

국내 휘발유 가격의 비대칭적 반응에 관한 연구*

차경수**

국문초록

본 연구는 국제유가의 변화 발생 시 국내 14개 지역과 4대 브랜드의 소매 휘발유 가격에서 나타나는 비대칭성을 분석하였다. 누적반응함수와 Wald-검정에 따르면 국내 대부분의 지역들과 4대 브랜드의 휘발유가격은 국제유가로 이용된 두바이유와 MOPS의 가격변화에 비대칭적으로 반응하는 것으로 나타났다. 그러나 국내 휘발유가격이 이들 국제유가들과 갖는 상이한 경제적 관계로 인해, 장기적인 가격전가 방식이나 비대칭성의 형태는 유가별로 차이를 갖는 것으로 분석되었다. 본 연구는 지역별 및 브랜드별 가격에서 발견되는 비대칭성의 차이를 설명하기 위해 주유소들 간의 협력 가능성을 검토했으나, 소매 휘발유시장의 집중도를 고려할 경우 그 가능성은 희박한 것으로 나타났다. 오히려 낮은 가격의 주유소를 탐색하는데 소요되는 비용의 존재가 비대칭성을 유발시키고, 지역별·브랜드별 탐색비용의 차이가 비대칭도의 차이를 발생시킬 가능성이 높은 것으로 판단되었다. 따라서 소매 휘발유가격의 비대칭성으로 인해 발생하는 소비자들의 후생손실을 방지하기 위해서는 탐색비용을 감소시킬 수 있는 다양한 지원정책들이 개발되어야 할 것이다.

□ 주제어: 가격의 비대칭성, 비대칭 오차수정모형, 누적조정함수

투고일: 2020. 9. 1. 수정일: 2020. 11. 6. 게재확정일: 2020. 11. 23.

* 이 과제는 부산대학교 기본연구지원사업(2년)에 의해 연구되었음.

** 부산대학교 경제학부 교수 (kscha@pusan.ac.kr)

I. 서론

국제유가의 변동성이 심화됨에 따라 국내 소비자들은 휘발유가격의 조정방식에 관해 많은 의구심을 제기하여 왔다. 다시 말해, 국내 휘발유가격은 국제유가가 하락할 경우에 비해 상승할 경우 더욱 빠르게 조정된다는 것이다. 이처럼 가격의 변화방향에 따라 조정 시기와 조정 폭에서 차이를 갖는 현상을 가격의 비대칭성(price asymmetry)이라 부른다. 가격의 비대칭성은 Bacon(1991)의 “rocket and feather” 가설로도 잘 알려져 있는데, 이는 가격의 상승은 로켓처럼 빠른 반면, 하락은 깃털처럼 느리게 이루어짐을 의미한다. 휘발유가격의 비대칭성에 관한 연구들은 대부분 비대칭 오차수정모형(asymmetric error correction model)을 이용하고 있으나, 분석결과는 자료주기(frequency), 표본기간, 국제유가 및 분석모형의 선택에 따라 상이하게 나타나고 있다.

해외의 경우, Bacon(1991), Manning(1991), Borenstein et al.(1997), Galeotti et al.(2003), Bettendorf et al.(2003), Chen et al.(2005), Radchenko(2005), Grasso and Manera(2007), Al-Gudhea et al.(2007), Blair and Rezek(2008), Meyler(2009), Remer(2015), Polemis and Tsionas(2016), Apergis and Vouzavalis(2018) 등이 휘발유가격의 비대칭적 반응을 보고하고 있다. 반면, Kirchgässner and Kübler(1992), Godby et al.(2000), Bachmeier and Griffin(2003)은 비대칭성을 발견하지 못했음을 보고하고 있다.

국내에서는 오선아·허은녕(2007), 임상수(2007), 김진웅·김종호(2009), 이영임·이진(2012), 차경천(2012), 윤원철(2014), 오선아·최고봉·허은녕(2015) 및 김진웅(2017) 등이 있으며 분석결과는 해외와 같이 혼재된 양상을 보이고 있다. 예로서, 오선아·허은녕(2007)은 1997~2006년까지의 월별자료를 이용한 분석에서 두바이유에 대해서는 비대칭성을 발견하지 못했으나, 국제석유제품가격과 원유도입가격에 대해서는 비대칭성을 발견하였다. 임상수(2007)는 1997~2007년까지 두바이유에 대한 비대칭성을 분석한 연구에서, 주간자료에서는 비대칭성을 발견했으나 월별자료에서는 비대칭성을 발견하지 못하였다. 김진웅·김종호(2009)는 2001~2009년까지의 주간자료와 2008년의 일별자료를 이용한 분석결과 주간 및 일별자료 모두 두바이유에 대해서는 비대칭성을 발견하였고, 국제석유제품가격에 대해서는 비대칭성을 발견하지 못하였다. 이영임·이진(2012)은 2008~2011년까지의 주간자료를 분석한 결과, 두바이

유와 국제석유제품가격 모두에 대해 비대칭성을 발견하지 못하였다. 차경천(2012)은 2003~2011년까지의 주간자료를 이용한 분석에서 두바이유에 대한 비대칭성을 발견했으나, 윤원철(2014)은 2005~2013년까지의 주간자료를 이용한 분석에서 국제석유제품가격과 두바이유 모두에 대해 비대칭성을 발견하지 못했다. 오선아·최고봉·허은영(2015)은 월별자료를 이용한 분석에서 표본기간을 기간 1(1997~2005년)과 기간 2(2005~2015년)로 분할하였다. 분석결과 기간 1에서는 국제석유제품가격에 대한 비대칭성을 발견하지 못한 반면, 기간 2에서는 비대칭성을 발견하였다. 그러나 시장지배력을 고려할 경우, 국내 휘발유가격은 기간 1과 기간 2 모두에서 국제석유제품가격에 대해 비대칭성이 존재하지 않는 것으로 추정되었다. 김진웅(2017)은 2011~2016년까지의 일별자료 및 주간자료를 분석한 결과, 두바이유에 대해서는 비대칭성을 발견하지 못했으나, 국제석유제품가격에 대해서는 비대칭성을 발견하였다. 특히 고유가 시기에 비대칭성이 강화되고 저유가 시기에는 비대칭성이 약화됨을 보고하였다.

