Journal of the Korea Academia-Industrial cooperation Society
Vol. 17, No. 4 pp. 663-670, 2016

http://dx.doi.org/10.5762/KAIS.2016.17.4.663
ISSN 1975-4701 / eISSN 2288-4688

국제유가 변동이 수출물가에 미치는 비대칭적 영향

홍성욱[1], 김화년[2*]
[1]산업연구원 산업통상분석실, [2]삼성경제연구소 글로벌연구실

Asymmetric Impacts of the Crude Oil Price Changes on Korea's Export Prices

Sung-Wook Hong[1], Hwa-Nyeon Kim[2*]
[1]**Division of Industry and Trade Analysis, Korea Institute for Industrial Economics and Trade**
[2]**Department of Global Studies, Samsung Economic Research Institute**

요 약 본 논문은 국제유가 변동이 한국의 제조업 품목별 수출물가에 미치는 비대칭적 영향을 분석했다. 수출의존도가 큰 한국 기업들에게는 국제유가 변동을 수출물가에 얼마나 전가할 수 있는가의 여부가 중요하다. 수출물가에 대한 유가 변동의 전이 정도는 산업별로 다를 것이기 때문에 본 연구에서는 제조업 중 8개 산업의 모형을 각각 추정했다. 분석을 위한 모형으로 비선형 자기시차(Nonlinear Autoregressive Distributed Lag) 모형을 이용했다. 이 모형을 이용 시 국제유가의 상승기와 하락기를 구분하여 장단기 수출물가에 미치는 전이 효과의 차이를 테스트할 수 있다. 국제유가가 상승과 하락 시 모든 품목의 수출물가도 상승과 하락하는 양(+)의 전이효과가 나타났으나, 일부 품목에서는 그 영향이 비대칭적으로 나타났다. 일반기계와 수송장비 등 5개 품목에서는 단기적 비대칭성이 나타났으며, 석유 및 석탄제품과 섬유 및 가죽제품의 경우 단기적 비대칭뿐만 아니라 장기 비대칭이 나타났다. 국제유가가 1% 상승 시 석유 및 석탄제품의 수출단가는 장기적으로 0.992% 상승하나 하락 시에는 수출단가가 0.977% 하락하여 통계적으로 유의한 비대칭성이 있는 것으로 분석되었다. 따라서 이러한 국제유가가 수출물가에 주는 비대칭적 영향을 고려해 기업의 전략과 정부의 수출 정책을 수립해야 할 것이다.

Abstract This paper analyzes the asymmetric pass-through effects of crude oil price changes on export prices in Korea's manufacturing sector using a nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model. These pass-through effects are important for Korean companies that are highly dependent on exports. Because the effects differ by industry, eight sectors of the manufacturing industry were examined. The model is effective for separately testing the long-term and short-term differences between the export-price pass-through effects when crude oil prices increase and decrease. The estimation results show that there is positive pass-through to export prices as crude oil prices change, and there are asymmetric effects in some manufacturing sectors. Short-term asymmetries were detected in the export prices of five sectors that include general machinery and transport equipment, and significant long-term asymmetries were found for petroleum and coal products and for textile and leather products. The long-term export price of oil and coal products rose by 0.992% with a 1% increase in the oil price and fell by 0.977% with 1% decrease. Therefore, corporate strategies and government export policies should be established in accordance with these asymmetric pass-through effects.

Keywords : Asymmetry, Crude Oil Prices, Export Prices, Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model, Pass-Through

*Corresponding Author : Hwa-Nyeon Kim(Samsung Economic Research Institute)
Tel: +82-2-3780-8254 email: hwanyeon.kim@samsung.com

Received March 8, 2016 Revised (1st March 25, 2016, 2nd April 6, 2016)
Accepted April 7, 2016 Published April 30, 2016

1. 서론

국제유가는 2014년 하반기부터 급락하여 2015년 하반기부터는 배럴당 20~40달러대의 저유가가 지속되고 있다. 한국은 소규모 개방경제이기 때문에 유가와 원자재가격 등 대외 변수의 변동에 민감하다. 2015년 한국은 10억 2,611만 배럴의 원유를 수입했다. 동일한 양을 수입 시 국제유가가 배럴당 10달러 하락하면 연간 100억 달러 이상의 원유 수입이 감소한다. 원유에 대한 수입 의존도가 높기 때문에 유가 변동은 무역수지와 기업 수익에 크게 영향을 준다. 또한 유가는 가격 변수이기 때문에 국내 소비자물가와 수출입 물가에 직접적으로 영향을 미친다. 따라서 2016년 현재 크게 변동하고 있는 국제유가가 한국 경제와 산업에 미치는 영향을 분석하는 것은 중요할 것이다.

