

국내외 유가변화의 대칭성 검정*

이 영 임** · 이 진***

논문초록

본 연구에서는 국제유가의 변화에 대하여 국내유가가 유가 상승기와 하락기 사이에 비대칭적으로 반응하였는지 여부를 2008년 이후의 주별 자료를 이용하여 분석해 보았다. 국제유가는 국제원유와 국제석유제품으로, 국내유가는 휘발유와 경유를 각각 정유사 가격과 주유소 가격으로 구분하여 분석하였다. 국내 유가의 움직임을 분석한 기존의 비대칭성에 대한 연구들과 달리, 본 연구에서는 특정한 모형에 의존하지 않는 Hong, Tu, Zhou(2007)의 검정 방식을 기본적으로 이용하였다. 주요 결과를 정리하면 다음과 같다. 국제유가와 국내유가 간의 추정된 상관계수 및 베타에 근거한 검정 결과 국내외 유가 자료들의 어떠한 결합에서도 대칭성의 귀무 가설은 기각되지 못하였다. 그러나 환율 변화와 국내 유가변화 사이에는 비대칭성의 증거가 상당히 발견되었다. 본 연구는 미시, 패널 자료가 아닌 한국석유공사가 제공하는 주유소 및 정유사 평균 가격 자료에만 의존했다는 제약이 있음을 밝힌다.

핵심 주제어: 국내 유가, 환율, 대칭성 검정

경제학문헌목록 주제분류: C1, Q0

투고 일자: 2012. 2. 13. 심사 및 수정 일자: 2012. 4. 13. 게재 확정 일자: 2012. 6. 11.

* 유익한 조언을 해 주신 3인의 익명의 심사자들에게 깊은 감사를 드립니다.

** 이화여자대학교 경제학과 박사과정, e-mail: yilee@ewhain.net

*** 교신저자, 이화여자대학교 경제학과 부교수, e-mail: leejin@ewha.ac.kr

I. 서 론

본 연구에서는 국내유가가 국제유가의 변화에 대하여 대칭적으로 반응하는지 여부를 최근 자료를 이용하여 통계적으로 검정해 보고자 한다. 유가충격의 대칭성에 관한 연구는 1980년대 중반 원유가 급락에도 불구하고 예상되었던 긍정적 효과가 나타나지 않음에 따라 관심의 대상이 되어왔다. 이에 대해 Bacon (1991) 등은 원재료 가격인 원유가격과 제품가격인 휘발유의 가격이 상승기와 하락기에 비대칭적으로 조정되기 때문이라는 이른바 로켓과 깃털 가설을 제시하였으며, 이를 검정하려는 연구가 다양한 방식으로 이어지고 있다(Bachmeier and Griffin, 2003; Radchenko, 2005 등). 따라서 경제위기 이후로 유가 급등락이 반복되는 우리나라의 최근 현실에 비추어 볼 때 유가 변화의 대칭성을 조사해 보고자 하는 것은 시의 적절한 주제라 생각된다. 본고에서는 특히, 국내 유가와 국제유가 사이의 상관관계가 유가 상승기와 하락기에 대칭적으로 움직이는지를 경험적 현상으로 분석하는 것이 아니라 엄밀한 계량적 방법을 통하여 비대칭성 존재 자체를 검정하고자 한다.

대칭성 검정에 대한 연구는 주로 재무 분야에서 활발히 진행되고 있다. Forbes and Rigobon (2002) 은 주식시장간의 상관계수로 측정되는 상호관계를 변동성의 높고 낮음으로 구분한 조건부 상관관계를 분석하고 경험적인 연구결과를 제시하였다. Longin and Solnik (1995) 은 국제 주식시장에서의 주가수익률의 비대칭성을 분석하였으며, 또 다른 연구인 Longin and Solnik (2001) 에서는 극단치 이론에 근거하여 주식수익률 분포의 분위수간의 상관관계를 주가 상승기와 하락기로 나누어 분석한 결과 극단 상관인 주가 상승기와 하락기에 비대칭적으로 움직임을 발견하였다. 특히, Ang and Chen (2002) 은 개별주식의 수익률과 시장 수익률 사이의 비대칭적 상관관계수에 대해 주목하여 하락기의 상관관계수가 상승기의 상관관계수보다 크다는 현상을 분석하였으며 또한 비대칭성을 기업의 재무적 특성으로 설명하고자 하였다. 한편 그들은 대칭 가설을 검정하기 위하여 통계량을 제안하였는데, 이는 대칭성의 존재 하에서 특정한 모형을 가정함으로써 통계량이 모형에 의존하는 형태를 갖는 한계는 있다. 이외에도 자산 시장의 비대칭적인 상관관계는 다양한 방식으로 연구되고 왔는데 그 중 신흥 시장 주가 수익률의 비대칭적인 움직임을 본 Bekaert and Harvey (2000), 주가 수익률과 소비 증가율의 비대칭적 관계를 본 Duffee (2006) 등을 주목할 수 있다.

국내에서는 윤재호(2011)의 예대금리의 비대칭적 움직임에 대한 분석과 남주하·김상봉(2003)의 미국주식시장의 동아시아 주식시장으로의 비대칭적 변동성 이전효과에 대한 연구가 있고 이외에도 환율의 상승과 하락에 따른 비대칭적 영향, 경기변동에 따른 노동시장의 비대칭적 반응 등 여러 분야에서 비대칭성에 대한 다양한 연구가 진행되고 있다. 특히 나인강(2002), 오선아·허은녕(2007), 김진웅·김종호(2009)는 국제유가와 국내유가의 비대칭성의 존재에 대한 검정을 시도하였는데, 이들 연구는 주로 오차수정모형 등 특정한 모형에 기반을 두어 유가의 비대칭성을 분석하고 있어서 분석 기간 및 자료의 주기, 구체적인 분석 모형의 선택에 따라 상이한 결과를 보여주고 있다.

국내 연구를 보다 구체적으로 살펴보면 나인강(2002)은 1991년부터 2000년 12월 사이의 월별 자료를 이용하여 오차수정모형을 토대로 분석한 결과 국내 도입 원유가에 대한 국내 휘발유가격의 비대칭성은 존재하지 않지만 환율에 대한 비대칭성은 존재한다는 결론을 제시하였는데, 분석 기간 중의 유가제도 변동이나 외환위기 등의 구조적인 변동은 고려되지 않았다. 오선아·허은녕(2007)은 1997년부터 2006년까지의 월별 자료를 이용하여 국제유가가 상승할 때의 국내유가의 반응정도 및 속도를 분석하여 국내휘발유의 경우 국제 상품가격 및 원유도입가격에 대하여, 국내 경유의 경우 국제원유가격 및 국제상품가격과 원유도입가격에 대하여 비대칭성이 존재하는 것을 발견하였다. 김진웅·김종호(2009)는 2000년부터 2009년 1월 1주까지의 주별 자료 및 2008년 4월 15일부터 12월 31일까지의 일별 자료에 대하여 비대칭 오차수정모형을 이용한 검정을 시행하였다. 검정 결과 원유가의 변동에 대해서는 국내유가가 비대칭적으로 반응하며 그 크기는 일별 자료보다 주별 자료에서 크게 나타나지만, 국제휘발유가격에 대해서는 국내유가가 비대칭적인 반응을 보이지 않아 자료의 주기에 따라 상이한 결론이 도출될 수 있음을 보였다.