본 연구의 주요 목적은 선행연구들과 같이 국제유가의 변동에 대한 국내 소매 휘발유가격의 비대칭적 반응 행태를 분석하는 것이다. 그러나 본 연구가 국내 선행연구들과 차별화되는 점은 분석 방법론에 있다. 선행연구들의 경우, 비대칭 오차수정모형을 이용하여 국제유가의 상승 및 하락에 대한 반응계수들의 추정치를 비교하거나, 대칭성을 가정한 귀무가설의 Wald 검정을 수행¹⁾하여 비대칭성 여부를 분석하고 있다. 그러나 본 연구는 Wald 검정 뿐 아니라 누적조정함수(cumulative adjustment function)를 추정함으로써 휘발유가격의 비대칭성을 분석하였다. 누적조정함수란 국제유가의 리터당 1원 상승 혹은 1원 하락에 반응하여 휘발유가격이 장기균형으로 수렴해가는 동태적 조정과정을 나타내는 함수이다. Wald 검정의 경우 귀무가설의 검정통계량만을 제공하므로 비대칭성 여부와 관련된 정보는 제공하나, 비대칭성의 형태 및 비대칭도에 관한 정보는 제공하지 못한다. 특히 비대칭 오차수정모형에서 휘발유가격이 국제유가와와의 장기균형관계로부터 이탈한 후, 다시 장기균형으로 수렴해가는 과정을 반영하지 못한다. 비대칭 오차수정모형에서 비대칭성은 국제유가의 변화(증가 혹은 감소)로 휘발유가격이 장기균형으로부터 이탈한 후, 다시 복귀하는 과정에서 발생한다. 누적조정함수는 장기균형으로 복귀하는 과정에서 나타나는 비대칭적 경로를 묘사함으로써 비대칭성의 여부 및 형태 뿐 아니

1) 이영임·이진(2012)은 Wald 검정 대신 Hong, Tu and Zhou(2007)의 대칭성 검정통계량을 이용한 검정을 시도하였다.

라, 비대칭도에 관한 정보까지 제공할 수 있다. 외국의 경우 Borenstein et al.(1997), Johnson(2002), Bettendorf et al.(2003) 및 Radchenko(2005) 등이 누적조정함수를 이용하여 휘발유가격의 비대칭성을 분석했으나, 국내에서는 이를 활용한 연구가 전무한 실정이다.

다음으로 기존 연구들은 전국 평균 휘발유가격을 대상으로 비대칭성을 분석하고 있으나, 본 연구는 14개 지역과 4대 브랜드의 소매 휘발유가격들을 대상으로 비대칭성을 분석하였다. 특히 누적조정함수를 이용하여 지역별·브랜드별 소매 휘발유가격의 비대칭성 유무 뿐 아니라, 비대칭도도 분석하여 비대칭성의 지역별·브랜드별 차이를 살펴 보았다. 또한 비대칭성을 설명하는 다양한 경제이론들을 살펴보고, 이에 기초하여 지역별·브랜드별로 비대칭성의 차이가 발생하는 원인을 분석하였다.

마지막으로 국제유가의 선택에 따라 분석결과의 차이가 나타날 수 있으므로 원유가격과 국제석유제품가격 모두에 대한 비대칭성을 분석하였다. 이 과정에서 국제유가와 국내 소매 휘발유가격 간의 장기균형관계를 분석함으로써, 두 종류의 국제유가의 리터당 가격변화가 국내 휘발유가격의 변화에 미치는 장기적 효과를 분석하였다. 다시 말해, “완전-가격전가(full pass-through)” 여부를 분석함으로써 두 종류의 국제유가와 국내 소매 휘발유가격간의 장기적 관계가 갖는 경제적 의미를 살펴보았다. 이를 위해 원유가격으로는 두바이유를, 국제석유제품가격으로는 싱가포르 현물시장의 휘발유 현물 가격인 MOPS(Mean of Platt Singapore)를 이용하였다. 이들 두 종류의 국제유가를 선택한 이유는 두바이유의 경우 국내 원유수입물량의 70% 이상이 중동에서 수입됨에 따라, 국내 유가전망 및 유가 관련 정책에서 가장 큰 영향력을 갖는 국제유가이기 때문이다. 또한 MOPS는 국내 정유사들이 국내 휘발유가격을 설정할 때 MOPS의 변동을 고려하고 있는 관행을 고려하기 위함이다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저, 제II장에서는 실증분석에 이용되는 비대칭 오차수정모형 및 누적반응함수와 자료의 통계적 특성을 살펴본다. 제III장에서는 지역별·브랜드별 소매 휘발유가격의 비대칭성 여부에 관한 Wald 검정결과와 누적조정함수의 추정결과를 살펴보고, 지역별·브랜드별로 비대칭성에서 차이가 발생하는 원인을 분석한다. 마지막으로 제IV장에서는 결론 및 시사점을 살펴본다.

II. 추정모형 및 자료

1. 분석모형

전술한 바와 같이 본 연구는 비대칭 오차수정모형을 이용하여 국내 소매 휘발유가격의 비대칭성을 분석하였다. 비대칭 오차수정모형은 국제유가와 휘발유가격간의 장기균형 관계식과 단기 비대칭 오차수정모형으로 구성되어 있다. 본 연구는 이 두 가격간의 장기균형 관계를 다음과 같이 설정하였다.

$$R_t = \phi_0 + \phi_1 C_t + \phi_2 Time_t + e_t, \quad (1)$$

여기서 R_t 는 리터당 국내 소매 휘발유가격을, C_t 는 원화로 표시된 리터당 국제유가를, e_t 는 white-noise를 따르는 교란항을 의미한다. 식(1)의 장기균형관계는 투입물가격으로서의 원유가격과 국내 휘발유가격간의 관계, 혹은 일물일가의 법칙(law of one price)이 적용되는 국제석유제품가격과 국내 휘발유가격간의 관계를 가정한 것이다. 투입물가격으로서의 원유가격과 휘발유가격간의 관계를 가정할 경우, ϕ_0 는 투입물비용 외에 인건비, 주유소 마진 및 기타 운용비용 등으로 해석할 수 있으며, 일물일가의 법칙을 가정할 경우는 운송 및 거래비용 등으로 해석할 수 있다.²⁾ 한편 Borenstein et al.(1997)은 휘발유가격은 단순히 국제유가에 대해 퍼센트 마크업(percent mark-up) 방식으로 결정되지 않으므로, 퍼센트 마크업을 의미하는 로그 값 대신 수준변수를 실증분석에 이용하는 것이 더 적합함을 지적하였다. 이에 따라 본 연구는 수준변수들을 이용하였고, 이 경우 자료에서 나타나는 추세를 제거하기 위해 설명변수로 추세변수인 $Time_t$ 를 포함시켰다.

