

국제 유가에 대한 국내 휘발유의 가격 조정 분석: 분위수 자기회귀시차분포 모형을 사용하여

김형건*

요약 : 동 연구는 휘발유 가격 수준에 따른 국제 유가에 대한 국내 가격 조정의 비대칭성을 분위수 자기회귀시차분포 모형을 사용하여 확인한다. 추정에 사용된 자료는 2008년 5월 첫 번째 주부터 2022년 10월 두 번째 주까지의 주간 평균 두바이유가, 정유사 휘발유가, 주유소 휘발유가이다. 추정은 두바이유가에 대한 주유소 휘발유 가격, 두바이유가에 대한 정유사 휘발유 가격, 정유사 휘발유 가격에 대한 주유소 가격의 변화, 세 가지에 대해 이루어졌다. 추정 결과, 두바이유가에 대한 정유사 휘발유 가격의 조정은 휘발유 가격의 모든 분위에 걸쳐 비대칭적으로 나타난 반면 두바이유가와 정유사 휘발유 가격에 대한 주유소 가격의 조정은 휘발유 가격의 분위수가 높을수록 비대칭적으로 나타났다. 이와 같은 결과는 휘발유 가격 변화에 따른 주유소의 재고 비용 변화에 기인하는 것으로 추측된다. 재고 비용에 대한 부담이 높을수록 주유소에게는 상승한 휘발유의 매입가격을 보다 적극적으로 판매가격에 전가하고자 하는 유인이 있다.

주제어 : 유가, 휘발유 가격, 비대칭성, 분위수 자기회귀시차분포 모형

JEL 분류 : C22, L81, Q41

접수일(2022년 11월 21일), 수정일(2022년 12월 9일), 게재확정일(2022년 12월 12일)

* 강원대학교 경제·정보통계학부 부교수, 교신저자(e-mail: khg@kangwon.ac.kr)

An Analysis of the Asymmetry of Domestic Gasoline Price Adjustment to the Crude Oil Price Changes: Using Quantile Autoregressive Distributed Lag Model

Hyung-Gun Kim*

ABSTRACT : This study empirically analyzes that the asymmetry of domestic gasoline price adjustment to the crude oil price changes can vary depending on the level of gasoline price using quantile autoregressive distributed lag model. The data used are the weekly average Dubai price, domestic gasoline price at refiners and gas stations from the first week of May 2008 to the second week of October 2022. The study estimates three price transmission channels: changes in gas station gasoline prices in response to changes in Dubai oil prices, changes in refiners gasoline prices in response to changes in Dubai oil prices, and changes in gas station prices relative to refiners gasoline prices. As a result, the price adjustment of refiner's gasoline price with respect to Dubai oil price appears asymmetrically across all quantiles of gasoline price, whereas the adjustment of gas station prices for Dubai oil price and refiner's gasoline price tend to be more asymmetric as the quantile of gasoline price increases. Such a result is presumed to be due to changes in the inventory cost of gas stations. When the burden of inventory cost is high, gas stations have an incentive to more actively pass the increased buying price on their selling price.

Keywords : Oil price, Gasoline Price, Asymmetric Pricing, QARDL

Received: November 21, 2022, Revised: December 9, 2022, Accepted: December 12, 2022.

* Associate Professor, Division of Economics and Information Statistics, Kangwon National University, Corresponding author (e-mail: khg@kangwon.ac.kr)

1. 서론

휘발유는 국내 판매되는 재화나 서비스 중 가장 짧은 주기의 가격 조정이 이루어지는 재화 중 하나이다. 1997년 석유제품 가격 결정에 대한 자유화 이후 모든 주유소는 언제든지 경영자의 판단에 따라 휘발유의 가격을 조정할 수 있다. 필요에 따라 매일 가격 조정이 이루어지기도 한다. 편의점, 음식점, 커피숍 등 어느 곳의 재화와 비교하더라도 휘발유의 가격 변동성은 상대적으로 큰 편이다. 이는 별도의 포장 없이 판매되는 제품의 동질성과 함께 무엇보다도 제품 생산에 드는 가변 비용의 상당 비중이 가격 변동성이 강한 국제 원유가격에 의존하기 때문이다. 휘발유의 원료가 되는 원유의 가격은 석유 시장에서의 수급만이 아니라 미 달러의 환율, 지정학적 사건, 시장 참여자의 심리 등 복합적인 영향을 받으며 높은 변동성을 나타낸다. 그러므로 공급자 입장에서는 재무상의 부담을 줄이기 위해 비용의 변동성을 최대한 빠른 시간 내에 판매가격에 전가하여야 한다. 고유가 시장에서는 더욱 그럴 것이다. 이와 같은 석유 시장의 특수성을 이해하는 소비자들은 국제 유가의 변동성에 의해 국내 휘발유 가격이 즉각적으로 변화할 수 있다는 점을 대체로 잘 이해한다. 다만, 소비자들은 휘발유 공급자인 정유사나 주유소가 시장의 과점적 특성과 비탄력적 수요의 특성을 고려하여 유가 상승 시에는 상승한 비용을 최대한 단시간 내에 판매 가격에 반영하는 반면 하락 시에는 이를 지연한다는 우려를 하기도 한다. 가격 경쟁의 부재가 휘발유 가격의 비대칭적 가격 조정을 야기한다는 지적이다.

학계 역시 마찬가지이다. 많은 선행연구에서는 시장의 과점적 특성 혹은 이로 인한 경쟁 부재를 통해 휘발유 가격의 비대칭성을 설명하고자 한다. 가변 비용의 높은 변동성으로 인한 공급자의 부담은 상대적으로 크게 강조되지 않는다. 석유제품의 비대칭성에 관해서는 Bacon(1991)가 영국 시장을 대상으로 시작한 이후 많은 연구가 이루어졌다 (Karrenbrock, 1991; Kirchgässner and Kübler, 1992; Duffy-Deno, 1996; Borenstein et al., 1997; Reilly and Witt, 1998; Bachmeier and Griffin, 2003; Tappata, 2009; Noel, 2009; Lewis, 2011; Radchenko and Shapiro, 2011; Bumpass et al., 2015 등).¹⁾ 이들 연구

1) Perdiguero-García(2013)의 메타 분석에서 61개의 선행연구에 403개의 분석이 조사될 정도로 많은 연구가 진행되었고, 2020년 이후 최근에도 여전히 많은 연구가 진행되고 있다(Bragoudakis et al., 2020; Bragoudakis and Sideris, 2021; Chen and Sun, 2021; Bakhat et al., 2022 등). 선행연구에 대한 분석은 Grasso and Manera (2007), Perdiguero-García(2013), Ederington et al.(2019)를 참고하기 바란다.