본 연구에서는 어떤 특정한 모형에 의존하지 않는 검정 통계 방법으로 대칭성 여부를 분석하고자 한다. 즉, 회귀모형의 베타 또는 국내외 유가 변수 간의 상관관계수에 주목하여 이 모수들의 상승기와 하락기 사이의 비대칭성을 분석한다. 이를 위하여 최근 Hong, Tu and Zhou(2007; 이하 HTZ)가 고안한 대칭성 검정 통계량을 기본적으로 이용하기로 한다. HTZ는 Ang and Chen(2002)의 검정 통계량과 달리 자료 생성 프로세스에 이분산성과 자기상관을 허용하는 등 유연한 가정을 부여한다. 따라서 이러한 가정들에 근거하여 구축되는 HTZ 통계량은 이론적으로 적절하다고

볼 수 있다. 아울러, 통계량의 극한분포가 표준적인 카이제곱 분포를 따름으로써 실제 경험적인 자료 분석에 있어서 편리한 추론을 제공한다고 볼 수 있다. 참고로, 계량 경제학 분야에서는 그 동안 확률 분포 함수에 대하여, 임의의 어느 지점을 중심으로 대칭성이 존재하는지의 여부를 검정하는 방법이 연구되어 왔는데 그것들은 분포의 대칭성을 검정하는 비모수적인 접근 방법이다(Ahmad and Li, 1997; Bai and Ng, 2001; Zheng, 1998). 반면에 앞선 재무 분야의 연구와 본 연구에서의 접근법은 베타나 상관계수 등 모수의 대칭성을 검정하는 모수적인 방법으로 볼 수 있다. 다음 장 II에서는 HTZ의 방법론을 중심으로 검정 방법을 소개, 설명하고 제III장에서는 구체적인 실증분석과 검정 결과를 제시한다. 특히, 실증분석의 대상으로 국내외 유가와 함께 환율의 변화도 포함하였다.

II. 대칭성 검정

우선 t 기의 국내유가와 국제유가를 각각 $\{P_{1t}, P_{2t}\}$ 라 하면 t 기의 국내유가 변화와 국제유가 변화 $\{R_{1t}, R_{2t}\}$ 는 식 (1)과 같이 변수의 차분으로 정의된다.

$$R_{it} = P_{it} - P_{it-1}, \quad i = 1, 2 \quad (1)$$

여기에서 실제적으로 국제유가의 변화가 국내유가에 반영되는 시차가 통상 1~2주 정도로 알려져 있으므로 이를 감안하여 설명변수인 국제유가의 변화에 시차를 주어 다음과 같은 선형 모형을 고려한다.¹⁾

$$R_{1t} = \alpha + \beta R_{2t-k} + e_t, \quad k = 1, 2 \quad (2)$$

여기에서 $E(e_t) = 0$, $Var(e_t) = \Sigma > 0$.

식 (2)의 선형모형에서 국내외 유가 변화에 대한 베타의 대칭성을 우선 검정하기로 한다. 이를 위하여 HTZ의 방법을 이용하는데, 아래에 구체적으로 그 과정을 정

1) 국제유가 변화에 대한 국내 유가로의 반영 시차를 1-2주로 둔 것은 여러 경제 신문 등의 매체에 의존한 것이다. 물론 정유사 고유의 가격 전략까지는 알 수 없으므로 시차 설정은 어느 정도 제약적이라고 할 수 있다.

리하여 소개한다.

먼저, Ang and Chen (2002) 에서와 같이 상승기와 하락기를 나누는 초과수준 (exceedance level) 의 개념을 도입하기로 한다. 본 연구에서는 초과수준의 값으로 0 만을 고려하여 유가 상승기를 $\{R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0\}$ 로 정의하고, 반대로 유가 하락기를 $\{R_{1t} < 0, R_{2t-k} < 0\}$ 로 규정한다. 즉, 시차를 두고 국내외 유가 변화가 같이 양(음)의 값을 가지는 것으로 상승기(하락기)의 조건화를 구성한다. 이러한 방식으로 조건부 베타는 다음과 같이 정의된다.

$$\beta^+(0) = \frac{cov(R_{1t}, R_{2t-k} | R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0)}{var(R_{2t-k} | R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0)} = \frac{\sigma_1^+(0)}{\sigma_2^+(0)} \rho^+(0) \quad (3)$$

$$\beta^-(0) = \frac{cov(R_{1t}, R_{2t-k} | R_{1t} < 0, R_{2t-k} < 0)}{var(R_{2t-k} | R_{1t} < 0, R_{2t-k} < 0)} = \frac{\sigma_1^-(0)}{\sigma_2^-(0)} \rho^-(0) \quad (4)$$

여기에서

$$\rho^+(0) = corr(R_{1t}, R_{2t-k} | R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0) \quad (5)$$

$$\rho^-(0) = corr(R_{1t}, R_{2t-k} | R_{1t} < 0, R_{2t-k} < 0) \quad (6)$$

$$\sigma_1^+(0)^2 = var(R_{1t} | R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0) \quad (7)$$

$$\sigma_2^+(0)^2 = var(R_{2t-k} | R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0) \quad (8)$$

$$\sigma_1^-(0)^2 = var(R_{1t} | R_{1t} < 0, R_{2t-k} < 0) \quad (9)$$

$$\sigma_2^-(0)^2 = var(R_{2t-k} | R_{1t} < 0, R_{2t-k} < 0) \quad (10)$$

위의 식에서 cov , var , $corr$ 은 각각 공분산, 분산, 상관계수의 축약된 표현이다. 식 (5)와 식 (6)은 상승기와 하락기의 조건부 상관계수를, 식 (7)~(8)과 식 (9)~(10)은 상승기와 하락기의 조건부 분산을 각각 의미한다. 이 때 상승기와 하락기의 베타 값이 동일한지 여부를 검정하는 귀무 가설과 대립 가설은 각각 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$H_0 : \beta^+(0) = \beta^-(0) \quad (11)$$

$$H_1 : \beta^+(0) \neq \beta^-(0). \quad (12)$$

이와 유사하게, 상관계수에 대한 대칭성 가설은 다음과 같이 정의된다.

$$H_0 : \rho^+(0) = \rho^-(0) \quad (13)$$

$$H_1 : \rho^+(0) \neq \rho^-(0). \quad (14)$$

베타와 상관계수는 $\beta = \rho \times (\sigma_1 / \sigma_2)$ 의 관계를 가지므로 변수들의 변동성 크기에 따라 베타 대칭성과 상관계수 대칭성은 다른 결과를 가질 수 있다. 따라서 본고에서는 베타와 상관계수 모두에 대하여 대칭성을 검정하고 그 결과를 제시하고자 한다.