이제, 장기균형으로부터의 일시적 이탈 후 복귀과정을 묘사하는 단기 조정식은 다음과 같은 1차 차분 형태의 비대칭 오차수정모형에 의해 표현된다.

2) 일반적으로 국내 휘발유가격의 변동은 국제유가와 환율에 영향을 받으므로 이들 변수들의 변동을 분리할 수 있다(나인강 2002; 오선아·허은영 2007). 그러나 본 연구에서 설정한 장기균형관계에서는 굳이 환율과 국제유가의 변동을 분리할 필요가 없으므로, 원화로 표시된 두바이유와 MOPS 가격을 이용하기로 한다.

$$\Delta R_t = \left(\sum_{i=0}^n \beta_i^+ \Delta C_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^n \beta_i^- \Delta C_{t-i}^- \right) + \left(\sum_{i=1}^n \gamma_i^+ \Delta R_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^n \gamma_i^- \Delta R_{t-i}^- \right), \quad (2)$$

$$+ \theta^+ EC_{t-1}^+ + \theta^- EC_{t-1}^- + \epsilon_t$$

여기서, $\Delta C_t = C_t - C_{t-1}$, $\Delta C_t^+ = \max\{\Delta C_t, 0\}$ 및 $\Delta C_t^- = \min\{\Delta C_t, 0\}$ 을 각각 의미하며, ΔR_t , ΔR_t^+ 및 ΔR_t^- 는 ΔC_t , ΔC_t^+ 및 ΔC_t^- 와 같은 방식으로 정의된다. 교란항 ϵ_t 는 white-noise로 가정되었으며, EC_t 는 오차수정항으로, $EC_t^+ = \max\{EC_t, 0\}$ 이며 $EC_t^- = \min\{EC_t, 0\}$ 을 의미한다. 오차수정항은 식(1)의 장기균형 관계식으로부터 다음과 같이 얻어지게 된다.

$$EC_t = R_t - \hat{\phi}_0 - \hat{\phi}_1 C_t - \hat{\phi}_2 Time_t, \quad (3)$$

식(2)의 비대칭성 오차수정모형은 국제유가의 1차 차분들과 휘발유가격의 1차 차분들을 양과 음의 값들로 분해하여 포함하고 있다. 특히 장기균형으로의 비대칭적 조정과정을 반영하기 위해 오차수정항 역시 양과 음의 값들로 분해하여 포함하고 있다. 식(2)의 비대칭성 오차수정모형에서 국제유가 및 휘발유가격의 양과 음의 차분변수들에 대한 시차는 모두 n 으로 설정되어 있다.³⁾ 이 경우, n 은 SIC(Schwartz Information Criterion)에 의해 결정되었으며, 광주($n=3$)와 제주($n=4$)를 제외한 그 외 지역들과 4대 브랜드의 휘발유가격 자료들에서는 모두 2로 결정되었다.⁴⁾

Borenstein et al.(1997)은 식(1)과 식(2)의 비대칭 오차수정모형으로부터 국제유가의 리터당 1원 상승 및 하락에 대한 k 기까지의 누적조정함수 S_k^+ 와 S_k^- 를 식(4)와 같이 도출하였다. 이들 누적조정함수 S_k^+ 와 S_k^- 는 시간이 경과함에 따라 식(1)의 ϕ_1 으로 수렴하게 되어 있다. ϕ_1 은 국제유가의 가격변화가 장기적으로 국내 휘발유가격에 미치는 영향을 의미하므로, 국제유가의 종류와 지역 및 브랜드에 따라 서로 다른 값을 갖게 된다. 따라서 본 연구는 유가별·지역별·브랜드별 가격조정과정의 상호비교가 용이하도록 누적조정함수 S_k^+ 와 S_k^- 를 ϕ_1 의 추정치로 나누어 주었다. 따라서 본 연구에서 추정된 누적조정함수의 값은 국제유가의 리터당 가격변화에 대한 가격전가 비율을 의미하며, 시간이 경과함에 따라 모두 1로 수렴하게 되어있다.

3) 일부 선행연구들의 경우 양과 음의 차분변수들에 대해 다른 시차를 적용하는 경우도 있으나, 추정결과에 큰 차이를 미치지 않으므로 본 연구에서는 모두 같은 시차를 갖는 것으로 가정하였다.

4) 두바이유와 MOPS에 대한 지역별·브랜드별 모형들은 모두 동일한 시차구조를 갖는 것으로 나타났다.

$$\begin{aligned}
 S_k^+ &= S_{k-1}^+ + \beta_k^+ + \theta_1^+ \max\{(S_{k-1}^+ - \phi_1), 0\} + \theta_1^- \min\{(S_{k-1}^+ - \phi_1), 0\} \\
 &\quad + \sum_{i=1}^k [\gamma_i^+ \max\{0, (S_{k-i}^+ - S_{k-i-1}^+)\}] + \sum_{i=1}^k [\gamma_i^- \min\{0, (S_{k-i}^+ - S_{k-i-1}^+)\}] \\
 S_k^- &= S_{k-1}^- + \beta_k^- + \theta_1^+ \max\{(S_{k-1}^- - \phi_1), 0\} + \theta_1^- \min\{(S_{k-1}^- - \phi_1), 0\} \\
 &\quad + \sum_{i=1}^k [\gamma_i^+ \max\{0, (S_{k-i}^- - S_{k-i-1}^-)\}] + \sum_{i=1}^k [\gamma_i^- \min\{0, (S_{k-i}^- - S_{k-i-1}^-)\}]
 \end{aligned} \tag{4}$$

2. 자료

본 연구는 국내 소매 휘발유가격으로 보통휘발유의 전국 주유소 평균가격, 지역별 주유소 평균가격 그리고 브랜드별 주유소의 평균가격을 이용하였다. 국제유가로 이용된 두바이유는 싱가포르 현물시장의 현물가격을 이용했으며, MOPS의 경우 옥탄가 기준으로 국내 보통휘발유에 해당하는 92RON의 리터당 원화가격을 이용하였다. 국내 휘발유가격은 세전가격을 이용하였는데, 이는 휘발유가격에서 높은 비중을 차지하는 유류세의 변화가 분석결과에 미치는 영향을 배제시키기 위함이다. 국내 휘발유가격을 포함하여 원화표시 92RON 및 두바이유 현물가격은 한국석유공사의 Opinet과 Petronet에서 수집하였다.