에서 지목하는 비대칭성이 원인은 주로 가격 담합(focal price collusion), 소비자 가격 탐색 등 시장의 가격 경쟁과 관련된 내용 등이다.²⁾ 이중 일부는 원유 공급량의 차이에 의한 재고 비용의 부담으로 인해 가격 조정의 비대칭성이 발생할 수 있음을 지적한다 (Borenstein et al., 1997; Brown and Yücel, 2000 등). 이들 연구에서는 상류 부문에서의 공급 제약으로 재고가 정상 운영 수준보다 많이 감소하면 재고 감소 방어를 위해 판매가격을 상대적으로 과감하게 상승시키고 재고가 정상 운영 수준보다 높은 경우 판매가격의 하락에는 적극적이지 않을 수 있다고 지적한다. 이와 같은 설명은 장기적 측면에서 설득력이 있어 보인다. 하지만, 상류 부문에 대한 공급 제약이 단기적으로 크게 변화한다는 가정은 조금 비현실적일 수도 있다. 오히려, 상류 부문에서의 공급 제약이 존재하는 상황에서 고유가가 재고 비용을 상승시킨다는 점과 공급이 여유로운 상황에서 저유가가 재고 비용을 낮춘다는 점이 공급자의 단기적 비대칭적 가격 조정을 설명하는 데 설득력이 있을 것이다. Ederington et al.(2019) 역시 비대칭성 발생의 원인 중 하나로 매입원가가 높을 때 가격 조정을 주저하는 공급자의 행태를 지목하고 있다.

공급자에게 휘발유는 재고(inventory)이다. 원유가격이 높다는 것은 공급자에게 재고 비용의 상승을 의미하고 이는 재무상의 부담을 가중하게 된다. 따라서 공급자는 재고 비용의 위험을 최소화하기 위해 국제 유가가 높은 상황일수록 비용 상승 시 이를 보다 빠른 시간 내에 가격에 전가할 유인을 가지고 있다. 가격 하락 시 이를 적극적으로 가격에 반영할 유인은 없다. 반대로 낮은 국제 유가로 재고의 비용 부담이 낮아진 상황에서는 재무상의 부담을 덜 수 있다. 이때는 오히려 시장의 경쟁 상황에 맞춘 경영 전략을 취할 여유가 있다. 따라서, 공급자의 가격 경쟁은 국제 유가가 낮은 상황에서 상대적으로 치열해질 가능성이 있다. 혹은 휘발유 가격이 재고 비용이라면 휘발유 가격의 수준에 따라 공급자의 가격 결정 행태가 달라질 수 있다.

우리나라에서도 국제 가격에 대한 국내 휘발유 가격에 대한 비대칭성은 많이 연구되었다(나인강, 2002; 김진형, 2007; 오선아·허은녕, 2007; 임상수, 2007; 김형건·원두환, 2009; 이영임·이진, 2012; 김영덕, 2013; 오선아 외, 2015; 김진웅, 2017; 유병철, 2020 등). 하지만, 아직 유가 혹은 휘발유 가격 수준에 따른 가격 조정의 비대칭성 여부를 실증

2) 비대칭성의 발생 원인에 대한 가설은 선행연구에 따라 차이를 보인다. Borenstein et al.(1997), Brown and Yücel(2000), Ederington et al.(2019) 등에서 이를 정리하여 설명하고 있다.

분석한 연구는 없다. 다만, 김진웅(2017)은 표본을 고유가 시기(2011년 8월~2014년 8월)와 저유가 시기(2014년 9월~2016년 6월)로 구분(split)하여 비대칭성을 추정한 바 있다. 추정 결과, 김진웅(2017) 역시 고유가 표본에서 상대적으로 가격 비대칭적 조정이 더욱 뚜렷하게 나타난다는 점을 확인하였다.

동 연구에서는 많은 선행연구가 이루어졌음에도 아직 국내외적으로 큰 관심을 받지 못하고 있는 휘발유 가격 수준에 따른 비대칭적 가격 조정의 변화를 분석해보고자 한다. 이를 위해 동 연구에서는 Cho et al.(2015)이 제안한 분위수 자기회귀시차분포 모형(QARDL)을 사용한다. 동 모형을 통해서는 휘발유 가격에 대한 국제 유가의 영향을 휘발유 가격에 대한 분위수 ARDL모형을 통해 추정하고 이를 변형하여 장기방정식과 휘발유 변화율에 대한 분위수 단기방정식을 추정할 수 있다. 추정에서는 국제 유가가 국내 주유소 휘발유 가격에 미치는 영향, 국제 유가가 국내 정유사 휘발유 가격에 미치는 영향, 국내 정유사 휘발유 가격이 국내 주유소 가격에 미치는 영향, 세 단계에서의 비대칭성을 확인한다. 추정 결과, 두바이유가에 대한 정유사 가격의 조정은 모든 휘발유 분위에 걸쳐 비대칭적으로 나타난 반면, 두바이유가와 정유사 휘발유 가격에 대한 주유소 휘발유 가격의 조정은 휘발유 가격의 분위수가 낮은 경우 비대칭성이 나타나지 않고 휘발유 가격의 분위수가 높은 경우 비대칭성이 발생하는 것으로 나타났다. 이는 재고 비용의 변화에 따라 달라질 수 있는 주유소의 가격 결정 행태를 뒷받침하는 결과이다.

연구의 구성은 다음과 같다. 우선, II 장에서는 실증 분석을 위해 사용된 분위수 자기회귀시차분포 모형에 대해 설명한다. III 장에서는 실증 분석을 위해 사용된 자료에 관해 설명하고 이어 IV 장에서 추정 결과를 서술하고 해석한다. 마지막으로 V 장에서 연구의 내용을 간략하게 요약하고 결론을 내린다.

II. 모형

본 연구에서는 실증 분석을 위해 Cho et al.(2015)의 분위수 자기회귀시차분포 모형을 사용하였다. 동 모형은 Pesaran and Shin(1999)의 (조건부 평균) 자기회귀시차분포 모형을 Koenker and Bassett(1978)이 제안한 분위수 추정 모형으로 변형한 형태이다. 조건부 평균의 자기회귀시차분포 모형은 아래의 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i X_{t-i} + \epsilon_t, \quad (1)$$

여기서 α, β, γ 는 추정할 모수를 뜻하고, Y_t 는 종속변수로 추정 분석할 유통단계에 따라 각각 t 기에서의 국내(도소매) 휘발유 가격, X_t 는 두바이 원유가격 혹은 도매 휘발유 가격 이 된다. 오차항 ϵ_t 는 $Y_t - E[Y_t | \mathcal{J}_{t-1}]$ 로 \mathcal{J}_{t-1} 는 $t-1$ 기까지 $X_t, Y_{t-1}, X_{t-1}, \dots$ 등에 의해 생성된 시그마집합체이다. 식 (1)을 조건부 분위수 모형으로 전환하면 다음 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \alpha(\tau) + \sum_{i=1}^p \beta_i(\tau) Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i(\tau) X_{t-i} + \epsilon_t(\tau), \quad (2)$$

여기서, τ 는 0과 1사이의 값을 갖는 Y_t 의 분위수 수준을 뜻한다. 즉, 동 연구에서 τ 는 각 유통단계에서의 Y_t 인 도매 휘발유 가격 혹은 소매 휘발유 가격의 분위수 수준을 의미하게 된다. $\epsilon_t(\tau)$ 는 $Y_t - Q_{Y_t}(\tau | \mathcal{J}_{t-1})$ 로 정의되며 식 $Q_{Y_t}(\tau | \mathcal{J}_{t-1})$ 는 조건부 분위수 함수를 의미한다. 식 (2)의 설명변수를 조금 변형하면 다음의 식 (3)을 얻을 수 있다.

$$Y_t = \alpha(\tau) + \sum_{i=1}^p \beta_i(\tau) Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i(\tau) \Delta X_{t-i} + \theta_i(\tau) X_t + \epsilon_t(\tau), \quad (3)$$