우선 베타의 대칭성 가설 검정은 자연스럽게 상승기 베타와 하락기 베타의 일치 추정량의 차이를 이용한다. 이 차이 프로세스는 극한 정규분포를 가지게 되고, 이로부터 Wald 통계량을 얻을 수 있다. 즉, 표본크기가 증가함에 따라,

$$\sqrt{T} [\hat{\beta}^+(0) - \hat{\beta}^-(0)] \rightarrow N(0, \Psi). \quad (15)$$

극한 장기분산 Ψ 는 다음과 같이 표현된다.

$$\Psi = \sum_{j=-\infty}^{\infty} g_j, \quad (16)$$

위에서 공분산을 나타내는 $g_j = E\eta_t \eta_{t-j}$ 이고,

$$\begin{aligned} \eta_t = & \frac{T}{T^+} [X_{1t}^+(0) X_{2t-k}^+(0) - \rho^+] \cdot 1(R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0) \\ & - \frac{T}{T^-} [X_{1t}^-(0) X_{2t-k}^-(0) - \rho^-] \cdot 1(R_{1t} < 0, R_{2t-k} < 0). \end{aligned} \quad (17)$$

여기에서 표본 크기 $T^+ (T^-)$ 는 R_{1t}, R_{2t-k} 이 동시에 0 보다 큰(작은) 값을 가

질 때의 관측치 개수를 각각 나타내고 $1(\cdot)$ 은 지표함수를 의미한다. 또한,

$$\begin{aligned} X_{1t}^+(0) &= \frac{[R_{1t} - E(R_{1t}|R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0)]}{\sqrt{\text{Var}(R_{1t}|R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0)}}, \\ X_{1t}^-(0) &= \frac{[R_{1t} - E(R_{1t}|R_{1t} < 0, R_{2t-k} < 0)]}{\sqrt{\text{Var}(R_{1t}|R_{1t} < 0, R_{2t-k} < 0)}} \end{aligned} \quad (18)$$

물론 $X_{2t}^+(0)$ 와 $X_{2t}^-(0)$ 도 유사하게 표현할 수 있다.

HTZ의 통계량으로서의 장점은 앞서 언급했듯이 조건부 이분산성과 강 믹싱(strong mixing)의 자기상관을 허용하는 것이다. 따라서 제약적인 가정 (예를 들어 Ang and Chen (2002)에서와 같은 분포적인 가정)을 사용하지 않는다는 의미에서 HTZ는 유용하다. 물론, 통계량의 유한 표본 성능에 대해서는 알려져 있지 않다. HTZ에서도 이 부분은 구체적으로 고려되지 않은 것으로, 통계량의 1종 오류 또는 통계량의 검정력에 대한 분석이 추후 필요할 것으로 보인다.

위의 식 (16)에서와 같이 ψ 는 베타의 차이 프로세스의 장기분산이 되며, 양의 부호를 가진다고 가정한다. 추정에 있어서 중요한 문제는 우선 식 (17) - (18)의 표본 대응 값을 구하고 극한 분산 ψ 의 일치추정량을 구하는 것이다. 이의 추정은 결국 공분산의 HAC 추정의 문제로 귀결된다(Andrews, 1991).

위의 장기분산 ψ 에 대하여 일반적으로 널리 사용되는 비모수적 장기분산 추정량을 고려한다.

$$\hat{\Psi} = \sum_{j=1}^{T-1} k(j/p) \hat{g}_j \quad (19)$$

$$\hat{g}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=|j|+1}^T \hat{\eta}_t(0) \hat{\eta}_{t-|j|}(0) \quad (20)$$

식 (19)에서 $k(\cdot)$ 은 커널 함수이고, p 는 대역폭(bandwidth)으로 추정량 계산에 포함되는 공분산의 개수를 결정한다. 식 (20)의 \hat{g}_j 는 모 공분산 g_j 의 표본 대응값으로 적절하게 정규화된 $\hat{\eta}$ 프로세스의 표본 공분산이다. HTZ에서와 같이, 식 (17)의 표본 값은 다음과 같다.

$$\hat{\eta}_t(0) = \frac{T}{T_0^+} \left[\frac{\hat{\sigma}_1^+(0)}{\hat{\sigma}_2^+(0)} \hat{X}_{1t}^+(0) \hat{X}_{2t-k}^+(0) - \hat{\beta}^+(0) \right] 1(R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0) \quad (21)$$

$$- \frac{T}{T_0^-} \left[\frac{\hat{\sigma}_1^-(0)}{\hat{\sigma}_2^-(0)} \hat{X}_{1t}^-(0) \hat{X}_{2t-k}^-(0) - \hat{\beta}^-(0) \right] 1(R_{1t} < 0) 1(R_{2t-k} < 0)$$

$$\hat{\sigma}_i^+(0)^2 = \frac{1}{T_0^+ - 1} \sum_{t=1}^T [R_{it} - \hat{\mu}_i^+(0)]^2 1(R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0), \quad i = 1, 2 \quad (22)$$

$$\hat{\mu}_i^+(0) = \frac{1}{T_0^+} \sum_{t=1}^T R_{it} 1(R_{1t} > 0, R_{2t-k} > 0), \quad i = 1, 2 \quad (23)$$

$$X^+(0) = \frac{R - \hat{\mu}_i^+(0)}{\hat{\sigma}_i^+(0)}, \quad i = 1, 2 \quad (24)$$

식 (22), (23)은 표본 조건부 분산 및 표본 조건부 평균이다. 하락기의 표본 대은 값들도 식 (22) - (24)와 유사하게 정의될 수 있다.

이제, 식 (15)의 정규분포 결과에 기초 대칭성 검정을 위한 Wald 통계량을 쓰면 다음과 같다.

$$W = T(\hat{\beta}^+ - \hat{\beta}^-)' \hat{\Psi}^{-1}(\hat{\beta}^+ - \hat{\beta}^-) \quad (25)$$

위와 같이 구해진 검정통계량 W 는 귀무 가설 하에서 자유도 1의 카이제곱(χ_1^2) 분포로 근사적으로 수렴한다. 여기에서 자유도는 초과수준의 개수와 동일하게 결정된다. 직관적으로 보면, 상승기와 하락기의 베타 추정치가 크게 다르다면 Wald 통계량은 큰 값을 나타내게 되어 상승기와 하락기의 베타가 대칭적이라는 귀무 가설을 기각하게 된다. 참고로 카이제곱(자유도=1)의 임계값은 10% 유의수준에서 2.71, 5% 유의수준에서 3.84다. 베타 대칭성과 함께 상관계수의 대칭성에 대한 검정통계량도 유사하게 구할 수 있다. 참고로, 상승기와 하락기로 베타를 구분하지 않고 단지 시간에 따른 베타의 안정성에 대해 주목한다면 Andrews(1993)의 검정 방식을 고려해 볼 수 있다.²⁾

2) 본고에서는 별도로 분석하지 않았으나, 비대칭성을 생성하는 비선형 모형을 고려하여 비대칭적인 충격 반응 분석 등의 동태적 분석도 생각할 수 있다(참조: Radchenko, 2005).