국제유가 하락은 일반적으로 수입물가를 하락시켜 기업의 채산성을 높이는 동시에 국내 물가의 하락을 유발한다. 이로 인해 기업의 수익성 증가와 투자가 확대되고 소비자의 구매력과 소비는 증가한다. 반면에 유가 상승은 수입 증가, 물가 상승으로 인한 소비 위축 등 한국경제에 부정적 영향을 미친다.

따라서 김기화[1], 김권식[2] 등 국제유가 변동이 한국 경제에 미치는 영향에 대한 연구가 수행되었다. 그러나 기존 연구는 주로 국제유가가 상승할 때 실물경제에 미치는 영향을 분석했다. 또한 대부분의 기존 연구들은 국제유가 변동이 물가에 미치는 영향이 국제유가의 상승과 하락의 방향성과 관계없이 대칭적인 것으로 가정한다. 기존의 분석처럼 대칭성을 가정하면 국제유가 상승 시 국내 물가의 상승효과와 유가 하락 시의 물가 하락 효과가 동일하게 추정될 것이다. 그러나 유가 상승기와 하락기의 영향이 대칭적으로 나타나지 않을 수 있다. 따라서 소비자 단체와 언론은 “국제유가가 상승할 때에는 물가가 급등하지만 하락할 때의 국내 물가의 인하 효과는 두드러지지 않는다”라는 의혹을 제기한다. 실제로 한 변수의 변동 방향에 따라 실물경제에 미치는 영향의 정도가 상이하게 나타날 가능성이 크다[3]. 따라서 국제유가 변동에 따른 비대칭적 영향을 무시할 경우 정책적 오류를 범할 가능성이 커지게 될 것이다.

국제유가 변동의 비대칭적 파급효과에 관한 국외 연구로는 Mork[4], Mork et. al.[5], Lee et. al.[6], Ferderer[7], Hamilton[8], [9], Cunado and Gracia[10] 등이 대표적이다. 이들 모두 유가 충격의 비대칭적 영향을 분석하여 상승기의 충격이 하락기의 충격보다 영향력이 더 크다고 분석했다. 국내 연구로는 김영덕[11], 차경수[12], 장영재, 김현수[13]의 연구가 있다. 이들 국내 연구에서도 국제유가 변동이 거시경제에 주는 파급효과가 하락기보다 상승기에 더 유의하게 나타난다고 분석했다. 또한 김진형[14], 김진웅, 김종호[15] 등 국제유가 변동 시 국내 휘발유 가격의 비대칭적 움직임에 대한 연구가 있다. 김진형[14] 연구에서는 국제유가 및 환율의 변동에 대해 국내 정유사의 공급가격이 비대칭적 조정이 나타나고 있다고 분석했다. 반면 김진웅, 김종호[15]의 연구에서는 국제유가와 국내 휘발유 가격 간의 비대칭적 영향을 확인할 수 없다고 분석했다.

그러나 기존 연구는 유가 변동이 주로 휘발유 가격과 소비자물가 등에 미치는 영향을 분석하였고 수출물가에 미치는 영향을 분석한 연구는 제한적이다. 수출 의존도가 큰 한국 기업들의 경우 국제유가 변동을 수출물가에 얼마나 전가(pass-through)할 수 있는가의 여부가 중요하다. 국제유가가 상승 시 수출단가를 상대적으로 더 높게 올릴 수 있으면 더 많은 이익을 얻을 수 있을 것이다. 반면에 유가 하락 시에는 수출물가가 상대적으로 조금만 하락한다면 오히려 이익률을 높일 수 있다. 이러한 수출물가에 대한 유가 변동의 전이 정도는 산업별로 다를 것이다.

따라서 본 연구는 국제유가 변동이 한국의 산업별 수출물가에 미치는 비대칭적 영향력에 대해 분석했다. 실증분석 방법으로는 비선형 자기시차 모형(NARDL: Nonlinear Autoregressive Distributed lag)을 이용하였다. 기존 국내 연구 중 비선형 자기시차 모형을 경제 분석에 이용한 연구는 홍성욱[3], 김종진, 최선우[16] 등 외에는 제한적이다. 또한 수출물가에 미치는 비대칭적 영향에 대한 국내 연구는 조정국[17] 등의 연구와 같이 환율 변동의 전가 효과를 주로 분석하였다. 따라서 본 연구는 국제유가 변동이 국내 수출물가에 미치는 비대칭적 영향을 비선형 자기시차 모형을 사용하여 처음으로 분석했다는 것에 의의가 있다.

2. 연구모형 및 분석 자료

2.1 연구 모형

본 연구에서는 비대칭성을 분석하기 위해 Shin et al.[18]의 비선형 자기시차(NARDL) 모형을 사용했다. Shin et al.[18]의 모형의 장점은 상대적으로 간단하고 효과적으로 시계열자료의 불안정성과 비선형성을 고려할 다는 점이다. 또한 이를 통해 선형 모형을 가정할 경우 발생할 수 있는 비효율적인 검정력과 추정치의 편의(bias) 문제를 해결할 수 있다. Wald 테스트을 이용한 일반적인 장기·단기 비대칭성 검정뿐만 아니라, Pesaran et al.[19]의 bound 검정법을 이용하여 비대칭적 장기균형 검정이 가능하다.