이때, $\delta_i(\tau)$ 는 $-\sum_{j=i+1}^q \gamma_j(\tau)$ 이고 $\theta(\tau)$ 는 $\sum_{i=0}^q \gamma_i(\tau)$ 이다. 식 (3)의 계수들은 최소화 문제를 통해 추정된다.

$$\min_{\tau} \sum_{\tau} \rho_{\tau}(Y_t - \alpha - \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} - \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i \Delta X_{t-i} - \theta_i X_t), \quad (4)$$

여기서 $\rho_{\tau}(\epsilon) = \epsilon(\tau - I(\epsilon < 0))$ 로 체크함수(check function)를 의미한다. Y_t 에 대한 X_t 의 영향을 확인할 수 있는 장기방정식은 식 (3)을 변형하여 식 (5)와 같이 얻을 수 있다.

$$Y_t = \kappa(\tau) + \psi(\tau) X_t + U_t(\tau), \quad (5)$$

여기서, $\kappa(\tau)$ 는 $\alpha(\tau)(1 - \sum_{j=1}^p \beta_j(\tau))^{-1}$ 이고 $\psi(\tau)$ 는 $\theta(\tau)(1 - \sum_{j=1}^p \beta_j(\tau))^{-1}$ 이다.³⁾ 자기상관오차로 인한 문제를 제거하기 위해 시차 변수를 포함하는 분위수 시차분포 오차수정모형은 아래 식 (6)와 같이 표현된다.

$$\Delta Y_t = \alpha(\tau) + \eta(\tau)(Y_{t-1} - \psi(\tau)X_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i^*(\tau) \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \lambda_i(\tau) \Delta X_{t-i} + \epsilon_t(\tau), \quad (6)$$

이때, $\eta(\tau) = \sum_{j=1}^p \beta_j(\tau) - 1$, $\lambda_0(\tau) = \delta_0(\tau)$, $\beta_i^*(\tau) = -\sum_{k=i+1}^p \beta_k(\tau)$, $\lambda_i(\tau) = -\sum_{k=i+1}^p \delta_k(\tau)$ 이다. 마지막으로 국제 유가(혹은 도매 휘발유 가격)가 올라갈 때와 내려갈 때 도매 휘발유(혹은 소매 휘발유)의 비대칭적 가격 변화를 관찰하기 위해서는 국제 유가(혹은 휘발유 가격)의 변화, ΔX_t 는 $\Delta X_t^+ = \max(\Delta X_t, 0)$ 와 $\Delta X_t^- = \min(\Delta X_t, 0)$ 로 구분하였다. 식 (6)에 포함된 $\sum_{i=0}^{q-1} \lambda_i(\tau) \Delta X_{t-i}$ 는 $\sum_{i=0}^{q-1} \lambda_i^+(\tau) \Delta X_{t-i}^+$ 와 $\sum_{i=0}^{q-1} \lambda_i^-(\tau) \Delta X_{t-i}^-$ 로 구분된다. 그리고 $\sum_{i=0}^{q-1} \lambda_i^+(\tau)$ 는 $\lambda^+(\tau)$, $\sum_{i=0}^{q-1} \lambda_i^-(\tau)$ 는 $\lambda^-(\tau)$ 로 정의하였다. 그러므로 $\lambda^+(\tau)$ 와 $\lambda^-(\tau)$ 는 현재 시점 국내 (도매 혹은 소매) 휘발유 가격 조정(변화율)에 대한 과거 국제 유가(혹은 도매 휘발유 가격) 변화율의 누적 영향을 각각 상승 시와 하락 시로 구분하여 나타낸다. 최종적으로 비대칭성에 대한 판별을 위해서는 $\lambda^+(\tau) = \lambda^-(\tau)$ 의 귀무가설을 설정한다. 그러므로 동 연구에서 확인하고자 하는 휘발유 가격 조정의 비대칭성은 한정된 기간 내에 발생하는 양적 비대칭성을 의미하게 된다. 그리고 여기서 한정된 기간은 BIC를 사용하여 선택된 시차 간의 기간을 의미한다. 유사하게 $\sum_{i=0}^{q-1} \lambda_i(\tau)$ 는 $\lambda(\tau)$, $\sum_{i=1}^{p-1} \beta_i^*(\tau)$ 는 $\beta^*(\tau)$ 로 정의하고 모두 현재 종속 변수에 대한 설명변수의 과거 누적 영향을 의미한다.

3) 추정을 위해 필요한 장기균형관계는 $\psi(\tau)$ 을 통해 확인되기 때문에 $U_t(\tau)$ 에 대한 구체적인 내용은 생략하였다. 이와 관련한 내용은 모형을 제안한 Cho et al.(2015)를 참고하기를 바란다.

III. 사용된 자료

추정을 위해서는 두바이유가, 국내 정유사 휘발유 판매가격, 국내 주유소 휘발유 판매가격, 환율이 사용되었다. 유가 관련 자료는 모두 오피넷, 환율은 한국은행의 경제통계시스템을 통해 습득되었다. 이들 자료는 2008년 5월 첫 번째 주부터 2022년 10월 두 번째 주까지의 주간 평균 가격들로 각각 총 754개의 관찰값을 갖는다. 이중 두바이유가와 주유소 휘발유 가격은 습득 가능한 일일 평균 가격이 공개되어 있는 반면 정유사의 평균 휘발유 가격은 주간 평균만을 공개하고 있다. 국제 유가와 국내 가격 간의 기간을 맞추기 위해서는 일요일부터 토요일까지의 물량과 매출액으로 계산·보고되는 정유사의 주간 발표 가격을 기준으로 해당 기간 내의 일일 두바이유가와 일일 국내 주유소 판매가격의 평균을 계산하여 사용하였다. 추정에 사용된 자료의 주기는 비대칭성 유무의 결과에도 영향을 미칠 수 있다(Bachmeier and Griffin, 2003; Perdiguero-García, 2013; Ederington et al., 2019 등). 짧은 주기의 자료를 사용할수록 국제 유가에 대한 휘발유 가격 조정을 보다 면밀히 관찰할 수 있을 것이다.⁴⁾ 하지만, 국제 유가의 변동이 국내 소비자 판매가격으로 전가되는 과정에서 중요한 역할을 하는 국내 정유사의 일일 판매가격은 습득이 불가능하다. 또한, 국내 대부분 주유소는 일정 수준의 재고를 탱크에 저장하여 판매하기 때문에 매일 정유사의 제품을 구매하지는 않는 것으로 알려져 있다. 이런 이유로 동 연구에서는 모든 가격에 대해 주간 자료를 사용하였다.