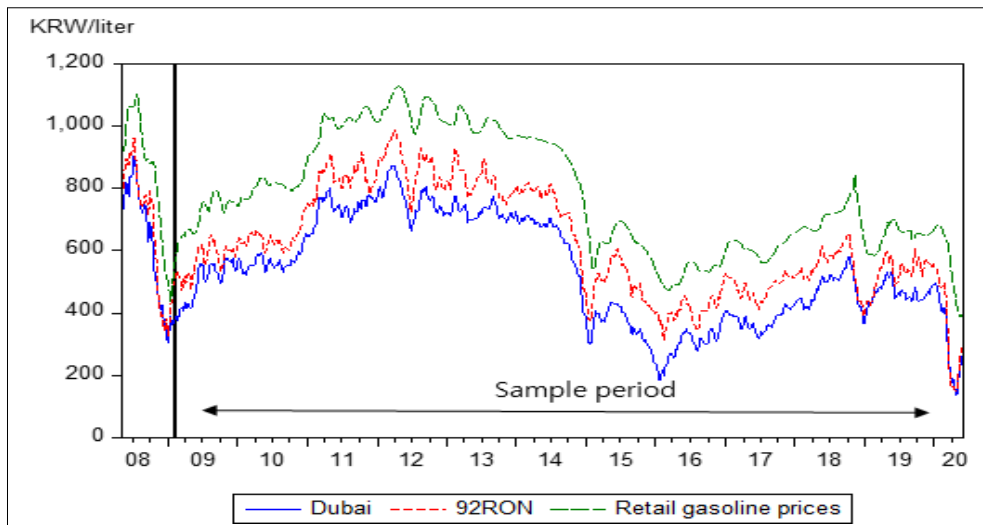
실증분석은 2009년 2월~2020년 5월까지의 12년간의 주간자료를 이용하였다. 전술한 바와 같이 표본기간 및 자료주기의 선택은 분석결과에 영향을 미칠 수 있으므로, 표본기간을 2009년 2월 이후로 설정하고 주간자료를 이용한 이유에 관해 설명코자 한다. 먼저, 국제유가의 순환은 일반적으로 4~5년 정도의 기간을 소요하므로, 분석결과에의 편향성을 배제하기 위해서는 상승기와 하락기를 표본기간에 모두 포함시키는 것이 중요하다. 다시 말해, 주유소들의 가격조정 형태는 유가상승기와 하락기에 달라질 수 있으므로, 유가순환기 중 한 쪽 기간의 가격조정 형태만 반영되지 않도록 두 기간 모두를 포함시키는 것이 바람직하다는 것이다. 이 경우, Opinet에서 제공되는 주간자료는 2008년 5월부터 존재하므로 2004년~2009년 1월까지 이루어진 국제유가의 순환 중 상승기를 포함하지 못하고 있다. 따라서 본 연구는 2009년 1월 이후부터 다시 시작된 국제유가의 변동부터 표본에 포함될 수 있도록 기간을 설정하였다.

다음으로 주간자료를 이용한 이유는 국제유가의 변동성이 증가함에 따라 휘발유가격의 조정도 빈번하게 이루어지므로, 소비자들이 체감하는 휘발유가격의 비대칭성을 파악하기 위해서는 주간자료를 이용하는 것이 적합해 보였기 때문이다. 이 경우 일별자료의

이용도 고려해 볼 수 있으나, 자가운전자들의 경우 주로 주단위로 주유를 하는 점을 고려하였다.

[그림 1]은 2008년 5월~2020년 5월까지의 두바이유 가격, 92RON가격, 그리고 전국 평균 휘발유가격의 변동을 나타내고 있다. 이를 살펴보면 전술한 바와 같이 표본 기간 이전의 자료들은 2008년 7월 중 정점을 기록한 후 하락하는 자료만을 포함하고 있음을 알 수 있다. [그림 1]에서 이들 국제유가들과 국내 휘발유가격은 밀접한 관계를 가지며 변동하고 있으나, 변동성 측면에서는 다소 차이를 보이고 있다. 전국 평균 휘발유가격, 두바이유 및 92RON가격의 변화량(차분)의 표준편차는 각각 10.52원/리터, 16.56원/리터 그리고 20.11원/리터를 기록하고 있다. 다시 말해, 92RON의 가격 변동성이 가장 큰 반면, 전국 평균 휘발유가격의 변동성이 가장 작은 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 변동성의 차이가 의미하는 바는 국내 소매 휘발유가격은 원유가격 및 국제석유제품가격의 변화에 일정기간의 시차를 가지며 조정되고 있음을 의미한다. 반면, 92RON의 가격은 휘발유의 수요와 공급에 영향을 미치는 충격들에 반응하며 빈번한 조정이 이루어짐을 의미하는 것이다.

[그림 1] 두바이유, MOPS(92 RON) 및 소매 휘발유가격의 변동 추이



자료: Opinet, Petronet.

[표 1]은 분석에 이용되는 가격자료들의 기초통계량을 나타내고 있다. [표 1]에서 Jacque-Bera 검정통계량을 활용한 정규성(normality) 검정에 따르면 본 연구에서

이용하는 모든 자료들은 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타나고 있다. 한편 식(2)의 비대칭 오차수정모형을 추정하기 위해서는 식(1)의 장기 균형관계가 성립해야 한다. 이를 위해서는 국제유가와 국내 휘발유가격이 $I(1)$ 이어야 하며, 두 가격들 간에 공적분 관계가 성립해야 한다. 공적분 관계를 검정하기 위해 본 연구는 먼저 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정과 PP(Phillips-Perron)검정을 실시하였다. 분석결과 모든 가격자료들에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났으며, 1차 차분한 자료들에서는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나 모든 가격자료들이 $I(1)$ 인 것으로 판명되었다. 다음으로 국제유가와 국내 휘발유가격들 간의 공적분 관계를 검정하기 위해 Johansen 공적분 검정을 실시하였다. 분석결과, 두 가격변수들 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 가설을 1% 유의수준에서 기각하여, 장기 균형관계가 성립함을 확인하였다.⁵⁾