Ⅲ. 실증분석

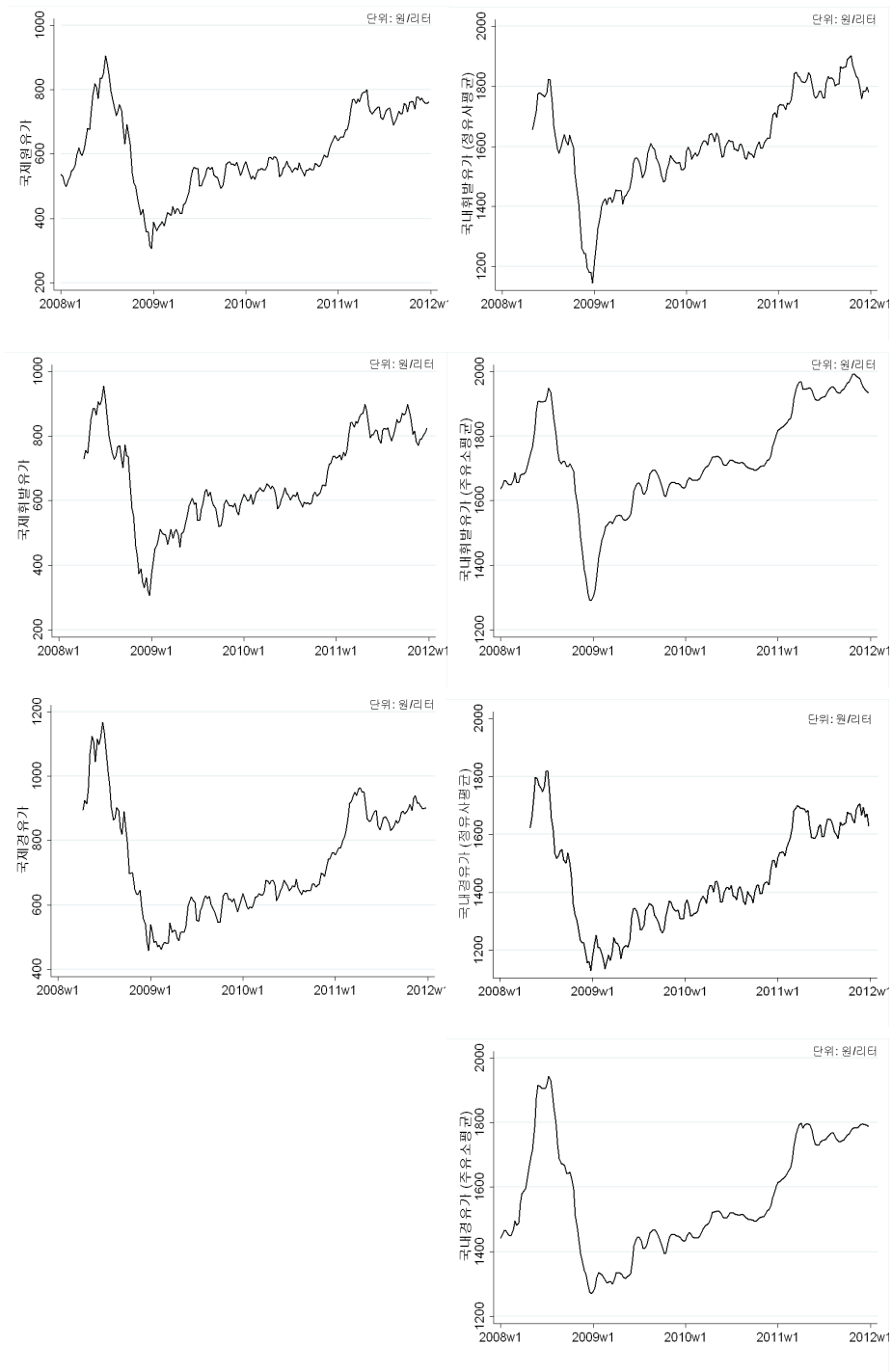
1. 자료

본 연구에서는 한국석유공사의 유가정보 사이트(<http://www.opinet.co.kr>)에서 제공하는 국내유가 및 국제유가 자료를 이용하여 대칭성을 검증하였다. 먼저 국내유가 자료는 보통휘발유의 정유사 평균 공급가격(세후)과 자동차용 경유의 정유사 평균 공급가격(세후)을 도매가격의 지표로, 보통휘발유의 주유소 제품별 평균판매가격과 경유의 주유소 제품별 평균판매가격을 소매가격의 지표로 각각 사용하였다. 국제유가는 국제원유가격 중 두바이유 현물가격 및 국제석유제품 중 휘발유(92RON)와 경유(0.05%) 정유사 평균 공급가격을 사용하였다. 참고로 에너지통계월보에 따르면 2011년 1월~10월의 우리나라 원유수입 중동의존도는 평균 87.42%에 달한다. 분석에 사용된 자료는 모두 주간자료로, 관측기간은 국제원유 및 국내 주유소 평균 가격의 경우 2008년 1월 1주부터, 국제석유제품은 2008년 4월 3주부터, 국내 정유사 평균 공급가격은 2008년 5월 1주부터 2011년 12월 4주까지이다. 우리는 환율변화와의 대칭성 또한 검증하고자 하는데 이를 위하여 한국은행에서 발표하는 일일 원/달러 환율을 주간 평균하여 사용하였다.

〈그림 1〉은 원 자료를 시계열 그래프로 나타낸 것이다. 유가는 모두 2008년 금융위기 이전까지는 상승하다가 경기침체와 함께 급락하여 2009년 초 최저점을 기록하며, 이후 작은 폭의 등락을 반복하면서 꾸준히 오름세를 유지하는 모습을 보이고 있다. 특히 국내 휘발유 가격은 국제유가나 국내 경유가격과는 다르게 금융위기로 인한 하락폭을 2011년에 모두 회복하여 2008년 초반에 기록한 최고점을 갱신하고 있다.

〈표 1〉은 자료를 안정적인 시계열로 변환하기 위해 유가를 차분한 후 그것의 몇몇 기초통계량을 보여주고 있다. 상승기란 유가 변화가 0 이상인 기간을, 하락기란 유가의 변화가 0 미만인 값을 가지는 기간을 의미한다. 먼저, 분석기간 중에는 국내 정유사의 경유 평균 변화를 제외한 모든 변수들의 상승기가 하락기보다 긴 것으로 나타났다. 예를 들어 국제원유의 경우, 상승기의 관측 수는 110주인데 비해 하락기의 관측 수는 97주에 그치는 것을 확인할 수 있다. 상승기의 국제유가 변화의 평균은 국내 정유사의 그것보다 약간 작은 값을 보이나, 국내 주유소 유가 변화의

〈그림 1〉 국제유가 및 국내유가



〈표 1〉 기초통계량

(단위: 원/리터)

		전체기간	상승기	하락기
국제원유	관측수	207	110	97
	평균	1.0907	16.9094	-16.8479
	표준편차	22.7791	14.9960	15.6922
국제휘발유	관측수	193	105	88
	평균	0.4908	19.0002	-21.5943
	표준편차	26.1606	14.6203	18.6545
국제경유	관측수	193	102	91
	평균	0.0306	18.3730	-20.5291
	표준편차	27.3855	19.1972	19.4330
국내휘발유 (정유사 평균)	관측수	190	95	95
	평균	0.6638	20.4365	-19.1090
	표준편차	26.5122	16.4303	18.7926
국내경유 (정유사 평균)	관측수	190	91	99
	평균	0.0322	22.7751	-20.8729
	표준편차	28.8323	18.6688	19.0098
국내휘발유 (주유소 평균)	관측수	207	123	84
	평균	1.4419	11.2750	-12.9567
	표준편차	18.0181	11.8035	15.7439
국내경유 (주유소 평균)	관측수	207	111	96
	평균	1.6729	13.0349	-11.4644
	표준편차	19.1728	14.6331	14.9642

평균보다는 1.5배 정도 큰 것으로 나타났다. 하락기 평균의 경우에도 상승기와 유사한 패턴을 보이고 있다.

