "Commodity Currencies and the Real Exchange Rate," *Journal of Development Economics*, 75(1), 2004, 239~268.

Erheriene, Ese and Biman Mukherji, "China Remains a Key Commodities Player, Despite Waning Appetites," *The Wall Street Journal*, 2015, August 25.

- Frankel, Jeffrey A., “Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model,” *American Journal of Agricultural Economics*, 68(2), 1986, 344~348.
- _____, “The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices,” NBER Working Paper, No. 12713, 2006.
- Kilian, L., “Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market,” *The American Economic Review*, 99(3), 2009, 1053~1069.
- Kim, Won Joong, Shawkat Hammoudh, and Kyongwook Choi, “Effects of U.S. Macroeconomic Shocks on International Commodity Prices,” *Korea and the World Economy*, 15(1), 2014, 45~85.
- Lombardi, Marco J., Chiara Osbat, and Bernd Schnats, “Global Commodity Cycles and Linkages: A FAVAR Approach,” *Empirical Economics*, 43(2), 2012, 651~670.
- Roache Shaun K., “China’s Impact on World Commodity Markets,” IMF Working Paper, No. 12/115, 2012.
- Stock, James H. and Mark W. Watson, “Implication of Dynamic Factor Models for VAR Analysis,” NBER Working Paper, No. 11467, 2005.
- Zhang, Yue-Jun, Ying Fan, Hsien-Tang Tsai, and Yi-Ming Wei, “Spillover Effect of US Dollar Exchange Rate on Oil Prices,” *Journal of Policy Modeling*, 30(6), 2008, 973~991.

[Abstract]

Determinants of International Commodity Prices Using FAVAR*

Jun Seog Hyun** · Won Joong Kim***

This paper employs a factor-augmented VAR(FAVAR) model with 18 global macroeconomic variables and 16 commodity price variables and analyzes the effects of global shocks on the individual commodity prices. Specifically, we identified seven common shocks(① energy shock, ② non-energy shock, ③ advanced country business shock, ④ china business shock, ⑤ interest rate shock, ⑥ inflation shock, ⑦ exchange rate shock), which have been associated with developments in commodity prices.

The results show that advanced countries' business cycle shocks and China's business cycle shocks have positive effects on individual commodity prices. A dollar-depreciating exchange rate shocks and inflation shocks also cause individual commodity prices to rise, but interest rate shocks have negative effects on individual commodity prices. Moreover, this paper find strong spillover effects from energy price shocks to individual non-energy commodity prices.

Keywords: commodity market, energy, non-energy, macro economy, FAVAR

JEL Classification: Q02, Q43, C55

* This paper was supported by Konkuk University in 2016.

** First Author, Lecturer, Department of Economics, Konkuk University, Tel: +82-2-450-3615, E-mail: gatamail@naver.com

*** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Konkuk University, Tel: +82-2-450-0530, E-mail: wjkim72@konkuk.ac.kr