[표 1] 기초 통계량

	평균	표준편차	최소값	최대값	왜도	첨도	정규성
Dubai	530.31	167.89	135.79	872.63	0.04	1.96	26.72***
92 Ron	602.09	170.83	137.18	968.59	0.09	2.25	14.65***
전국평균	776.50	184.65	388.96	1128.34	0.23	1.78	41.77***
서울	851.51	178.09	473.31	1193.60	0.26	1.82	40.99***
부산	768.88	188.78	368.36	1128.26	0.21	1.78	40.96***
대구	757.95	186.29	350.70	1115.48	0.20	1.83	37.86***
인천	777.24	186.14	373.55	1130.30	0.22	1.81	39.88***
광주	760.94	183.06	380.13	1116.77	0.21	1.79	40.59***
대전	774.26	187.99	364.17	1131.24	0.21	1.82	38.54***
울산	766.26	184.15	378.00	1112.98	0.21	1.80	39.83***
경기	782.62	184.98	391.62	1136.60	0.23	1.94	41.16***
강원	780.68	183.57	402.52	1129.35	0.23	1.77	42.65***
충북	776.65	183.16	400.91	1129.23	0.24	1.78	42.59***
충남	779.41	185.72	396.54	1134.70	0.26	1.77	44.02***
전북	764.95	186.17	375.94	1117.72	0.24	1.78	42.33***
전남	768.83	182.40	397.31	1116.67	0.24	1.76	43.88***
경북	762.06	185.48	373.99	1113.69	0.22	1.78	41.34***
경남	763.15	187.35	369.84	1116.29	0.22	1.75	42.86***
제주	804.93	171.54	395.68	1144.83	0.19	1.95	30.67***
SK에너지	790.65	184.32	400.13	1135.59	0.25	1.78	42.39***
GS칼텍스	781.17	184.71	394.83	1135.31	0.24	1.78	42.03***
S-OIL	767.90	183.20	385.97	1122.20	0.23	1.79	41.02***
Oil-bank	766.45	183.49	386.34	1119.91	0.23	1.79	41.20***

자료: Opinet, Petronet.

5) 단위근 검정의 시차와 Johansen 공적분 검정의 모형 선택은 AIC 및 BIC 기준으로 결정하였다.

Ⅲ. 분석결과

1. 비대칭 오차수정모형 추정결과

[표 2]는 지역별·브랜드별 휘발유가격을 대상으로 비대칭 오차수정모형을 추정한 후, Wald 검정을 수행한 결과를 나타내고 있다. 먼저, 좌측의 두 열은 식(1)의 장기균형 관계식에서 국제유가 변화에 대한 국내 휘발유가격의 반응도를 나타내는 파라미터 ϕ_1 의 추정치와 $\phi_1 = 1$ 이라는 귀무가설에 대한 P-value를 나타내고 있다. 전국 평균 휘발유가격에 대한 Wald 검정결과를 비교해보면, 두바이유의 경우는 $\phi_1 = 1$ 이라는 귀무가설을 기각하는 반면, MOPS는 이를 기각하지 못하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 Wald 검정결과와 ϕ_1 의 추정치는 두바이유의 리터당 1원 상승은 5% 유의수준에서 장기에 국내 휘발유가격을 1원 이상 상승시키는 반면, MOPS의 1원 상승은 장기적으로 국내 휘발유가격을 동일하게 상승시키는 “완전 가격전가(full pass-through)”가 이루어지고 있음을 나타내고 있다.

이제 Wald 검정결과를 지역별 및 브랜드별로 살펴보면 두바이유의 경우는 광주, 울산, 전남 및 제주에서만 $\phi_1 = 1$ 이라는 귀무가설을 기각할 수 없으며, 그 외 지역들과 4대 브랜드 모두에서는 귀무가설을 기각할 수 있는 것으로 나타나고 있다. MOPS의 경우는 인천, 대전, 경기, 충남 및 전북과 SK에너지에서 귀무가설을 기각할 수 있으나, 그 외의 지역들과 브랜드에서는 기각할 수 없는 것으로 나타나고 있다. 이는 두바이유의 경우는 광주, 울산, 전남 및 제주에서만 “완전-가격전가”가 이루어지고, 그 외의 지역들 및 4대 브랜드별 휘발유가격에서는 두바이유의 가격변화 이상으로 가격전가가 이루어짐을 의미한다. MOPS의 경우는 지역별로는 인천, 대전, 경기, 충남 및 전북에서, 브랜드별로는 SK에너지를 판매하는 주유소들의 휘발유가격에서 MOPS의 가격변화 이상으로 가격전가가 이루어짐을 의미하는 것이다.

이상의 결과는 MOPS의 리터당 가격변화는 국내 대부분의 지역별·브랜드별 가격으로 완전히 전가되는 반면, 두바이유는 대부분의 지역과 브랜드에서 가격변화 이상으로 가격전가가 이루어지고 있음을 나타낸다. 이처럼 두바이유의 가격변화가 “완전-가격전가” 형태로 이루어지지 않는 원인은 식(1)의 장기균형 관계식에서 ϕ_0 는 인건비, 주유소 마진 및 유통마진과 같은 비용들을 반영하고, ϕ_1 은 정제과정에서 투입물가격에 추가되

는 정유사의 부가가치를 반영하기 때문인 것으로 판단된다. 그러나 MOPS의 변화가 “완전-가격전가” 형태로 이루어지고 있는 것은 장기적으로 국제석유제품과 국내 소매휘발유 간에 일물일가의 법칙이 성립되고 있음을 의미하는 것이라 할 수 있다.