추가로 추정에 사용된 두바이유가는 환율을 적용한 후 리터당 원으로 환산하여 사용하였다. 목적에 따라 유가 변화로 인한 가격 조정의 비대칭성과 환율 변화로 인한 비대칭성을 구분하는 선행연구들이 있다(Asplund et al., 2000; 김형건·원두환, 2009; 유병철, 2020 등). 하지만, 동 연구에서는 정유사 및 주유소가 비용으로 인식하는 국제 유가의 변화를 관찰한다는 점에서 환율로 인한 비대칭성을 굳이 구분할 필요는 없는 것으로 판단하였다. 유사한 논리로 휘발유 가격에 부과되는 세금 역시 모두 가격에서 제외하여 세전 가격만을 사용하였다.⁵⁾

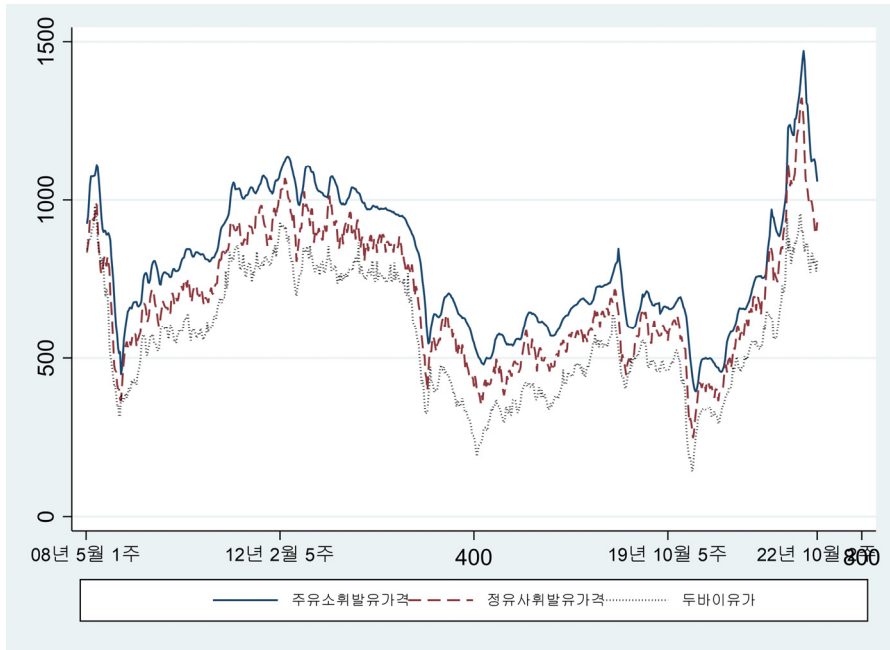
4) Perdiguero-García(2013)의 메타 분석에서는 일간 자료를 사용한 선행 실증 분석들에서 주간과 월간 자료를 사용한 분석들보다 비대칭성이 존재한다는 결론을 도출할 가능성이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다.

5) 유류세가 주유소 판매가격에 미치는 영향에 관한 연구로는 임상수(2009), 장희선(2021) 등이 있다.

<그림 1>은 각각 국내 주유소 가격, 정유사 가격, 그리고 두바이 가격의 추이를 나타낸다. 유통단계별로 주유소 가격이 가장 높고, 다음은 정유사 가격, 두바이유가 순으로 각 가격이 일정한 차이를 유지하고 있다. 세 가격은 모두 시간별로 유사한 추이를 나타낸다. 2008년 5월 이후의 급격한 하락 후 재상승 그리고 2015년에 하락, 2020년 초 코로나-19 초반의 하락 이후 급격한 상승이 뚜렷이 나타난다.

<그림 1> 주유소 및 정유사 휘발유 가격과 두바이유가

(단위: 원/리터)



동 연구에서는 각 유통단계별 가격 간의 장·단기 관계를 살펴보게 된다. 그러므로 <표 1>에서는 사용되는 세 가지 가격변수에 대한 대수값과 차분 대수값에 대한 기초통계량을 살펴보았다. 우선 대수 가격들을 살펴보면, 앞서 그래프에서 확인한 바와 같이 주유소, 정유사 두바이 가격 순으로 높은 값을 나타내고 각 가격 간 평균 차이는 주유소와 정유사 가격 간 차이가 정유사 두바이 가격 간 차이보다 미세하게 적다는 점을 알 수 있다. 표준편차는 평균과 반대로 두바이, 정유사, 주유소의 순으로 높다. 그리고 세 단계에서

의 가격 모두 I(1)를 따르는 것으로 나타났다. 이는 수많은 선행연구에서 확인된 것과 동일한 결과이다.

〈표 1〉 기초통계량

| 변수 | 평균 | 표준편차 | 중윗값 | 최솟값 | 최댓값 | ADF | PP |
|----------------------------|-------|-------|--------|--------|-------|-----------|-----------|
| ln(주유소가격) | 6.64 | 0.27 | 6.63 | 5.98 | 7.29 | -0.783 | -1.844 |
| ln(정유사가격) | 6.49 | 0.30 | 6.49 | 5.51 | 7.19 | -1.763 | -2.327 |
| ln(두바이가격) | 6.29 | 0.36 | 6.31 | 4.97 | 6.89 | -1.760 | -2.333 |
| $\Delta \ln(\text{주유소가격})$ | 0.000 | 0.020 | 0.000 | -0.144 | 0.095 | -11.20*** | -11.32*** |
| $\Delta \ln(\text{정유사가격})$ | 0.000 | 0.040 | -0.001 | -0.172 | 0.134 | -22.44*** | -22.86*** |
| $\Delta \ln(\text{두바이가격})$ | 0.000 | 0.045 | 0.001 | -0.330 | 0.277 | -21.88*** | -22.39*** |

주: 1) ADF와 PP는 각각 Augmented Dickey-Fuller 검정과 Phillips-Perron 검정을 의미한다. 2)***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10% 내에서 유의함을 나타낸다.

IV. 추정 결과

1. 두바이 가격에 대한 주유소 가격의 변화

동 연구에서는 각 유통단계에서의 비대칭성을 확인하기 위해 앞서 두바이 가격에 대한 국내 주유소 휘발유 가격 조정의 비대칭성을 먼저 확인하였다. 추정에 앞서 국내 휘발유 가격과 두바이 가격은 앞서 확인한 바와 같이 모두 I(1)이며, 두 변수 간 선형 관계는 Pesaran et al.(2001)의 ARDL Bounds 검정에서 공적분이 없다는 귀무가설을 통계적으로 유의하게 기각하였다.⁶⁾ 오차항의 자기상관을 고려해서는 BIC의 시차 결정 과정에서 ARDL(3,3)가 적합한 것으로 나타났다.⁷⁾

6) $F=18.769$, $t=-6.118$ 로 나타났다. Engle and Granger(1987) 방식의 공적분 검정에서는 단위근이 존재한다는 귀무가설에 대한 검정통계량 $Z(t)$ 의 값이 -5.504 로 나타나 MacKinnon(1990, 2010)이 제안한 기각력을 1% 내에서 기각한다.

7) 이론적으로 분위수 회귀에서도 개별 분위수 회귀에 대한 설명변수의 시차를 달리할 필요가 있다. 하지만, 동 연구는 각 분위수 간 비대칭성의 비교를 주요 목적으로 하고 있고 양적 비대칭성의 비교를 위해서는 각 분위의 시차가 동일할 필요가 있다고 판단하였다. 또한, Cho et al.(2015)가 언급한 바와 같이 각 분위의 시차를 달리하여 한 분석을 위해서는 복잡한 과정들이 추가로 필요하기도 하다.