비선형 자기시차모형을 이용하여 국제유가의 상승기와 하락기에 수출물가에 대한 반응을 나타낼 수 있도록 설정된 비대칭 가격전가 모형은 아래의 식(1)과 같다.

$$y_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^{m} \left(\beta_j^{+\prime} x_{t-j}^{+} + \beta_j^{-\prime} x_{t-j}^{-} \right) + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 y_t는 각 산업별 수출물가이며, x_t는 국제유가이고, t는 시간, ϵ_t는 잔차항을 의미한다. 또한, x_t^+과 x_t^-는 국제유가를 합산한 양(+)의 값과 음(-)의 값을 의미하며 각각 식(2)와 (3)과 같이 정의할 수 있다.

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \quad (2)$$

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+, \; x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- \quad (3)$$

여기서 Δx_t^+와 Δx_t^-는 아래의 식(4)와 같다.

$$\Delta x_t^+ = \max(\Delta x_t, 0), \; \Delta x_t^- = \min(0, \Delta x_t) \quad (4)$$

식(1)을 오차수정모형 형태로 바꾸면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \rho y_{t-1} + \beta_j^{+\prime} x_{t-1}^{+} + \beta_j^{-\prime} x_{t-1}^{-} + \sum_{i=1}^{n-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} \\ &\quad + \sum_{j=0}^{m-1} \left(\phi_j^{+\prime} x_{t-j}^{+} + \phi_j^{-\prime} x_{t-j}^{-} \right) + \epsilon_t \\ &= \rho \xi_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} \\ &\quad + \sum_{j=0}^{m-1} \left(\phi_j^{+\prime} x_{t-j}^{+} + \phi_j^{-\prime} x_{t-j}^{-} \right) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

여기서 $i = 1, \cdots, n-1$ 일 때

$$\rho = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i - 1, \; \gamma_i = -\sum_{k=i+1}^{n} \alpha_k \text{ 이고,}$$

$j = 1, \cdots, m-1$ 일 때

$$\beta^+ = \sum_{j=0}^{m} \beta_j^+, \; \beta^- = \sum_{j=0}^{m} \beta_j^-, \; \phi_0^+ = \beta_0^+,$$

$$\phi_0^+ = -\sum_{p=j+1}^{m} \beta_p^+, \; \phi_0^- = \beta_0^-, \; \phi_0^- = -\sum_{p=j+1}^{m} \beta_p^- \text{ 를}$$

뜻하며, $\epsilon_t = y_t - \delta^{+\prime} x_t^+ - \delta^{-\prime} x_t^-$를 의미한다.

따라서 식(5)를 이용하여 모형의 동태적 관계를 분석하는 동시에 $\delta^+ = -\frac{\rho}{\beta^+}$, $\delta^- = -\frac{\rho}{\beta^-}$의 관계를 이용하여 비대칭적 장기계수를 구할 수 있다.

2.2 연구 자료

본 모형을 추정하는데 이용된 자료는 국제유가와 한국의 산업별 수출물가 지수이다. 수출물가에 대한 영향을 분석하기 위해 석유 및 석탄제품, 섬유 및 가죽제품, 화학제품, 비금속광물제품, 1차금속제품, 일반기계, 전기 및 전자기기, 정밀기기, 소송장비, 기타제조업제품 등 8개 산업으로 구분했다. 주요 제조업 중에서 전기 및 전자기기와 정밀기기 업종의 수출물가는 국제유가 변동 시 통계적으로 유의한 추정 결과를 얻지 못해 제외했다. 이들 업종의 경우 수출단가가 국제유가 변동에 의한 영향보다 다른 통제변수인 경기 변수와 환율에 의한 영향을 상대적으로 더 크게 받기 때문인 것으로 판단된다. 수출물가 모형의 추정을 위해서 국제유가 외에 전 세계 수요와 경제 환경을 통제하기 위한 설명변수로 OECD 경기선행지수와 원/달러 환율을 사용했다. 기간은 2000년 1월부터 2015년 12월까지의 월별 데이터를 사용했다. 분석에 사용한 데이터의 기본 통계는 Table 1에 제시했다.