유가 변화의 변동성의 크기를 보면 전체기간과 상승기, 하락기에 대하여 모두 국내 정유사 유가 변화, 국제 유가 변화, 국내 주유소 유가 변화의 순으로 나타났다. 특히, 분산의 경우 동일 유종 내에서는 상승기와 하락기가 전반적으로 비슷한 값을 가지므로 $\beta = \rho \times (\sigma_1 / \sigma_2)$ 의 관계로부터 베타에 근거한 검정과 상관계수에 근거한 검정은 서로 유사할 것으로 예측해 볼 수 있다. 주식 시장의 경우에는 상승기와 하락기에 전형적으로 수익률 변동성의 차이가 상당히 크게 발생하는 경향이 있지만, 본 연구에서 사용된 유가 자료의 경우에는 상승기와 하락기 사이의 변동성 차이는 크지 않았다.

2. 선형회귀분석

본 장에서는 검정에 앞서 국제유가와 국내유가의 대칭성에 대한 직관을 얻기 위해 국제유가의 변화에 대한 국내유가의 반응 정도를 유가 상승기와 하락기로 나누어 간단히 추정해 보기로 한다. 전술한 바와 같이 국제유가의 변동이 국내유가에 반영되는 시차를 고려하여 다음의 선형 모형을 고려한다.

$$R_{1t} = \alpha + \beta R_{2t-k} + e_t, \quad k = 1, 2 \tag{26}$$

여기에서 $E(e_t) = 0, Var(e_t) = \Sigma > 0, E(e_t e_s) = 0$ for $t \neq s$

〈표 2〉 선형회귀결과: β 추정치, R_{1t}, R_{2t-1}

R_1	R_2	전체	상승기	하락기
국내휘발유 (정유사 평균)	국제원유	0.7827 (38.4193)	0.4786 (10.3324)	0.6630 (6.3238)
	국제휘발유	0.7960 (46.5590)	0.5235 (18.9532)	0.7584 (9.3166)
국내경유 (정유사 평균)	국제원유	0.8879 (42.2080)	0.6036 (14.5023)	0.7637 (8.5423)
	국제경유	0.7893 (40.6243)	0.5203 (11.0555)	0.7601 (13.2379)
국내휘발유 (주유소 평균)	국제원유	0.3190 (24.1517)	0.3619 (13.1080)	0.2571 (7.6327)
	국제휘발유	0.3489 (24.6692)	0.4078 (11.7866)	0.3067 (5.8826)
국내경유 (주유소 평균)	국제원유	0.3831 (25.0143)	0.4321 (10.1083)	0.2825 (8.0700)
	국제경유	0.3363 (17.3345)	0.4442 (4.7205)	0.2667 (6.9663)

주: 괄호 안은 t 통계량, 임계값: 5%=1.96, 1%=2.58.

먼저 선형 추정 결과를 〈표 2〉-〈표 5〉에 실었다. 〈표 2〉와 〈표 3〉는 시차 $k = 1$ 인 경우, 〈표 4〉와 〈표 5〉는 $k = 2$ 인 경우 최소자승법으로 추정한 베타 및 상관계수를 각각 보여주고 있다. 최소자승추정치 of 분산-공분산은 이분산성 및 자기상관을 고려하여 Newey-West HAC 추정량을 이용하여 계산하였다. 국제 유가 변화는 외생적으로 결정되므로 굳이 도구변수 등은 고려하지 않았다.

〈표 3〉 선형회귀결과: ρ 추정치, R_{1t}, R_{2t-1}

R_1	R_2	전체	상승기	하락기
국내휘발유 (정유사 평균)	국제원유	0.6736	0.4501	0.5638
	국제휘발유	0.7823	0.4895	0.7342
국내경유 (정유사 평균)	국제원유	0.7039	0.4855	0.6385
	국제경유	0.7498	0.5462	0.7816
국내휘발유 (주유소 평균)	국제원유	0.4035	0.4559	0.2441
	국제휘발유	0.4991	0.4337	0.3595
국내경유 (주유소 평균)	국제원유	0.4553	0.4027	0.2804
	국제경유	0.4859	0.5542	0.3847

〈표 4〉 선형회귀결과: β 추정치, R_{1t}, R_{2t-2}

R_1	R_2	전체	상승기	하락기
국내휘발유 (정유사 평균)	국제원유	0.35595 (10.8428)	0.4381 (3.7089)	0.3931 (7.7360)
	국제휘발유	0.4077 (15.7216)	0.5577 (9.2782)	0.3796 (4.0670)
국내경유 (정유사 평균)	국제원유	0.3855 (13.8915)	0.3195 (2.7256)	0.2878 (6.0720)
	국제경유	0.3831 (14.2865)	0.3413 (2.0216)	0.2862 (5.1868)
국내휘발유 (주유소 평균)	국제원유	0.5147 (32.1489)	0.4403 (10.2846)	0.5155 (6.0595)
	국제휘발유	0.5236 (34.8629)	0.4843 (14.0424)	0.5910 (9.0261)
국내경유 (주유소 평균)	국제원유	0.5990 (31.7649)	0.6354 (12.8762)	0.6276 (5.6629)
	국제경유	0.5231 (23.7849)	0.5487 (5.4748)	0.5701 (7.7765)

주: 괄호 안은 t 통계량, 임계값: 5%=1.96, 1%=2.58.

〈표 2〉와 〈표 4〉에서와 같이 선형회귀결과 베타 추정치는 모두 1% 신뢰수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 결과를 전체기간 및 상승기, 하락기로 나누어 살펴보면 다음과 같다. 상승기의 베타와 하락기의 베타 추정치는 전체 기간으로부터 구해진 베타 추정치와는 다소 달랐다. 먼저, 주유소와 정유사 사이의 반

응정도를 비교해 보면, 시차 1주의 경우, 정유사 가격변화가 주유소 가격변화보다 베타 추정치 크기가 더 크게 나타남을 알 수 있다. 이는 국제유가 변화에 대한 반응이 주유소가 정유사에 비해 낮다는 것으로 해석될 수 있다. 그러나 시차를 2주로 할 경우에는 이러한 위계는 명확하게 나타나지는 않는다. 각도를 달리하여, 주유소와 정유사 각각 상승기와 하락기의 반응 정도에 주목해 볼 수 있다. 먼저, 시차 1주일 경우 정유사 가격변화는 하락기의 베타가 상승기보다 큰 반면 주유소 가격변화는 상승기의 베타가 하락기의 베타보다 큰 것으로 관찰되었다. 그러나 시차를 2주로 설정한 모형에서는 이러한 패턴은 반대가 된다. 본 연구에서는 현상을 보여주는 데에 국한하고자 한다. 정유사와 주유사의 구체적인 가격 판매 전략을 알 수 없어서 이에 대한 원인을 밝히는 데에는 한계가 있다.