〈표 2〉 기본 모형 추정 결과: 두바이 → 주유소 휘발유

| 분위수 | $\eta(\tau)$ | $\psi(\tau)$ | $\beta^*(\tau)$ | $\lambda(\tau)$ |
|-------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| $\tau=0.05$ | -0.065*** (0.017) | 0.807*** (0.056) | 0.935*** (0.017) | 0.112* (0.062) |
| $\tau=0.10$ | -0.049*** (0.015) | 0.803*** (0.049) | 0.951*** (0.015) | 0.101* (0.057) |
| $\tau=0.25$ | -0.034*** (0.008) | 0.752*** (0.030) | 0.966*** (0.008) | 0.104*** (0.028) |
| $\tau=0.50$ | -0.022*** (0.006) | 0.760*** (0.038) | 0.978*** (0.006) | 0.120*** (0.001) |
| $\tau=0.75$ | -0.017** (0.007) | 0.721*** (0.066) | 0.983*** (0.007) | 0.147*** (0.019) |
| $\tau=0.90$ | -0.008 (0.010) | 0.412 (0.435) | 0.992*** (0.011) | 0.184*** (0.034) |
| $\tau=0.95$ | -0.017 (0.013) | 0.411 (0.289) | 0.983*** (0.0127) | 0.195*** (0.055) |

주: 괄호 안의 표준오차는 분위수 추정에서 100회 붓스트레핑(bootstrapping)하고 이후 계산에는 델타(delta) 방법을 사용하여 추정되었다. ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10% 내에서 유의함을 나타낸다.

연구의 주목적과 추정의 편의를 고려하여 식 (6)의 추정은 두 가지 방식으로 이루어졌다. 첫 번째 추정은 ΔX_t 을 사용한 추정, 두 번째는 가격 조정의 비대칭성을 확인하기 위한 추정으로 ΔX_t 을 $\Delta X_t^+ = \max(\Delta X_t, 0)$ 와 $\Delta X_t^- = \min(\Delta X_t, 0)$ 로 구분하여 사용하였다.⁸⁾ <표 2>는 식 (6)의 계수들을 추정한 결과이다. 우선, 오차수정항, $\eta(\tau)$ 는 분위수가 낮을수록 조정(adjustment) 속도가 빠른 것으로 나타났고, 0.90과 0.95분위에서는 통계적으로 유의하지 않은 결과가 나타났다. 이는 두바이 가격과 국내 휘발유 가격 간의 공적분이 언제나 안정적이지는 않다는 점을 시사한다.⁹⁾ 또한, 이와 같은 결과는 Ederington et al.(2019)이 언급한 바와 같이 높은 재고 비용을 가질수록 가격 조정을 주저하게 되는 공급자의 행태를 일부 확인해주고 있는 결과이기도 하다. 마찬가지로 $\psi(\tau)$ 역시 0.90과

8) ΔX_t 을 상승과 하락으로 구분하면 다른 계수들의 추정이 복잡해진다. 동 연구에서는 연구의 주목적을 고려하여 이와 같은 과정에 대해서는 고려하지 않았다. 향후 추가 연구가 필요한 부분이다.

9) 여기서 사용된 QARDL에서는 $E(U_t(\tau)) \neq 0$ 이 가정되어 Engle and Granger(1987) 방식의 공적분 검정은 사용할 수 없다(Zhu et al., 2016).

0.95분위에서 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타낸다. $\beta^*(\tau)$ 는 전 분위에서 대체로 유사한 수준을 나타내는 반면 $\lambda(\tau)$ 는 분위수가 높을수록 추정 계수 역시 커지는 것으로 나타났다.

<표 3> 비대칭성 추정 결과: 두바이 → 주유소 휘발유

| 분위수 | $\lambda^+(\tau)$ | $\lambda^-(\tau)$ | Wald 검정 $H_0: \lambda^+(\tau) = \lambda^-(\tau)$. |
|---------------|---------------------|---------------------|---|
| $\tau = 0.05$ | 0.024 (0.140) | 0.458*** (0.115) | 4.34** |
| $\tau = 0.10$ | 0.040 (0.052) | 0.304*** (0.061) | 9.83*** |
| $\tau = 0.25$ | 0.082** (0.039) | 0.131*** (0.034) | 0.89 |
| $\tau = 0.50$ | 0.128** (0.034) | 0.119** (0.027) | 0.04 |
| $\tau = 0.75$ | 0.243*** (0.035) | 0.062** (0.026) | 15.20*** |
| $\tau = 0.90$ | 0.381*** (0.074) | 0.031 (0.045) | 13.04*** |
| $\tau = 0.95$ | 0.516*** (0.132) | -0.675 (0.088) | 10.58*** |

주: 괄호 안의 표준오차는 분위수 추정에서 100회 붓스트레핑(bootstrapping)하고 이후 계산에서 델타(delta) 방법을 사용하여 추정하였다. ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10% 내에서 유의함을 나타낸다.

<표 3>에 나타난 바와 같이 두바이유가의 상승과 하락으로 구분한 $\lambda(\tau)$ 의 추정에서는 상승 시 분위수가 낮을수록 추정계수 역시 낮아지거나 통계적으로 유의하지 않게 되며, 하락 시에는 반대로 분위수가 낮을수록 추정값이 커지는 모습을 나타낸다. 결과적으로 0.05분위와 0.10분위에서는 두바이유가가 낮아질 때 휘발유 가격의 조정이 유가가 높아질 때의 가격 조정보다 커지는 반대-비대칭의 성향이 통계적으로 유의한 수준에서 나타난다. 한국 석유 시장의 비대칭성을 실증 분석한 선행연구에서도 기간에 따라 반대-비대칭성이 도출되는 경우가 있다(김형건·원두환, 2009; Kim and Ni, 2022 등). Kim and Ni(2022)에서는 이와 같은 반대-비대칭성이 주로 가격 경쟁이 치열한 시장에서 나타나

고 있다는 점을 확인하였다. 동 연구에서의 추정 결과 역시 휘발유 가격이 낮은 시기일수록 주유소 경영자는 재고 비용에 대한 부담을 덜게 되고, 이로 인해 보다 적극적으로 가격경쟁에 나설 수 있다는 점을 시사한다. 그리고 0.25분위와 0.50분위에는 비대칭성이 나타나지 않으며 0.75분위 이상에서는 통계적으로 유의한 수준에서 비대칭성이 나타난다. 비대칭성의 정도는 분위수가 높을수록 큰 것으로 나타났다. 심지어 0.90분위와 0.95분위에서는 두바이 가격 하락 시 이에 대한 국내 휘발유 가격의 조정이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 휘발유 가격이 높을 때, 국내 주유소들이 국제 유가 하락에 대한 가격조정에 적극적이지 않은 행태로 인한 결과인 것으로 판단된다.

2. 두바이 가격에 대한 정유사 가격의 변화

두바이유가에 대한 정유사의 가격 변화 역시 위의 분석과 유사한 과정을 통해 진행되었다. 우선, 두바이유가와 정유사 가격 간 공적분은 Pesaran et al.(2001)의 Bounds 검정을 통해 확인하였고, 모형의 시차는 BIC를 사용하여 ARDL(7, 4)로 결정하였다.¹⁰⁾

추정 결과, <표 4>에 나타난 바와 같이 정유사 휘발유 가격에 대한 두바이유가의 영향은 전반적으로 주유소 휘발유 가격에 대한 두바이유가의 영향보다 큰 것으로 나타난다. 오차수정항, $\eta(\tau)$ 는 앞선 경우와 마찬가지로 낮은 분위수에서 더 크고 통계적으로 유의한 값을 나타내는 반면 높은 분위수에서는 작은 것으로 나타났다. 0.90분위에서는 통계적으로 유의하지 않은 결과가 나타난다. 유사하게 장기균형에서 두 변수 간의 관계를 나타내는 $\psi(\tau)$ 역시 0.90에서 유의하지 않은 결과가 나타났다. 동 연구에서 가장 관심을 두는 $\lambda(\tau)$ 는 앞선 경우와 마찬가지로 분위수가 커질수록 함께 커지는 모습을 나타내고 있다. 다시 말해, 정유사의 휘발유 가격이 높을수록 정유사 휘발유 가격의 변화에 대한 두바이유가 변동의 영향은 더 커지는 것으로 나타났다.