Table 1. Data Statistics

Spec.	Average	St.Deviation
Crude Oil Price	83.15	39.52
Expert Price Index		
① Petroleum Product	84.70	41.40
② Textile and Leather	93.18	11.52
③ Chemical Product	86.89	23.82
④ Non-Metallic Mineral	105.51	8.44
⑤ Raw Metal Product	78.94	26.05
⑥ General Machinery	97.50	7.99
⑦ Transport Equipment	95.03	10.20
⑧ Other Manufacturing	91.44	11.56
OECD Composite Leading Indicator	99.94	1.17
Exchange Rate(Won/Dollar)	1,122.39	116.21

Source: IMF, Statistics Korea, OECD, Bank of Korea.

2.3 분석 절차

국제유가 등 모든 변수에 대하여 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정과 PP(Philips-Perron) 검정을 이용하여 단위근(Unit-Root) 검정을 실시했다. 모든 변수들이 자연로그를 취한 데이터 일 때 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각했다. 다음은 Pesaran et al.[19]의 F-test를 사용하여 공적분 검정을 실시한 결과, 변수들 간에 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 오차수정모형(Error Correction Model)이 기반이 된 비선형 자기시차 모형을 이용할 수 있음이 확인되었다.

NARDL 모형을 이용하면 장기와 단기, 대칭과 비대칭의 유무에 따라 총 4가지 조합의 모형을 분석할 수 있다. 첫째 장·단기 비대칭, 둘째 장기 대칭·단기 비대칭, 셋째 장기 비대칭·단기 대칭, 넷째 장·단기 대칭 모형이다. 자기시차 모형의 최대 시차는 n=12, m=6으로 설정하였다. n은 수출물가의 시차, m은 국제유가와 기타 설명변수의 시차를 의미한다.

또한 모수축약법을 사용하여 설정된 식은 10%의 유의수준 하에서 유의하지 않는 차분 변수들을 차례로 제거하여 모형을 간소화했다. 예를 들어 모수축약법에 의해 유의한 시차 변수가 하나도 존재하지 않아 모두 제거되는 경우 그 변수는 최종 추정식에 포함시키지 않았다. 다음으로 Wald 검정 통계를 이용하여 장·단기 비대칭 존재 유무를 판단한 후 통계적으로 유의하지 않은 모형들은 제외하여 최종 모형을 설정하였다.

3. 분석 결과

3.1 비선형 자기시차 모형 추정 결과

Table 2는 수출물가에 대한 국제유가 변동의 장·단기

Table 2. Estimation Results

Petroleum and Coal Product		Textile and Leather Product		Chemical Products		Non-Metallic Mineral	
Variables	Coefficients	Variables	Coefficients	Variables	Coefficients	Variables	Coefficients
C	1.279 (0.180)***	C	0.87 (0.050)***	C	0.347 (0.117)***	C	0.153 (0.055)***
$OECD_{t-1}$	-0.421 (1.030)	$OECD_{t-1}$	-0.216 (0.313)	$OECD_{t-1}$	1.202 (0.868)	$OECD_{t-1}$	-0.728 (0.434)*
EXC_{t-1}	-0.166 (0.077)**	EXC_{t-1}	-0.023 (0.020)	EXC_{t-1}	-0.227 (0.071)***	EXC_{t-1}	-0.048 (0.036)
EPI_{t-1}	-0.369 (0.052)***	EPI_{t-1}	-0.043 (0.012)***	EPI_{t-1}	-0.086 (0.029)***	EPI_{t-1}	-0.034 (0.012)***
$IMFFPI^{+}_{t-1}$	0.366 (0.054)***	$IMFFPI^{+}_{t-1}$	0.004 (0.003)*	$IMFFPI_{t-1}$	0.045 (0.016)***	$IMFFPI_{t-1}$	0.008 (0.002)***
$IMFFPI^{-}_{t-1}$	0.360 (0.054)***	$IMFFPI^{-}_{t-1}$	0.001 (0.003)				
$\triangle EPI_{t-1}$	0.129 (0.026)***	$\triangle EPI_{t-1}$	0.231 (0.070)***	$\triangle EPI_{t-1}$	0.390 (0.069)***	$\triangle EPI_{t-11}$	-0.161 (0.073)**
$\triangle EPI_{t-6}$	0.056 (0.024)**	$\triangle EPI_{t-9}$	0.120 (0.067)*	$\triangle EPI_{t-11}$	-0.218 (0.056)***		
$\triangle EPI_{t-11}$	0.051 (0.023)**						
$\triangle IMFFPI^{+}_{t}$	0.925 (0.054)***			$\triangle IMFFPI_{t}$	0.234 (0.026)***		
$\triangle IMFFPI^{+}_{t-5}$	-0.112 (0.055)**			$\triangle IMFFPI_{t-1}$	0.089 (0.032)***		
$\triangle IMFFPI^{-}_{t}$	0.958 (0.044)***	$\triangle IMFFPI^{-}_{t-1}$	0.036 (0.011)***			$\triangle IMFFPI^{-}_{t}$	0.032 (0.019)*
$\triangle IMFFPI^{-}_{t-5}$	0.103 (0.042)**	$\triangle IMFFPI^{-}_{t-5}$	0.033 (0.011)***			$\triangle IMFFPI^{-}_{t-4}$	0.050 (0.017)***
L^{+}	0.993***	L^{+}	0.091*	L^{+}	0.515***	L^{+}	0.244
L^{-}	-0.977***	L^{-}	-0.015	L^{-}	-0.515***	L^{-}	-0.244
$Wald_{LR}$	3.095*	$Wald_{LR}$	13.130***	$Wald_{LR}$	·	$Wald_{LR}$	·
$Wald_{SR}$	6.317**	$Wald_{SR}$	19.350***	$Wald_{SR}$	·	$Wald_{SR}$	4.249**