〈표 5〉 선형회귀결과: ρ 추정치, R_{1t}, R_{2t-2}

R_1	R_2	전체	상승기	하락기
국내휘발유 (정유사 평균)	국제원유	0.3109	0.4070	0.3101
	국제휘발유	0.4025	0.5197	0.3641
국내경유 (정유사 평균)	국제원유	0.3093	0.2468	0.2164
	국제경유	0.3684	0.3396	0.2743
국내휘발유 (주유소 평균)	국제원유	0.6520	0.5725	0.5010
	국제휘발유	0.7526	0.5634	0.6795
국내경유 (주유소 평균)	국제원유	0.7126	0.5985	0.6183
	국제경유	0.7653	0.7176	0.7097

상관계수를 분석한 〈표 3〉과 〈표 5〉의 결과에서는 앞선 베타의 경우와는 달리 주유소와 정유사 사이의 반응정도의 우위가 명확한 패턴을 보이지 않았다. 베타 추정치의 결과와 상관계수 추정치의 결과가 다른 것은 물론 국내유가 변화의 변동성과 국제 유가 변화의 변동성의 비율에서 기인한다. 각각의 경우를 참고 사항으로 보기로 한다. 즉, 이상의 결과는 단지 예비적인 결과에 불과하다.

베타와 상관계수의 대칭성 검정을 시행하기에 앞서 상승기와 하락기의 유가 변화의 분포가 상승기와 하락기에 서로 동일한지를 살펴보기 위해 널리 알려진 Kolmogorov-Smirnov 검정을 시행하였다.³⁾ 각각의 유가변화가 양의 값을 가질 때

를 R^+ , 음의 값을 가질 때를 R^- 라 할 때 R^+ 와 $|R^-|$ 의 분포에 대한 동일성을 검정하였고, p-값의 결과는 <표 6>과 같다. 결과에 따르면 국내 주유소 경유의 한 경우를 제외하고는 모든 경우에서 분포의 동일성을 기각하지 못하는 것으로 나타났다.

<표 6> Kolmogorov-Smirnov 검정 (p-value)

R	$R^+, R^- $	R	$R^+, R^- $
국제원유	0.569	국내휘발유 (정유사 평균)	0.435
국제휘발유	0.779	국내경유 (정유사 평균)	0.638
국제경유	0.777	국내휘발유 (주유소 평균)	0.511
		국내경유 (주유소 평균)	0.018

3. 대칭성 검정 결과

전술한 HTZ 검정 방법으로 국제유가와 국내유가 자료를 이용하여 베타와 상관계수의 대칭성 여부를 검정하였다. 장기 분산 추정에 필요한 대역폭은 식 (21)의 $\hat{\eta}_t(0)$ 프로세스의 자기상관이 시차에 따라 짧게 소멸하는 경향을 보이므로 작은 값으로 주어도 적절하나, 본 연구에서는 결과의 강건성(robustness)을 확보하기 위해 1, 3, 5, 7의 네 가지 값을 모두 분석에 포함하였다. 이러한 대역폭의 값은 주별 자료임을 감안하면, 1주에서 7주까지의 공분산을 고려하는 것이다. 그리고 장기분산의 비 모수 추정을 위해 널리 알려진 바틀렛 커널 (Bartlett kernel)을 사용하였다. 또한 선형회귀분석과 마찬가지로 국제유가가 국내유가에 반영되는 시차는 1, 2주 모두를 고려하여 검정하였다. <표 7>은 1주의 시차를 <표 8>은 2주의 시차를 설정하여 각각 분석한 결과이다. 국제유가 자료의 경우 원/리터 및 달러/배럴의 두 경우를 모두 분석하였으나, 결과가 거의 유사하여 달러/배럴의 경우만 보고한다.

이러한 실증 분석의 한계로 무엇보다 제한된 자료의 사용을 언급하고자 한다. 국내의 각 정유사 공급가격 및 주유소들의 다소 이질적인 가격 정보가 이용 가능하지 않아서, 본 연구에서는 단지 한국석유공사에서 제공되는 일종의 평균가격만을 분석

3) 상승기와 하락기의 두 가격변화 분포의 동일성에 대한 검정을 제안한 익명의 심사자에게 감사 드린다.

대상으로 하였다. 따라서 이 연구는 다소 제약적이라는 점을 지적해 둔다. 이를 보완하기 위하여 추후에 보다 더 정확한 미시적인 자료 또는 패널 자료를 기반으로 분석해 보는 것이 적절하다고 생각된다. 또한 모형 설정에 있어서의 시차 설정과 관련된 제약이 있다. 경직 가격이나 메뉴 비용 등의 이유로 국제유가의 변화나 정유사 가격변화가 어느 정도 축적된 후에 주유소 가격변화에 영향을 줄 수 도 있기 때문에 1, 2주의 시차로 특정한 본 분석의 결과는 제한적일 수 있다는 점을 분명히 한다.

〈표 7〉 국내의 유가 대칭성 검정: 통계량, 시차=1주 (R_{1t}, R_{2t-1})

	R_1	R_2	대역폭=1	대역폭=3	대역폭=5	대역폭=7
β 대칭성 검정	국내휘발유 (정유사 평균)	국제원유	0.0961	0.1016	0.1185	0.1264
		국제휘발유	1.3593	1.2802	1.3830	1.4447
	국내경유 (정유사 평균)	국제원유	0.0779	0.0704	0.0826	0.0910
		국제경유	0.0212	0.0162	0.0155	0.0154
	국내휘발유 (주유소 평균)	국제원유	0.4529	0.4168	0.3916	0.4124
		국제휘발유	0.0514	0.0590	0.0593	0.0673
	국내경유 (주유소 평균)	국제원유	0.2027	0.1527	0.1393	0.1376
		국제경유	0.5450	0.3477	0.3235	0.3189
ρ 대칭성 검정	국내휘발유 (정유사 평균)	국제원유	0.0012	0.0013	0.0015	0.0017
		국제휘발유	1.8044	1.6957	1.8175	1.8991
	국내경유 (정유사 평균)	국제원유	0.1379	0.1250	0.1484	0.1660
		국제경유	0.3597	0.2754	0.2635	0.2625
	국내휘발유 (주유소 평균)	국제원유	0.5776	0.5263	0.4955	0.5205
		국제휘발유	0.1819	0.2082	0.2067	0.2355
	국내경유 (주유소 평균)	국제원유	0.0009	0.0007	0.0006	0.0006
		국제경유	0.2312	0.1475	0.1366	0.1351

주: Chi-square 임계값(자유도=1): 10%=2.71, 5%=3.84.

베타에 대한 대칭성 검정 결과 모든 경우에서 상승기와 하락기의 베타가 대칭적이라는 귀무 가설을 기각하지 못하였다. 먼저 시차를 1주로 하여 분석한 〈표 7〉에서는 모든 통계량이 임계값을 넘지 못하는 작은 값을 가지는 것으로 나타났다. 상관계수에 대한 검정 결과 역시 모든 경우에서 대칭성의 귀무 가설을 기각하지 못하

는 것으로 나타나 베타 대칭성 검정에서의 결론이 유지됨을 알 수 있다. 아울러, 이상의 결과는 대역폭의 값에 관계없이 일관되게 나타났다.