10) Bounds 검정에서 $F=18.77$, $t=-6.12$ 로 나타났다. Engle and Granger(1987) 방식의 공적분 검정에서는 단위근이 존재한다는 귀무가설에 대한 검정통계량 $Z(t)$ 의 값이 -8.41 로 나타나 MacKinnon(1990, 2010)가 제안한 기각력을 1% 내에서 기각한다.

〈표 4〉 기본 모형 추정 결과: 두바이 → 정유사 휘발유

| 분위수 | $\eta(\tau)$ | $\psi(\tau)$ | $\beta^*(\tau)$ | $\lambda(\tau)$ |
|-------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| $\tau=0.05$ | -0.094*** (0.030) | 1.076** (0.126) | 0.906** (0.030) | 0.637*** (0.140) |
| $\tau=0.10$ | -0.109*** (0.029) | 0.998*** (0.065) | 0.891*** (0.029) | 0.579*** (0.124) |
| $\tau=0.25$ | -0.092*** (0.025) | 0.961*** (0.052) | 0.908*** (0.025) | 0.664*** (0.100) |
| $\tau=0.50$ | -0.068*** (0.024) | 0.870*** (0.056) | 0.932*** (0.024) | 0.935*** (0.108) |
| $\tau=0.75$ | -0.048* (0.029) | 0.777*** (0.107) | 0.952*** (0.029) | 1.057*** (0.142) |
| $\tau=0.90$ | -0.043 (0.027) | 0.375 (0.291) | 0.957*** (0.027) | 1.152*** (0.171) |
| $\tau=0.95$ | -0.063* (0.013) | 0.456** (0.228) | 0.987*** (0.033) | 1.123*** (0.196) |

주: 괄호 안의 표준오차는 분위수 추정에서 100회 붓스트레핑(bootstrapping)하고 이후 계산에는 델타(delta) 방법을 사용하여 추정되었다. ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10% 내에서 유의함을 나타낸다.

〈표 5〉 비대칭성 추정 결과: 두바이 → 정유사 휘발유

| 분위수 | $\lambda^+(\tau)$ | $\lambda^-(\tau)$ | Wald 검정 $H_0: \lambda^+(\tau) = \lambda^-(\tau)$. |
|-------------|---------------------|----------------------|---|
| $\tau=0.05$ | 0.707*** (0.193) | 0.243 (0.223) | 2.81* |
| $\tau=0.10$ | 0.742*** (0.148) | 0.010 (0.159) | 11.83*** |
| $\tau=0.25$ | 0.766*** (0.122) | 0.037 (0.101) | 29.82*** |
| $\tau=0.50$ | 0.745*** (0.034) | 0.012 (0.106) | 18.64*** |
| $\tau=0.75$ | 0.957*** (0.143) | -0.106 (0.147) | 22.53*** |
| $\tau=0.90$ | 0.776*** (0.217) | -0.585** (0.230) | 22.60*** |
| $\tau=0.95$ | 0.888*** (0.244) | -1.057*** (0.244) | 34.58*** |

주: 괄호 안의 표준오차는 분위수 추정에서 100회 붓스트레핑(bootstrapping)하고 이후 계산에 델타(delta) 방법을 사용하여 추정되었다. ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10% 내에서 유의함을 나타낸다.

가격 조정의 비대칭성에 있어 정유사 가격에 대한 두바이유가의 영향은 주유소 가격에 대한 영향과는 조금 상이하게 나타난다. <표 5>에 나타난 바와 같이 두바이유가에 대한 정유사 가격의 조정은 모든 분위에 걸쳐 비대칭적으로 나타났다. 대부분 분위에서 두바이유가 상승 시 정유사 휘발유 가격의 변화와 하락 시 변화가 동일하다는 귀무가설은 1% 내에서 기각된다. 0.05분위에서만 귀무가설을 10% 내에서 기각한다.

3. 정유사 가격에 대한 주유소 가격의 변화

정유사 가격과 주유소 가격 간 공적분은 Pesaran et al.(2001)의 Bounds 검정을 통해 확인하였고, 모형의 시차는 BIC를 사용하여 ARDL(2, 2)로 결정하였다.¹¹⁾

<표 6> 기본 모형 추정 결과: 정유사 → 주유소

| 분위수 | $\eta(\tau)$ | $\psi(\tau)$ | $\beta^*(\tau)$ | $\lambda(\tau)$ |
|-------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| $\tau=0.05$ | -0.171*** (0.029) | 0.929*** (0.016) | 0.829*** (0.029) | -0.007 (0.042) |
| $\tau=0.10$ | -0.141*** (0.021) | 0.920*** (0.011) | 0.859*** (0.021) | 0.020 (0.025) |
| $\tau=0.25$ | -0.086*** (0.013) | 0.923*** (0.010) | 0.914*** (0.013) | 0.053*** (0.019) |
| $\tau=0.50$ | -0.069*** (0.012) | 0.903*** (0.013) | 0.931*** (0.012) | 0.067*** (0.020) |
| $\tau=0.75$ | -0.061*** (0.016) | 0.882*** (0.021) | 0.939*** (0.016) | 0.097*** (0.026) |
| $\tau=0.90$ | -0.028 (0.024) | 0.807*** (0.128) | 0.972*** (0.024) | 0.189*** (0.048) |
| $\tau=0.95$ | -0.039 (0.034) | 0.787*** (0.131) | 0.961*** (0.034) | 0.240*** (0.067) |

주: 괄호 안의 표준오차는 분위수 추정에서 100회 붓스트레핑(bootstrapping)하고 이후 계산에는 델타(delta) 방법을 사용하여 추정되었다. ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10% 내에서 유의함을 나타낸다.

11) Bounds 검정에서 $F = 80.79$, $t = -12.68$ 로 나타났다. Engle and Granger(1987) 방식의 공적분 검정에서는 단위근이 존재한다는 귀무가설에 대한 검정통계량 $Z(t)$ 의 값이 -8.25 로 나타나 MacKinnon(1990, 2010)가 제안한 기각력을 1% 내에서 기각한다.

<표 6>에 나타난 바와 같이 정유사 휘발유 가격에 대한 주유소 휘발유 가격 조정은 두 바이유가에 대한 주유소 휘발유 가격 조정과 유사한 결과를 나타낸다. 추정된 식 (6)의 계수들을 살펴보면, 우선 오차수정항인 $\eta(\tau)$ 는 주유소 휘발유 가격이 낮은 분위에서 상대적으로 더 크게 나타나며 통계적으로도 유의하다. 그리고 높은 분위수 0.9와 0.95에서는 통계적으로 유의하지 않은 결과가 나타난다. 다만, $\psi(\tau)$ 의 추정값은 낮은 분위에서 상대적으로 높은 값을 나타내고 0.9분위와 0.95분위 역시 통계적으로 유의한 결과를 나타낸다. 이와 같은 결과는 앞선 주유소 가격에 대한 두바이유가의 영향의 추정에서와 마찬가지로 낮은 재고 부담을 가질 때 보다 적극적으로 가격 조정에 임하는 공급자의 행태를 일부 설명하는 결과로 짐작된다.