Table 2. Estimation Results (Continued)

Raw Metal Products		General Machinery		Transport Equipment		Other Manufacturing Products	
Variables	Coefficients	Variables	Coefficients	Variables	Coefficients	Variables	Coefficients
C	0.111 (0.044)**	C	0.196 (0.066)***	C	0.305 (0.094)***	C	0.221 (0.097)**
$OECD_{t-1}$	0.868 (0.686)	$OECD_{t-1}$	-0.184 (0.202)	$OECD_{t-1}$	0.211 (0.378)	$OECD_{t-1}$	0.742 (0.693)
EXC_{t-1}	-0.224 (0.056)***	EXC_{t-1}	-0.119 (0.018)***	EXC_{t-1}	-0.139 (0.032)***	EXC_{t-1}	-0.042 (0.056)
EPI_{t-1}	-0.030 (0.012)**	EPI_{t-1}	-0.044 (0.015)***	EPI_{t-1}	-0.070 (0.021)***	EPI_{t-1}	-0.051 (0.022)**
$IMFFPI_{t-1}$	0.019 (0.008)**	$IMFFPI_{t-1}$	0.008 (0.002)***	$IMFFPI_{t-1}$	0.012 (0.004)***	$IMFFPI_{t-1}$	0.013 (0.005)**
$\triangle EPI_{t-1}$	0.586 (0.050)***	$\triangle EPI_{t-1}$	0.122 (0.067)*	$\triangle EPI_{t-1}$	0.142 (0.069)**	$\triangle EPI_{t-11}$	-0.155 (0.073)**
$\triangle EPI_{t-10}$	0.110 (0.052)**			$\triangle EPI_{t-11}$	0.135 (0.065)**		
$\triangle IMFFPI_t^+$	0.146 (0.040)***	$\triangle IMFFPI_t^+$	0.037 (0.011)***	$\triangle IMFFPI_t^+$	0.038 (0.021)*		
$\triangle IMFFPI_{t-3}^+$	0.072 (0.036)**			$\triangle IMFFPI_{t-4}^+$	0.061 (0.020)***		
$\triangle IMFFPI_t^-$	0.089 (0.032)***					$\triangle IMFFPI_{t-1}^-$	0.092 (0.029)***
L^+	0.622***	L^+	0.174***	L^+	0.178***	L^+	0.260***
L^-	-0.622***	L^-	-0.174**	L^-	-0.178***	L^-	-0.260***
$Wald_{LR}$	·	$Wald_{LR}$	·	$Wald_{LR}$	·	$Wald_{LR}$	·
$Wald_{SR}$	3.072*	$Wald_{SR}$	10.660***	$Wald_{SR}$	6.614**	$Wald_{SR}$	10.300***

Note: L^+ is the long-term pass-through coefficient in the period of oil price increase.

L^- is the long-term pass-through coefficient in the period of oil price decrease.

$Wald_{LR}$ and $Wald_{SR}$ are Wald test statistics of long-term and short-term asymetricities, respectively.

***, **, and * denote significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

비대칭성을 추정한 결과이다. *C*는 상수항, *EPI*는 수출물가, *IMFFPI*는 IMF 국제유가 지수, *OECD*와 *EXC*는 각각 통제변수로 사용된 OECD선행지수와 환율을 의미한다. 비선형 자기시차모형의 추정 결과 국제유가가 상승할 때 수출물가는 동반 상승하는 양(+)의 관계로 나타났다. 국제유가의 상승이 소비자물가에 반영되어 국내물가를 상승시키는 요인으로 작용하고, 반대로 국제유가가 하락할 때는 수출단가가 하락하는 효과가 나타난다는 것을 의미한다.