〈표 8〉 국내의 유가 대칭성 검정: 통계량, 시차=2주 (R_{1t}, R_{2t-2})

	R_1	R_2	대역폭=1	대역폭=3	대역폭=5	대역폭=7
β 대칭성 검정	국내휘발유 (정유사 평균)	국제원유	0.0047	0.0043	0.0042	0.0044
		국제휘발유	0.1088	0.0914	0.0842	0.0869
	국내경유 (정유사 평균)	국제원유	0.0359	0.0321	0.0327	0.0345
		국제경유	0.0438	0.0408	0.0402	0.0411
	국내휘발유 (주유소 평균)	국제원유	0.0607	0.0610	0.0657	0.0745
		국제휘발유	0.5682	0.5131	0.5015	0.5094
	국내경유 (주유소 평균)	국제원유	0.1583	0.1169	0.1083	0.1084
		국제경유	0.1593	0.1225	0.1149	0.1141
ρ 대칭성 검정	국내휘발유 (정유사 평균)	국제원유	0.0245	0.0218	0.0213	0.0224
		국제휘발유	0.1776	0.1466	0.1345	0.1392
	국내경유 (정유사 평균)	국제원유	0.0992	0.0871	0.0890	0.0939
		국제경유	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003
	국내휘발유 (주유소 평균)	국제원유	0.1067	0.1065	0.1148	0.1304
		국제휘발유	0.7409	0.6667	0.6494	0.6586
	국내경유 (주유소 평균)	국제원유	0.0692	0.0512	0.0480	0.0490
		국제경유	0.0019	0.0014	0.0013	0.0013

주: Chi-square 임계값(자유도=1): 10%=2.71, 5%=3.84.

다음으로 〈표 8〉은 국제유가와 국내유가의 변화 시차를 2주로 하여 계산한 통계량을 보여주고 있다. 베타에 대한 대칭성 검정 통계량은 대체적으로 작은 값을 보이며 앞선 시차 1주의 분석에서와 마찬가지로 귀무 가설을 기각하지 못하였다. 상관계수에 대한 결과 역시 마찬가지였다.

이상의 결과로 미루어 볼 때, 국제유가변화와 국내유가변화 사이에는 통계적으로 유의한 비대칭성은 나타나지 않는 것을 알 수 있다. 그러나 국내유가변화는 국제유가변화 뿐만 아니라 환율의 변동에도 기인할 수 있다는 지적이 제기되어 왔으며, 이에 대한 선행연구(나인강, 2002)에서도 국내유가와 환율 간에 비대칭성이 존재한다는 결과를 도출하였으므로 본 연구에서도 환율과의 대칭성 여부를 추가적으로

검정해 보기로 한다.⁴⁾

〈표 9〉 국내유가-환율 대칭성 검정: 통계량, 시차=1주 (R_{1t}, R_{2t-1})

	R_1	R_2	대역폭=1	대역폭=3	대역폭=5	대역폭=7
β 대칭성 검정	국내휘발유 (정유사 평균)	환율	3.3366*	3.1390*	2.4032	2.1998
	국내경유 (정유사 평균)		3.1145*	2.8313*	2.4981	2.3037
	국내휘발유 (주유소 평균)		1.6774	1.5532	1.6003	1.4386
	국내경유 (주유소 평균)		1.7924	1.6957	1.5556	1.4235
ρ 대칭성 검정	국내휘발유 (정유사 평균)	환율	3.3094*	3.0874*	2.4096	2.2109
	국내경유 (정유사 평균)		3.1183*	2.8336*	2.5009	2.3066
	국내휘발유 (주유소 평균)		2.1754	1.9786	2.0172	1.7557
	국내경유 (주유소 평균)		3.2164*	2.8821*	2.5210	2.1459

주: Chi-square 임계값(자유도=1): 10%=2.71, 5%=3.84. 상첨자 *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

〈표 9〉는 시차를 1주로, 〈표 10〉은 시차를 2주로 하여 국내유가 변화와 환율 변화간의 대칭성을 HTZ 통계량을 이용하여 분석한 결과이다. 먼저 〈표 9〉에 따르면 환율 변화에 대한 국내 정유사 가격 (휘발유와 경유) 변화의 베타를 검정한 결과 대역폭이 1, 3인 경우 10% 신뢰수준에서 대칭성 귀무 가설이 기각되었다. 또한 상관계수에 대한 검정에서도 유사하게 정유사 가격 변화의 경우 환율 변화와의 유의한 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났다. 국내 주유소 경유의 경우에도 비대칭성의 증거가 나타났다. 하지만 시차를 2주로 늘려서 분석한 결과인 〈표 10〉에 의하면 환율과의 비대칭성의 증거가 다소 약화되었다.

아울러, 2011년 4월부터 3개월 간 주요 정유사들은 리터당 100원 인하를 시행하였다. 우리는 이 효과를 대칭성 검정 분석에서 제외하고자 2011년 4월 전까지의 기간만을 대상으로 검정을 해보았으나 그 결과는 앞선 대칭성 검정 결과와 질적으로

4) 국내유가 변화의 환율변화에 대한 대칭성 검정을 제안한 익명의 심사자에게 감사한다.

매우 유사함을 보이며 대칭성 가설은 기각되지 않았다.⁵⁾

〈표 10〉 국내유가 환율 대칭성 검정: 통계량, 시차=2주 (R_{1t}, R_{2t-2})

	R_1	R_2	대역폭=1	대역폭=3	대역폭=5	대역폭=7
β 대칭성 검정	국내휘발유 (정유사 평균)	환율	1.6840	1.6363	1.5114	1.4194
	국내경유 (정유사 평균)		0.6350	0.6499	0.6310	0.6368
	국내휘발유 (주유소 평균)		1.3474	1.2523	0.9914	0.9498
	국내경유 (주유소 평균)		0.3774	0.3821	0.3320	0.3182
ρ 대칭성 검정	국내휘발유 (정유사 평균)	환율	1.6415	1.5926	1.4762	1.5114
	국내경유 (정유사 평균)		0.6382	0.6486	0.6282	0.6314
	국내휘발유 (주유소 평균)		1.4148	1.3228	1.0409	0.9934
	국내경유 (주유소 평균)		1.0877	1.0902	0.8745	0.8097

주: Chi-square 임계값(자유도=1): 10%=2.71, 5%=3.84.

IV. 결 론

본고에서는 국내유가가 국제유가의 변화에 대하여 비대칭적으로 반응하는지 여부를 Hong, Tu and Zhou(2007)의 검정통계량을 이용하여 분석해 보았다. 실증분석에는 2008년 이후의 주별 국내외 유가 자료를 이용하였다. 국제유가 변화에 대한 국내유가 변화의 베타를 추정하여 이를 근거로 한 검정 결과, 유의한 비대칭성은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 국제유가를 국제원유와 국제석유제품으로, 국내유가를 휘발유와 경유 및 정유사 가격과 주유소 가격으로 세분하여 분석한 모든 결과에 대하여 일관되게 나타났다. 상관계수로부터의 검정 결과도 베타와 마찬가지로 대칭성의 귀무 가설은 기각되지 않았다. 국내외 유가 변화의 시차 선택이나

5) 이 결과는 별도로 보고하지 않지만, 요청이 있을 경우 제공할 수 있다. 본 연구는 GAUSS 9.0을 이용하였고 실증분석에 사용된 가우스 코드는 이용가능하다.