<표 7> 비대칭성 추정 결과: 정유사 → 주유소

| 분위수 | $\lambda^+(\tau)$ | $\lambda^-(\tau)$ | Wald 검정 $H_0: \lambda^+(\tau) = \lambda^-(\tau)$. |
|---------------|---------------------|---------------------|---|
| $\tau = 0.05$ | 0.008 (0.045) | 0.499*** (0.107) | 13.36*** |
| $\tau = 0.10$ | 0.058* (0.032) | 0.287*** (0.058) | 8.20*** |
| $\tau = 0.25$ | 0.089*** (0.017) | 0.180*** (0.025) | 6.75*** |
| $\tau = 0.50$ | 0.157*** (0.019) | 0.122*** (0.019) | 1.69 |
| $\tau = 0.75$ | 0.241*** (0.020) | 0.078*** (0.023) | 25.78*** |
| $\tau = 0.90$ | 0.409*** (0.058) | 0.072** (0.031) | 21.13*** |
| $\tau = 0.95$ | 0.504*** (0.101) | 0.045 (0.054) | 13.32*** |

주: 괄호 안의 표준오차는 분위수 추정에서 100회 붓스트레핑(bootstrapping)하고 이후 계산에는 델타(delta) 방법을 사용하여 추정되었다. ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10% 내에서 유의함을 나타낸다.

<표 7>은 정유사 가격의 상승 시와 하락 시를 구분하여 주유소 가격 조정의 변화를 추정한 결과이다. 낮은 분위수, 0.05, 0.10, 0.25에서는 정유사 가격 하락에 대한 주유소 가

격 변화가 상승 시의 변화보다 상대적으로 높은 반대-비대칭성이 나타나는 반면 0.5분위에서 비대칭성이 나타나지 않으며 이보다 높은 분위수에서는 가격 상승에 대한 반응이 상대적으로 높은 비대칭성이 나타난다. 이와 같은 결과는 앞서 주유소 휘발유 가격에 대한 두바이유가의 영향에서와 마찬가지로, 재고 비용이 높을수록 주유소가 정유사 가격 상승 시 이를 보다 적극적으로 판매가격에 전가할 수 있다는 가능성을 지지하는 결과이다.

V. 결론

휘발유 가격은 소비자의 소비 행태뿐 아니라 생산자인 정유사와 주유소의 가격 결정 방식에도 영향을 미칠 수 있다. 특히, 국제 유가가 높아져 휘발유 가격이 높아지는 시기에는 정유사와 주유소의 재고 비용이 상승한다. 재고 비용의 상승은 재무상의 부담으로 이어지고, 정유사와 주유소에게는 이를 빠른 시간 내에 판매가격에 전가할 유인이 발생한다. 반대로 가격 하락 시에는 가격 조정을 주저하게 된다. 그러므로 국제 유가에 대한 국내 휘발유 가격 조정의 비대칭성은 휘발유 가격이 높을수록 발생할 가능성이 높다. 하지만, 비대칭성에 관한 선행연구들은 대체로 시장의 가격 경쟁이나 소비자 행태에 연구의 초점을 맞추는 경향이 있다. 따라서 휘발유 가격 수준에 따라 달라질 수 있는 휘발유 가격 조정의 비대칭성에 대해서는 아직 많이 알려진 바가 없다. 그러므로 동 연구에서는 분위수 자기회귀시차분포 모형을 사용하여 휘발유 가격 수준에 따른 국내 휘발유 가격 조정의 비대칭성을 실증 분석한다.

분석을 위해서는 2008년 5월 첫 번째 주부터 2022년 10월 두 번째 주까지의 주간 평균 가격, 총 754개의 관찰값을 사용하였다. 추정은 두바이유가에 대한 국내 주유소 휘발유 가격, 두바이유가에 대한 국내 정유사 휘발유 가격, 국내 정유사 휘발유 가격에 대한 주유소 휘발유 가격 세 가지 단계에 걸쳐 이루어졌다. 추정 결과, 두바이유가에 대한 국내 정유사 휘발유 가격의 변화는 모든 분위에 걸쳐 비대칭적으로 조정되는 반면 두바이유가 그리고 정유사 휘발유 가격에 대한 주유소 휘발유 가격의 조정은 휘발유 가격의 높은 분위수에서만 비대칭적인 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 재고 비용이 높을수록 상승된 가격을 보다 적극적으로 판매가격에 전가하고 하락 시에는 가격 조정을 주저하는 주유소의 유인에 의한 것으로 짐작된다. 물론, 휘발유 가격 수준에 따른 비대칭성을 추

정하는 동 연구의 결과만으로 비대칭성의 원인이 재고 비용의 변화에 있다고 분명히 말할 수는 없다. 하지만, 가격 비대칭성에 대한 재고 비용의 영향을 면밀히 분석할 필요성은 제시할 수 있을 것이다.

또한, 동 연구에서 정유사의 휘발유 가격 조정은 주유소와는 조금 다른 양상을 보여준다. 정유사가 원유를 구매하여 이를 국내에 반입 그리고 휘발유를 생산하기까지는 시차가 발생한다. 그리고 이를 주유소에 유통한 뒤 주유소가 다시 판매하기까지 역시 시차가 발생한다. 이와 같이 휘발유 확보부터 판매까지 정유사와 주유소 간의 상이한 시차는 이들 공급자의 가격결정 행태에도 상이한 영향을 미칠 가능성이 높다. 뿐만 아니라 주유소와 비교하였을 때 정유사는 훨씬 많은 물량의 원유와 휘발유를 저장할 수 있는 시설을 보유하고 있다.¹²⁾ 때문에 정유사는 반입된 휘발유를 바로 재고로 인식하는 주유소와는 조금 다른 가격 결정 방식을 취하고 있을 가능성이 있을 것이다. 추가적으로 위치한 지역에 따라 타 주유소와 국지적인 경쟁을 하고 있는 주유소들과 달리 정유사는 언제나 국내 총 4개 회사 간의 경쟁을 하고 있다. 이런 경쟁 구도 역시 주유소와 다른 가격 결정 방식의 원인이 될 수 있다. 동 연구의 추정 결과는 비용 변화에 대한 주유소와 정유사의 가격 결정이 상이할 수 있음을 보여준다. 하지만, 이에 대한 원인까지 분명히 규명하기에는 여전히 무리가 있다. 향후 다양한 방법론과 자료를 통한 추가 실증 분석이 필요하다.

[References]

- 김영덕, “정유사 휘발유 공급가격의 비대칭적 가격조정에 대한 실증분석”, 「자원·환경경제연구」, 제22권 제4호, 2013, pp. 613~641.
- 김진웅, “국내 휘발유 가격의 비대칭 반응 현상 연구”, 「통계연구」, 제22권 제1호, 2017, pp. 65~91.
- 김진형, “석유제품의 가격 비대칭성에 관한 연구”, 「자원환경경제연구」, 제16권 제4호, 2007, pp. 833~854.
- 김형건·원두환, “분석기간에 따른 국내 정유사 휘발유가격의 비대칭성 유무 변화”, 「경제연구

12) 국내 정유사들은 전체 일일 평균 판매량의 40일분에 해당하는 저장시설을 갖춰야 하는 의무가 있다.