[표 2] Wald 검정 결과

	장기균형 관계식 (ϕ_1)		단기 조정식 대칭성 가설 검정	
	Dubai	MOPS	Dubai	MOPS
전국평균	1.042 (0.001)	1.021 (0.138)	19.28 (0.004)	24.56 (0.004)
서울	1.030 (0.020)	1.015 (0.285)	16.79 (0.010)	37.30 (0.000)
부산	1.042 (0.001)	1.023 (0.100)	18.94 (0.004)	30.44 (0.000)
대구	1.025 (0.041)	1.007 (0.608)	8.24 (0.221)	17.75 (0.007)
인천	1.050 (0.000)	1.033 (0.013)	15.66 (0.016)	23.41 (0.001)
광주	1.023 (0.075)	1.001 (0.930)	38.55 (0.000)	44.99 (0.000)
대전	1.055 (0.000)	1.036 (0.007)	13.68 (0.034)	18.86 (0.004)
울산	1.023 (0.066)	1.001 (0.931)	25.02 (0.000)	41.42 (0.000)
경기	1.051 (0.000)	1.032 (0.022)	20.01 (0.003)	28.86 (0.000)
강원	1.043 (0.001)	1.018 (0.208)	20.53 (0.002)	23.51 (0.001)
충북	1.042 (0.002)	1.020 (0.170)	16.72 (0.010)	18.56 (0.005)
충남	1.053 (0.000)	1.032 (0.037)	26.35 (0.000)	26.09 (0.000)
전북	1.056 (0.000)	1.036 (0.015)	32.03 (0.000)	29.56 (0.000)
전남	1.025 (0.074)	1.002 (0.910)	24.43 (0.000)	24.09 (0.001)
경북	1.043 (0.001)	1.020 (0.187)	20.60 (0.002)	21.18 (0.002)
경남	1.040 (0.003)	1.018 (0.208)	27.77 (0.000)	29.51 (0.000)
제주	1.010 (0.438)	1.002 (0.856)	10.97 (0.360)	16.17 (0.095)
SK에너지	1.046 (0.001)	1.029 (0.045)	25.74 (0.000)	30.43 (0.000)
GS칼텍스	1.041 (0.002)	1.021 (0.137)	11.56 (0.073)	19.13 (0.004)
현대 오일뱅크	1.039 (0.003)	1.017 (0.243)	20.33 (0.002)	26.23 (0.000)
S-Oil	1.038 (0.004)	1.016 (0.261)	16.67 (0.011)	21.68 (0.001)

주: 좌측 두 열은 ϕ_1 의 추정치를, 우측 두열은 결합귀무가설의 $\chi^2(\cdot)$ 검정통계량을 각각 의미하며, 괄호 안은 P-value를 나타냄.

한편 우측의 두 열은 식(2)의 단기조정관계식에서 비대칭성을 나타내는 파라미터들에 대해 대칭성 제약($\beta_i^+ = \beta_i^-, \gamma_i^+ = \gamma_i^-, \theta^+ = \theta^-$)을 부과한 결합 귀무가설(joint hypothesis)에 대한 Wald 검정결과로, $\chi^2(\cdot)$ 검정통계량과 P-value를 나타내고 있다. 이를 살펴보면 두바이유와 MOPS 모두에 대해 제주를 제외한 대부분의 지역들과 브랜드에서 대칭성

귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하고 있다. 제주의 휘발유가격은 두바이유와 MOPS에 대해 대칭성 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 없는 것으로 나타나고 있다. 이외에도 대구의 휘발유가격은 두바이유에 대해서는 대칭성 귀무가설을 기각할 수 없으나, MOPS에 대해서는 기각할 수 있는 것으로 나타나고 있다.

브랜드별 휘발유가격에 대한 Wald 검정결과를 살펴보면 대부분 대칭성 귀무가설을 기각하고 있으나, GS 칼텍스의 경우는 두바이유에 대해서는 5% 수준에서 이를 기각할 수 없는 것으로 나타나고 있다. 이상의 Wald 검정결과는 두바이유와 MOPS의 리터당 변화에 대해 국내 대부분의 지역들과 4대 브랜드의 소매 휘발유가격에서 비대칭적 반응이 존재함을 의미하는 것이다. 그러나 이와 같은 결합가설에 대한 Wald 검정은 비대칭성의 형태 및 비대칭도에 관한 정보를 제공하지 못할 뿐 아니라, 장기균형으로의 비대칭적 조정과정에 관한 정보를 제공하지 못하는 단점을 갖는다. 따라서 본 연구는 누적조정함수를 통해 Wald 검정이 갖는 이와 같은 단점을 해결코자 한다.

2. 누적조정함수

[그림 2]는 두바이유에 대한 전국평균 소매휘발유가격의 누적조정함수를 나타내고 있다. [그림 2]에서 “+”로 표시된 선은 두바이유의 리터당 1원 상승에 대한 누적반응을, “*”로 표시된 선은 두바이유의 리터당 1원 하락에 대한 누적반응을 나타낸다. 또한 [그림 2]에서 실선은 상승과 하락에 대한 누적반응 간의 “차이”로 비대칭성을 나타내며, 점선은 비대칭성의 95% 신뢰구간을 의미한다.⁶⁾

전술한 바와 같이 본 연구에서 추정된 누적조정함수는 국내 소매휘발유가격이 장기균형가격인 ϕ_1 으로 조정되는 과정에서 나타나는 가격전가 비율을 의미한다. 따라서 [그림 2]에서 두바이유의 1원 증가에 대한 3주후 누적반응함수 값인 0.47은 장기균형가격의 47% 수준이 이 기간 중 국내평균 소매휘발유가격으로 전가되었음을 의미한다. 반면, 두바이유의 1원 하락에 대한 3주후 누적반응함수 값인 0.32는 장기균형가격의 32% 수준이 이 기간 중 국내평균 소매휘발유가격으로 전가되었음을 나타낸다. 따라서 두 누적조정함수 값의 차이인 0.15는 두바이유의 리터당 1원 변화가 발생할 경우, 3주후에는 국내 평균 소매휘발유가격으로의 가격전가비율이 15%p 만큼 차이를 보이고 있음을