통계량 구축에 필요한 장기분산 추정에서의 대역폭의 선택에 상관없이 이러한 결과는 질적으로 동일하게 유지되었다. 우리는 환율의 변화와 국내 유가변화 사이의 대칭성 또한 검정하였는데 통계적으로 유의한 비대칭성의 증거가 일부 발견되었다. 본 연구는 각 주유소와 정유사의 미시적 혹은 패널 자료가 이용 가능하지 않기 때문에, 한국 석유공사가 제공하는 주유소와 정유사의 평균적인 자료에만 의존하여 분석한 한계가 있음을 밝힌다. 따라서 우리가 제시하는 결과 또한 제약적일 수밖에 없다. 보다 풍부한 자료와 대안적 방식으로 추가적인 연구가 이어지기를 기대한다.

■ 참 고 문 헌

1. 김진웅·김종호, “국제 유가 변동에 대한 국내 휘발유 가격의 비대칭적 반응,” 『에너지경제연구』, 제8권 제2호, 2009, pp.105-131.
(Translated in English) Kim, Jin Woong and Kim, Jong-Ho, “The Study on Asymmetric Gasoline Price Responses and Market Efficiency,” *Korea Energy Economic Review*, Vol. 8, No. 2, 2009, pp.105-131.
2. 나인강, “국내 휘발유 가격의 비대칭성,” 『에너지경제연구』, 제1권 제1호, 2002, pp.1-17.
(Translated in English) Na, In-Gang, “Asymmetric Responses to Gasoline Price Increase and Decrease,” *Korea Energy Economic Review*, Vol. 1, No. 1, 2002, pp.1-17.
3. 남주하·김상봉, “미국 주식시장의 동아시아 주식시장으로의 비대칭적 변동성 이전효과 분석,” 『국제경제연구』, 제9권 제2호, 2003, pp.119-148.
(Translated in English) Nam, Ju Ha, Kim, Sang Bong, “Asymmetric Volatility Spillover Effects of the US Stock Market on the East Asian Emerging Markets,” *International Economic Journal*, Vol. 9, No. 2, 2003, pp.119-148.
4. 에너지 경제 연구원, 에너지 통계 월보, vol. 28-1, 2012.1.
(Translated in English) Korea Energy Economics Institute, *Korea Energy Review Monthly*, Vol. 28-1, 2012.1
5. 오선아·허은녕, “국제시장가격변동에 따른 국내석유제품가격의 비대칭분석,” 『에너지경제연구』, 제6권 제1호, 2007, pp.59-79.
(Translated in English) Oh, Seonah and Heo Eunnyeong, “Multi-basis Analysis of Price Asymmetries in the Domestic Petroleum Product Markets,” *Korea Energy Economic Review*, Vol. 6, No. 1, 2007, pp.59-79.
6. 윤재호, “통화정책 국면에 따른 은행 예대금리의 비대칭적 반응 분석,” 『금융연구』, 제25권 제2

호, 2011, pp.29-55.

(Translated in English) Yun, Jaeho, "Asymmetric Responses of Commercial Bank Lending and Deposit Rates to Monetary Policy Regimes," *Journal of Money and Finance*, Vol. 25, No. 2, pp.29-55.

7. Ahmad, I. and Q. Li, "Testing for Symmetry in Unknown Density Function by Kernel Method," *Journal of Nonparametric Statistics*, Vol. 7:3, 1997, pp.279-293.
8. Andrews, D.W.K., "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp.817-858.
9. Andrews, D.W.K., "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, Vol. 61, 1993, pp.821-856.
10. Ang, A. and J. Chen, "Asymmetric Correlations of Equity Portfolios," *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 63, Issue 3, 2002, pp.443-494.
11. Bachmeier, L., and J. Griffin, "New Evidence on Asymmetric Gasoline Price Responses," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, 2003, pp.772-776
12. Bacon, R.W., "Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of UK Retail Gasoline Prices to Cost Changes," *Energy Economics*, Vol. 13, 1991, pp.211-218
13. Bai, J. and S. Ng, "A Consistent Testing for Conditional Time Series Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 103, 2001, pp.225-258.
14. Bekaert, G. and CR Harvey, "Foreign Speculation and Emerging Equity Markets," *Journal of Finance*, Vol. 55, 2000, pp.565-613.
15. Campbell, J., Lo, A. and A. MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 1997.
16. Duffee, G., "Time-variation in the Covariance between Stock Returns and Consumption Growth," *Journal of Finance*, Vol. 79, 2006, pp.507-536.
17. Forbes, K., and R. Rigobon, "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements," *Journal of Finance*, Vol. 57, 2002, pp.2223-2261.
18. Hamilton, J. *Time Series Analysis*, 1994, Princeton.
19. Hong, Y., J. Tu and G. Zhou, "Asymmetries in Stock Returns: Statistical Tests and Economic Evaluation," *Review of Financial Studies*, Vol. 20, No. 5, 2007, pp.1547-1581.
20. Longin, F., and B. Solnik, "Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990," *Journal of International Money & Finance*, Vol. 14, No. 1, 1995, pp.3-26.
21. Longin, F., and B. Solnik, "Extreme Correlation of International Equity Markets," *Journal of Finance*, Vol. 56, 2001, pp.649-76.
22. Radchenko, S., "Oil Price Volatility and Asymmetric Response of Gasoline Prices to Oil Price Increases and Decreases," *Energy Economics*, Vol. 27, 2005, pp.708-730.
23. Zheng, J., "Consistent Specification Testing for Conditional Symmetry," *Econometric Theory*, Vol. 14, 1998, pp.139-149.

Testing for Symmetry between Domestic and Foreign Oil Price Changes

Young Im Lee* · Jin Lee**

Abstract

We investigate possible presence of asymmetric responses of domestic oil price to foreign oil price changes. For foreign prices, we consider Dubai crude spot oil price and international petrol product price. Domestic counterparts include average gasoline and diesel prices of oil company and of gas stations. Most of existing approaches which analyze Korean oil price movements typically rely on arbitrarily specified models. Thus, we make use of model-free testing procedure developed by Hong, Tu, Zhou(2007) for symmetry testing. Major finding is as follows. Test statistics, computed from estimated correlations and beta values, show that the null hypothesis of symmetry is not rejected in any combinations of domestic and international oil prices. However, we found some evidence of asymmetry between the foreign exchange rates (won/dollar) and domestic oil prices. Our analysis includes some limitations, as it is based on only publicly available average data instead of a set of micro or panel data for various domestic oil prices.

Key Words: domestic oil prices, exchange rate, symmetry testing

Received: Feb. 13, 2012. Revised: April 13, 2012. Accepted: June 11, 2012.

* Ph.D. student, Department of Economics, Ewha Womans University, 52, Ewhayeodae-gil, Seodaemun-gu, Seoul 120-750, Korea, Phone: +82-2-3277-4153, e-mail: yilee@ewhain.net

** Corresponding author, Associate Professor, Department of Economics, Ewha Womans University, 52, Ewhayeodae-gil, Seodaemun-gu, Seoul 120-750, Korea, Phone: +82-2-3277-2771, e-mail: leejin@ewha.ac.kr