국제 유가에 대한 국내 휘발유의 가격 조정 분석: 분위수 자기회귀시차분포 모형을 사용하여

- 구], 제27권 제4호, 2009, pp.1~16.
- 나인강, “국내 휘발유 가격의 비대칭성”, 「에너지경제연구」, 제1권 제1호, 2002, pp. 1~17.
- 오선아·최고은·허은녕, “국내 석유제품시장의 가격비대칭과 시장지배력 연구”, 「에너지경제연구」, 제14권 제3호, 2015, pp. 1~25.
- 오선아·허은녕, “국제시장가격변동에 따른 국내석유제품가격의 비대칭분석”, 「에너지경제연구」, 제6권 제1호, 2007, pp. 59~78.
- 유병철, “국내 휘발유 가격의 비대칭 조정과정: 비대칭 ARDL 모형을 통한 검증 및 추정”, 「경제영역연구」, 제42권 제1호, 2020, pp. 37~59.
- 이영임·이진, “국내외 유가변화의 대칭성 검증”, 「경제학연구」, 제60집 제2호, 2012, pp. 5~26.
- 임상수, “원유 가격에 대한 휘발유 가격의 비대칭성”, 「에너지경제연구」, 제6권 제2호, 2007, pp. 175~197.
- 임상수, “휘발유 가격 안정을 위한 유류세의 탄력세율 확대 검토”, 「소비자문제연구」, 제36호, 2009, pp. 43~66.
- 장희선, “유류세 한시적 인하의 주유소 판매가격 효과”, 「에너지경제연구」, 제20권 제2호, 2021, pp. 1~31.
- Asplund, M., R. Eriksson, and R. Friberg, “Price Adjustment by a Gasoline Retail Chain,” *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 102, No. 1, 2000, pp. 101~121.
- Bacon, R. W., “Rockets and Feathers: the Asymmetric Speed of Adjustment of UK Retail Gasoline Prices to Cost Changes,” *Energy Economics*, Vol. 13, Issue 3, 1991, pp. 211~218.
- Bachmeier, L. J. and J. M. Griffin, “New Evidence on Asymmetric Gasoline Price Responses,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 3, 2003, pp. 772~776.
- Bakhat, M., J. Rosselló, and A. Sansó, “Price Transmission between Oil and Gasoline and Diesel: A New Measure for Evaluating Time Asymmetries,” *Energy Economics*, Vol. 106, 2022.
- Borenstein, S., A. Cameron, and R. Gilbert, “Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, Issue 1, 1997, pp. 305~339.
- Bragoudakis, Z., S. Degiannakis, and G. Filis, “Oil and Pump Prices: Testing Their Asymmetric Relationship in a Robust Way,” *Energy Economics*, Vol. 88, 2020.
- Bragoudakis, Z. and D. Sideris, “Asymmetric Price Adjustment and the Effects of Structural Reforms and Low Demand in the Gasoline Market: the Case of Greece,” *Journal of Applied Economics*, Vol. 24, No. 1, 2021, pp. 504~522.

- Brown, S. P. A. and M. K. Yücel, “Gasoline and Crude Oil Prices: Why the Asymmetry?” *Economic and Financial Policy Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, Issue Q3, 2000, pp. 23~29.
- Bumpass, D., V. Ginn, and M. H. Tuttle, “Retail and Wholesale Gasoline Price Adjustments in Response to Oil Price Changes,” *Energy Economics*, Vol. 52, No. A, 2015, pp. 49~54.
- Chen, H. and Z. Sun, “International Crude Oil Price, Regulation and Asymmetric Response of China's Gasoline Price,” *Energy Economics*, Vol. 94, Issue. C, 2021.
- Cho, J. S., T. Kim, and Y. Shin, “Quantile Cointegration in the Autoregressive Distributed-Lag Modeling Framework,” *Journal of Econometrics*, Vol. 188, Issue 1, 2015, pp. 281~300.
- Duffy-Deno, K. T., “Retail Price Asymmetries in Local Gasoline Markets,” *Energy Economics*, Vol. 18, Issue 1-2, 1996, pp. 81~92.
- Ederington, L. H., C. S. Fernando, S. A. Hoelscher, and T. K. Lee, “A Review of the Evidence on the Relation between Crude Oil Prices and Petroleum Product Prices,” *Journal of Commodity Markets*, Vol. 13, 2019, pp. 1~15.
- Engle, B. R. F., and C. W. J. Granger, “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251~276.
- Grasso, M. and M. Manera, “Asymmetric Error Correction Models for the Oil-Gasoline Price Relationship,” *Energy Policy*, Vol. 35, Issue 1, 2007, pp. 156~177.
- Karrenbrock, J. D., “The Behavior of Retail Prices: Symmetric or Not?” *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, issue Jul, 1991, pp. 19~29.
- Kim, S. Y. and S. Ni, *How Retail Gasoline Price Responds to Cost Shocks: Evidence from Daily Data of Stations in Seoul Korea*, Working paper, 2022, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4260064> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4260064>
- Kirchgässner, G. and K. Kübler, “Symmetric or Asymmetric Price Adjustments in the Oil Market: An Empirical Analysis of the Relations between International and Domestic Prices in the Federal Republic of Germany, 1972-1989,” *Energy Economic*, Vol. 14, Issue 3, 1992, pp. 171~185.
- Koenker, R. and G. Bassett, “Regression Quantiles,” *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, 1978, pp. 33~50.
- Lewis, M. S., “Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An Examination of the Retail Gasoline Market,” *Journal of Economics & Management Strategy, Applied Econometrics*,

국제 유가에 대한 국내 휘발유의 가격 조정 분석: 분위수 자기회귀시차분포 모형을 사용하여

- Vol. 20, No 2, 2011, pp. 409~449.
- MacKinnon, J. G., *Critical Values for Cointegration Tests*, Queen's Economics Department Working Paper No. 1227, Queen's University, Kingston, Ontario, Canada. 1990, 2010.
- Noel, M., "Do Retail Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Cost Shocks? The Influence of Edgeworth Cycles," *Rand Journal of Economics*, Vol. 40, Issue 3, 2009, pp. 582~595.
- Perdiguero-García, J., "Symmetric or Asymmetric Oil Prices? A Meta-Analysis Approach," *Energy Policy*, Vol. 57, 2013, pp. 389~397.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin, *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*, Cambridge Working Papers in Economics 9514, Faculty of Economics, University of Cambridge. 1999.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. Smith, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, Issue 3, 2001, pp. 289~326.
- Radchenko, S. and D. Shapiro, "Anticipated and Unanticipated Effects of Crude Oil Prices and Gasoline Inventory Changes on Gasoline Prices," *Energy Economics*, Vol. 33, Issue 5, 2011, pp. 758~769.
- Reilly, B. and R. Witt, "Petrol Price Asymmetries Revisited," *Energy Economics*, Vol. 20, Issue 3, 1998, pp. 289~326.
- Tappata, M., "Rockets and Feathers: Understanding Asymmetric Pricing," *Rand Journal of Economics*, Vol. 40, No 3, 2009, pp. 673~687.
- Zhu, H., C. Peng, and W. You, "Quantile Behaviour of Cointegration between Silver and Gold Prices," *Finance Research Letters*, Vol. 19, 2016, pp. 119~125.