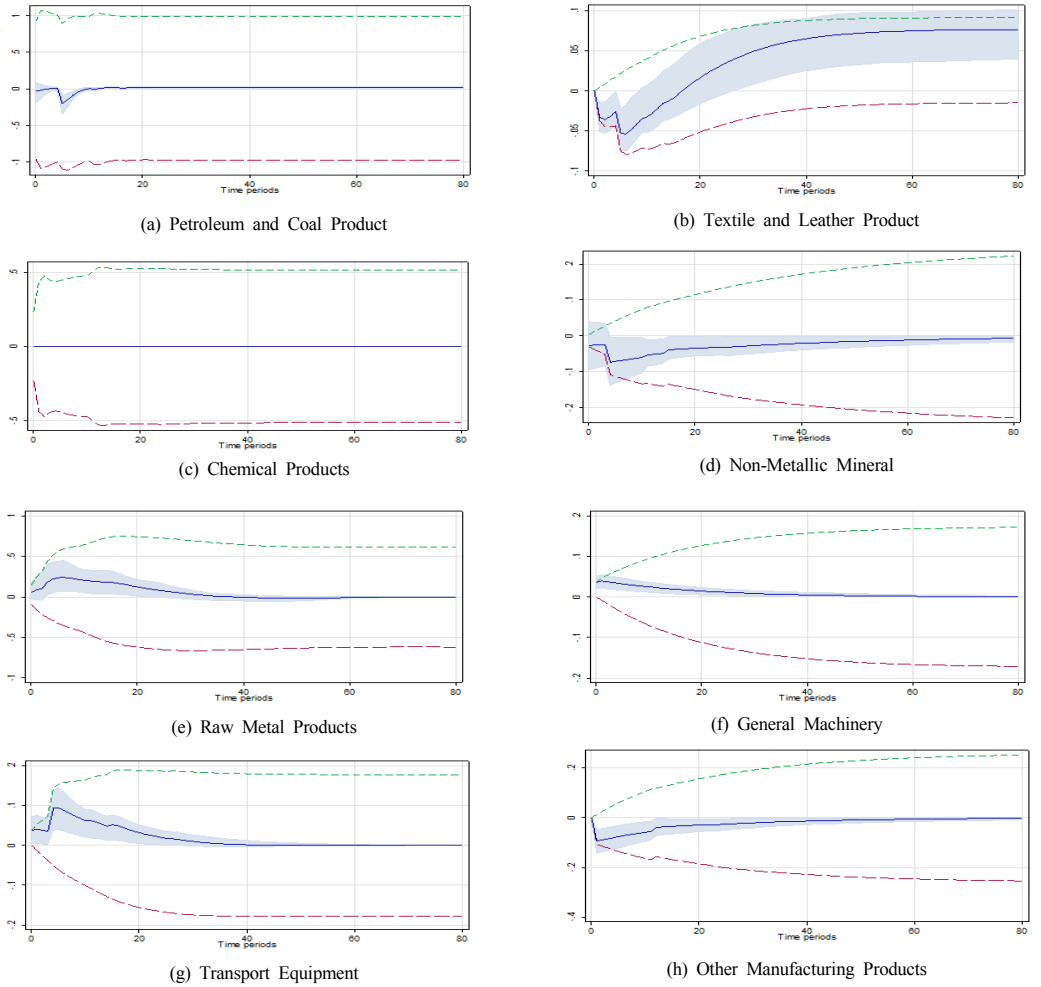
이 뿐만 아니라 본 연구에서는 국제유가가 상승 시와 하락 시에 국내 제조업 업종별 수출물가 변동이 대칭적인 형태를 보이는지, 아니면 비대칭적인 관계를 보이는지에 대하여 분석했다. 우선 Wald 검정을 실시하여 수출물가에 미치는 영향의 비대칭성 존재 여부에 대해 분석했다. 국내 주요 제조업 중에서 단기적 비대칭성이 있는 것으로 나타났으나 장기에는 서로 같은 대칭적 영향력을 보이는 업종들은 비금속광물제품, 1차 금속제품, 일반기계, 수송장비, 기타제조업제품 업종으로 나타났다. 장·단기 모두 비대칭적인 영향력을 보이는 업종은 섬유 및 가죽제품과 석유 및 석탄제품이었다. 마지막으로 장·단기 모두 대칭적인 영향력을 보이는 업종은 석유화학제품이었다. 따라서 장기와 단기에 따라 국제유가 변동이 수출물가에 미치는 영향은 산업별로 다르게 나타났다.

3.2 업종별 비대칭적 영향

국제유가가 수출물가에 단기적으로 비대칭, 장기적으로는 대칭적 영향을 미치는 업종인 비금속광물제품, 1차 금속제품, 일반기계, 수송장비, 기타제조업제품의 경우 모두 장기 계수 값이 유의한 것으로 추정되었다. 국제유가가 1% 변화 시 장기적으로 수출물가는 비금속광물제품 0.244%, 1차금속제품 0.622%, 일반기계 0.174%, 수송장비 0.178%, 기타제조업제품은 0.260% 변동하는 것으로 분석되었다. 1차금속제품의 경우 유가 변동의 수출물가 전가율이 상대적으로 가장 큰 것으로 나타났다.