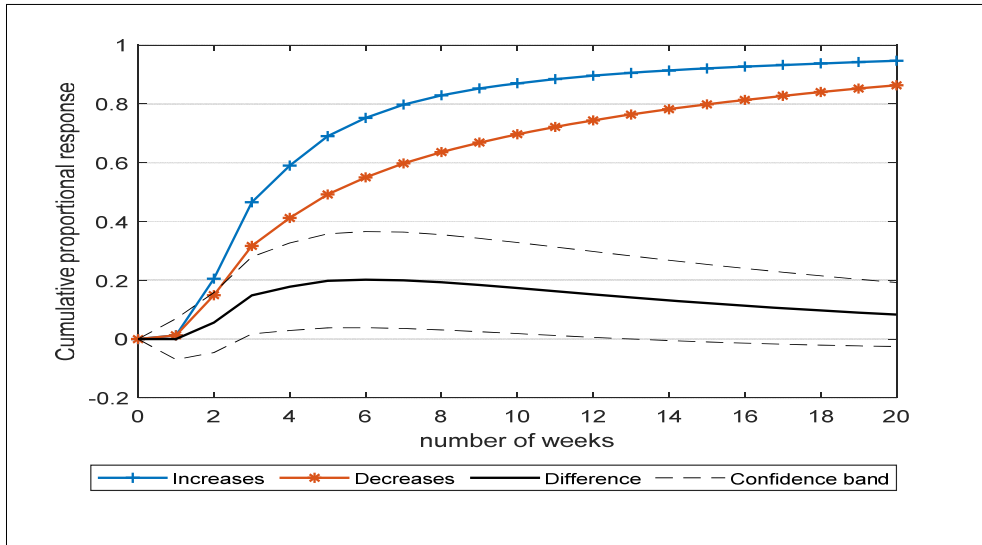
6) 신뢰구간은 중심극한정리(central limit theorem)를 이용하는 delta method에 의해 구해졌다.

의미하는 것이다. 이에 따라 “완전-가격전가”를 가정할 경우, 3주 후에는 국내평균 소매휘발유가격의 상승이 하락에 비해 리터당 0.15원만큼 빠르게 진행되고 있음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

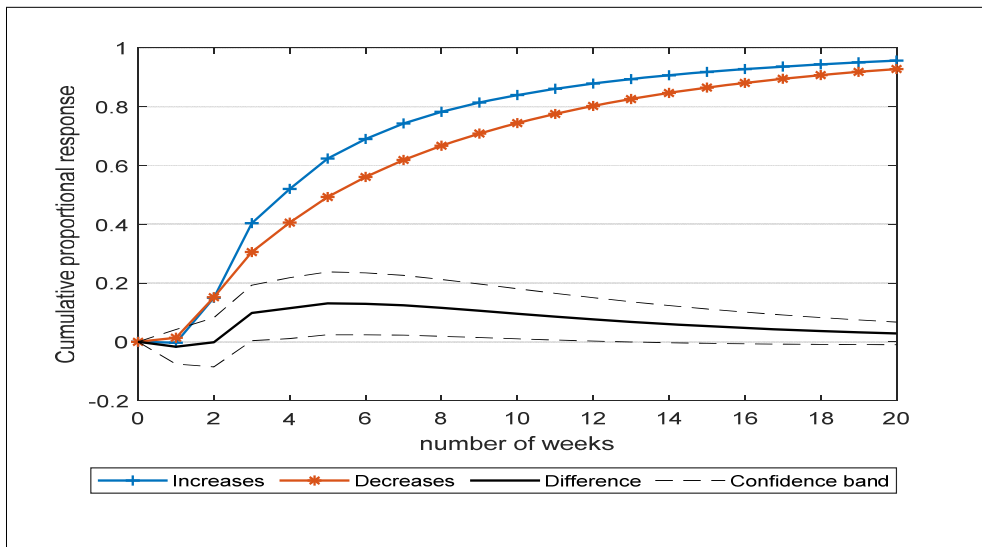
이제, [그림 2]를 살펴보면 전국평균 소매 휘발유가격은 두바이유가 리터당 1원 하락할 경우에 비해 1원 상승할 경우, 더욱 빠르게 반응하는 것으로 나타나고 있다. 이에 따라 비대칭성도 점차 증가하기 시작하여 3주 이후부터는 두 조정과정 간의 차인 비대칭성이 5% 수준에서 통계적 유의성을 갖는 것으로 나타나고 있다. [그림 3]은 MOPS의 리터당 1원 변화에 대한 전국평균 소매휘발유가격의 누적반응과 비대칭성을 나타내고 있으며, 이 역시 두바이유의 경우와 같이 5% 수준에서 통계적으로 유의한 비대칭성을 나타내고 있다. 그러나 비대칭도는 MOPS에 비해 두바이유에서 더 크게 나타나, 비대칭성이 두바이유에서 더 심하게 나타남을 알 수 있다. 이처럼 [그림 2]와 [그림 3]의 누적조정함수들은 [표 2]에서 살펴본 대칭성에 대한 결합 귀무가설의 Wald 검정결과를 동태적으로 표현하고 있는 것이라 할 수 있다.

한편 [그림 2]와 [그림 3]은 80% 수준의 가격전가 비율에 도달하기 위해서는 국제유가가 상승할 경우, 두바이유는 8주, MOPS는 6주 이상의 기간이 경과되어야 하며, 국제유가가 하락할 경우에는 두바이유는 14주, MOPS는 12주 이상이 소요되는 것으로 나타나고 있다. 미국시장을 분석한 연구에서 80% 이상의 가격전가 비율에 도달하기 위해서는 원유가격의 변화가 발생할 경우 Borenstein et al.(1997)은 10주 이상이 소요되며, Radchenko(2005)는 5주 미만으로 나타나고 있다. 한편 국내에서는 비대칭성이 가격전가 비율이 80% 수준에 도달할 때까지 지속되는 것으로 나타나고 있다. 반면, 미국시장에서는 비대칭성이 국제유가의 변화가 발생한 초기에 주로 발생하고 가격전가 비율이 80% 수준에 도달할 경우에는 비대칭성이 거의 존재하지 않는 것으로 나타나 차이를 갖는다.

[그림 2] 두바이유 가격변화에 대한 전국 평균 소매휘발유가격의 누적반응함수



[그림 3] MOPS 가격변화에 대한 전국 평균 소매휘발유가격의 누적반응함수



[표 3]은 누적조정함수에 의해 추정된 국제유가의 리터당 1원 변화에 대한 지역별·브랜드별 소매휘발유가격의 누적조정과 비대칭성을 나타내고 있다. [표 3]에서 “**”와 “***”로 표시된 비대칭성은 각각 5%와 1%에서 통계적 유의성을 갖고 있음을 의미한다.

두바이유에 대한 지역별 휘발유가격의 비대칭성을 살펴보면 대구, 충북 및 제주를 제외한 모든 지역들에서 통계적으로 유의한 비대칭성이 나타났으며, 비대칭도는 울산, 부산, 강원, 전북, 경남 등의 순으로 나타났다. 한편 브랜드별 휘발유가격 역시 통계적으로 유의적인 비대칭성을 갖는 것으로 나타났으며, SK에너지, S-OIL, 현대 Oil-bank, GS 칼텍스의 순으로 비대칭도가 나타났다.