또한 석유 및 석탄제품과 섬유 및 가죽제품의 경우 국제유가가 상승할 때와 하락할 때 장·단기 모두 비대칭적 움직임을 보였다. 섬유 및 가죽제품과 석탄 및 석유제품의 경우 국제유가 1% 상승 시 장기적으로 수출물가는 각각 0.091%, 0.992% 상승하는 것으로 추정되었다. 반면 국제유가가 1% 하락 시에는 석
유 및 석탄제품의 경우 수출물가가 0.977% 하락하는 것으로 나타났으나, 섬유 및 가죽제품의 경우 장기 계수값이 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 석유 및 석탄제품의 수출단가에는 유의한 비대칭성이 있는 것으로 분석되었다. 또한 석유 및 석탄제품의 경우 국제유가의 변화를 수출물가에 대부분 전가시키는 것으로 나타났다. 그러나 섬유 및 가죽제품의 경우에는 유가 상승 시 수출물가 전가율이 0.091%로 상승분을 조금만 반영하고 있고, 하락 시에는 수출물가에 반영하지 못하는 것으로 분석되었다. 마지막으로 화학제품의 경우 장·단기 모두 대칭적인 영향력을 보였으며, 국제유가가 1% 변동 시 화학제품의 수출물가에 0.515%를 전가하는 것으로 분석되었다.

다음에 제시한 Fig. 1은 국제유가가 수출물가에 미치는 누적충격반응 분석 결과이다. 모형의 추정 결과와 같이 국제유가 상승 시의 충격은 수출물가를 상승시키는 영향이 있는 것으로 나타났으나, 하락 시 충격은 수출물가를 하락시키는 영향이 나타났다. 그러나 누적충격 반



(a) Petroleum and Coal Product
(b) Textile and Leather Product
(c) Chemical Products
(d) Non-Metallic Mineral
(e) Raw Metal Products
(f) General Machinery
(g) Transport Equipment
(h) Other Manufacturing Products

Fig. 1. Cumulative Impulse Response Curve

응 분석에서도 단기에는 업종별로 다른 특징을 보이고 있다. 특히, 1차금속제품, 일반기계, 수송장비 업종들은 국제유가 상승 시 수출물가에 전가시키는 비중이 큰 것으로 나타났다. 그러나 비금속광물제품과 기타제조업제품의 경우는 유가 하락 시의 충격이 수출물가에 미치는 영향이 상승 시보다 더 큰 것으로 분석되었다.

4. 결론 및 시사점

본 연구에서는 유가 상승기와 하락기에 수출 물가 변동의 비대칭적 영향을 분석하였다. 단기와 장기 비대칭성을 분석하기 위해 비선형 자기시차(NARDL) 모형을 사용했다. 국제유가 변동 시 국내 수출물가는 같은 방향으로 움직이는 양(+)의 관계를 보인다. 하지만, 수출기업들은 장기와 단기의 이윤극대화를 위해 전략적으로 수출가격 결정한다. 또한 대외 거시경제 환경 등도 수출가격 결정에 영향을 미치게 된다. 이 때문에 비용 상승 또는 하락 요인을 수출가격에 전가시키는데 있어서 비대칭적인 형태가 나타날 수 있다.

비선형 자기시차 모형 분석 결과 일반기계와 수송장비 등 5개 업종에서 단기적 비대칭성이 나타났다. 이는 국제유가 상승 시 국내 제조업 수출물가에 주는 영향과 하락 시 주는 영향이 다를 수 있다는 것을 의미한다. 또한 석유 및 석탄제품과 섬유 및 가죽제품의 경우 단기적인 비대칭 뿐만 아니라 장기적으로도 비대칭적인 영향이 있는 것으로 나타났다. 1차금속제품, 일반기계, 수송장비 업종의 경우 국제유가 하락기에 수출 물가에 대한 전가율이 낮기 때문에 수출 단가가 크게 하락하지 않아 마진율이 높을 가능성이 크다. 따라서 유가 하락기에는 이러한 비대칭적 영향을 고려해 한국 산업에 미치는 영향을 분석해야 할 것이다. 이러한 비대칭적인 영향 분석을 토대로 기업은 장단기 수출 전략을 세우고 정부는 산업별 수출 정책을 구체적으로 수립할 필요가 있다. 예를 들어 비대칭성이 나타난 품목과 관련된 수출 기업은 유가 하락기에 수출단가를 조금만 낮추어 이윤을 높이는 전략을 사용할 수 있을 것이다. 본 연구의 한계는 제조업 중 대분류 단위의 품목별 수출단가 지수를 이용했기 때문에 조금 더 세분화된 소분류 품목군을 자세하게 분석하지 못했다는 점이다. 이러한 한계는 구체적인 세부 품목에 대한 분석이 필요할 경우 본 연구에서 제시한 방법론을 적용해 비대칭적 영향을 연구해볼 수 있을 것이다.

References

[1] Keewha Kim, “Oil Price Shocks and the Macroeconomic Activity: Analyzing Transmission Channels using the New Keynesian Structural Model”, *Economic Analysis*, Vol.18, No.1, pp. 1-29, 2012.

[2] K. S. Kim, “Asymmetric Impacts of International Oil Shocks on Domestic Growth Rate and Inflation”, *Journal of International Economic Studies*, Vol.9, No.2, pp. 175-212, 2005.

[3] S. W. Hong, “The Effect of Fluctuation in International Oil Price and Raw Material Price on and its Policy Implication”, *KIET Monthly Industrial Economics*, Vol.3, pp. 6-19, 2015.

[4] K. A. Mork, "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results", *Journal of Political Economy*, Vol.91, pp. 740-744, 1989. DOI: http://dx.doi.org/10.1086/261625

[5] K. A. Mork, Ø. Olsen, and H. T. Mysen, "Macroeconomic Responses to Oil Price Increases and Decreases in Seven OECD Countries", *Energy Journal*, Vol.15, pp. 19-35, 1994.

[6] K. Lee, S. Ni, and R. A. Ratti, "Oil Shock and the Macroeconomy: The Role of Price Variability", *Energy Journal*, Vol.16, pp. 39-56, 1995. DOI: http://dx.doi.org/10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol16-No4-2

[7] J. P. Ferderer, “Oil Price Volatility and the Macroeconomy: A Solution to the Asymmetry Puzzle”, *Journal of Macroeconomics*, Vol.18, pp. 1-16, 1996. DOI: http://dx.doi.org/10.1016/S0164-0704(96)80001-2

[8] J. D. Hamilton, "This Is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship", *Journal of Monetary Economics*, Vol.38, pp. 215-220, 1996. DOI: http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3932(96)01282-2

[9] J. D. Hamilton, "What Is an Oil Shock?" NBER Working Paper, No.7755, 2000,

[10] J. Cunado, F. P. Garcia, “Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.45, No.1, pp. 65-83, 2005. DOI: http://dx.doi.org/10.1016/j.qref.2004.02.003

[11] Y. D. Kim, “A Study on the Impact of Oil Price Changes on Industrial Activities”, Research Papers, Korea Energy Economic Institute, 2003.

[12] K. S. Cha, “Study on the Asymmetry of economic Impacts of Oil Shocks, Research Papers”, Research Papers, Korea Energy Economic Institute, 2008.

[13] Y. Chang, H. Kim, “Analysis of Nonlinear Effects of Oil Price Changes”, *Monthly Bulletin*, September, pp. 27-60, 2011.

[14] J. H. Kim, “A Study on Asymmetric Price Adjustment in Domestic Pertoleum Market”, *Environmental and Resource Economic Review*, Vol.24, No.3, pp. 523-549, 2015. DOI: http://dx.doi.org/10.15266/KEREA.2015.24.3.523

[15] J. W. Kim, J.-H. Kim, “The Study on Asymmetric Gasoline Price Responses and Market Efficiency”, *Korean Energy Economic Review*, Vol.8, No.2, pp.

105-131, 2009.

[16] J-J Kim, S-W Choi, “An Analysis on the Asymmetric Price Transmission in South Korean Assorted Feed Markets”, *Journal of Rural Development*, Vol.38, No.2, pp. 1-30, 2015.

[17] C. Cho, “Asymmetry and Non-Linearity in the Exchange Rate Pass-Through to Korean Export Prices”, *Economic Analysis*, Vol.18, No.4, pp. 85-132, 2012.

[18] Y. Shin, B. Yu, and M. J. Greenwood-Nimmo, “Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework,” *Econometric Methods and Applications*, Chapter 9, pp. 281-314, New York(NY): Springer Science & Business Media, 2014.
DOI: http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9

[19] M. H. Pesaran, Y. Shin, and R. J. Smith, “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp. 289-326, 2001.
DOI: http://dx.doi.org/10.1002/jae.616

홍 성 욱(Sung-Wook Hong) **[정회원]**

- 2007년 5월 : Texas A&M Univ. 농경제학과 (농경제학석사)
- 2012년 12월 : Texas A&M Univ. 농경제학과 (농경제학박사)
- 2013년 3월 ~ 현재 : 산업연구원 부연구위원

<관심분야>
거시경제, 계량경제

김 화 년(Hwa-Nyeon Kim) **[정회원]**

- 2002년 2월 : 고려대학교 농경제학과 (경제학석사)
- 2007년 5월 : Texas A&M Univ. 농경제학과 (농경제학박사)
- 2006년 12월 ~ 현재 : 삼성경제연구소 수석연구원

<관심분야>
자원환경경제, 국제원자재시장