MOPS에 대한 지역별 비대칭성을 살펴보면, 대구, 대전, 충북 및 경북을 제외한 그 외 지역들의 휘발유가격에서 통계적으로 유의한 비대칭성이 발견되었으며, 제주, 광주, 강원, 서울, 인천 및 전남의 순으로 비대칭도가 나타났다. 한편 MOPS에 대한 브랜드별 비대칭성을 살펴보면 4대 브랜드 모두 통계적으로 유의한 비대칭성을 갖는 것으로 나타났으며, GS 칼텍스, 현대 Oil-bank, S-OIL, SK에너지 순으로 비대칭도가 나타났다. 이상의 누적반응함수의 추정결과에 따르면 대구와 충북은 두바이유와 MOPS에 대해 모두 비대칭성을 보이지 않는 것으로 나타났다.

[표 3] 누적반응함수 추정결과

	기간					
	3	6	9	12	15	20
전국-Dubai						
증가	0.47	0.75	0.85	0.90	0.92	0.95
감소	0.32	0.55	0.67	0.74	0.80	0.86
비대칭성	0.15**	0.20**	0.18**	0.15**	0.12	0.08
전국-MOPS						
증가	0.40	0.69	0.81	0.88	0.92	0.96
감소	0.31	0.56	0.71	0.80	0.86	0.93
비대칭성	0.10**	0.13**	0.11**	0.08**	0.05	0.03
서울-Dubai						
증가	0.59	0.81	0.85	0.87	0.89	0.92
감소	0.42	0.61	0.67	0.72	0.76	0.81
비대칭성	0.17**	0.21***	0.18**	0.16**	0.13	0.10
서울-MOPS						
증가	0.54	0.74	0.81	0.85	0.89	0.93
감소	0.40	0.59	0.69	0.76	0.82	0.88
비대칭성	0.14***	0.15***	0.12***	0.09***	0.07**	0.04

	기간					
	3	6	9	12	15	20
부산-Dubai						
증가	0.50	0.79	0.88	0.92	0.93	0.95
감소	0.31	0.53	0.65	0.72	0.77	0.84
비대칭성	0.19***	0.26***	0.24***	0.20**	0.16**	0.11
부산-MOPS						
증가	0.43	0.73	0.85	0.91	0.94	0.97
감소	0.34	0.61	0.75	0.84	0.90	0.95
비대칭성	0.09	0.12**	0.10**	0.07**	0.04	0.02
대구-Dubai						
증가	0.47	0.81	0.92	0.96	0.98	0.99
감소	0.38	0.67	0.80	0.86	0.91	0.95
비대칭성	0.09	0.14	0.13	0.10	0.07	0.04
대구-MOPS						
증가	0.40	0.75	0.89	0.95	0.98	0.99
감소	0.38	0.68	0.84	0.92	0.96	0.99
비대칭성	0.03	0.07	0.05	0.03	0.02	0.01
인천-Dubai						
증가	0.58	0.82	0.88	0.90	0.92	0.95
감소	0.41	0.62	0.71	0.76	0.81	0.87
비대칭성	0.17**	0.20***	0.17**	0.14**	0.11	0.08
인천-MOPS						
증가	0.51	0.75	0.83	0.88	0.91	0.95
감소	0.37	0.60	0.72	0.80	0.86	0.92
비대칭성	0.13***	0.14***	0.11***	0.08**	0.06	0.03
광주-Dubai						
증가	0.52	0.81	0.86	0.90	0.92	0.95
감소	0.35	0.62	0.72	0.80	0.85	0.91
비대칭성	0.17**	0.19**	0.14	0.10	0.07	0.04
광주-MOPS						
증가	0.45	0.76	0.83	0.88	0.91	0.95
감소	0.33	0.59	0.71	0.79	0.85	0.92
비대칭성	0.12	0.17***	0.12**	0.08**	0.06	0.03
대전-Dubai						
증가	0.49	0.77	0.86	0.90	0.92	0.95
감소	0.37	0.61	0.72	0.79	0.84	0.89
비대칭성	0.12	0.17**	0.14	0.11	0.09	0.06
대전-MOPS						
증가	0.43	0.72	0.84	0.90	0.94	0.97
감소	0.36	0.63	0.77	0.85	0.91	0.96
비대칭성	0.07	0.09	0.07	0.04	0.03	0.01

	기간					
	3	6	9	12	15	20
울산-Dubai						
증가	0.48	0.76	0.85	0.89	0.91	0.94
감소	0.28	0.50	0.62	0.71	0.77	0.85
비대칭성	0.20***	0.26***	0.23***	0.18**	0.14**	0.09
울산-MOPS						
증가	0.42	0.70	0.82	0.88	0.92	0.96
감소	0.31	0.56	0.71	0.80	0.87	0.93
비대칭성	0.11**	0.14***	0.11**	0.08**	0.05	0.03
경기-Dubai						
증가	0.52	0.78	0.86	0.89	0.91	0.94
감소	0.36	0.59	0.68	0.75	0.79	0.85
비대칭성	0.15**	0.20**	0.18**	0.15**	0.12	0.09
경기-MOPS						
증가	0.45	0.72	0.82	0.87	0.91	0.95
감소	0.35	0.59	0.72	0.80	0.86	0.92
비대칭성	0.11**	0.13***	0.10**	0.07**	0.05	0.03
강원-Dubai						
증가	0.43	0.70	0.81	0.86	0.89	0.93
감소	0.24	0.46	0.59	0.67	0.74	0.82
비대칭성	0.19***	0.24***	0.22***	0.19**	0.15**	0.10
강원-MOPS						
증가	0.37	0.65	0.77	0.85	0.89	0.94
감소	0.25	0.49	0.64	0.75	0.82	0.90
비대칭성	0.12***	0.16***	0.13***	0.10**	0.07**	0.04
충북-Dubai						
증가	0.41	0.70	0.83	0.88	0.92	0.95
감소	0.31	0.55	0.69	0.78	0.84	0.90
비대칭성	0.11	0.15	0.13	0.11	0.08	0.05
충북-MOPS						
증가	0.35	0.65	0.79	0.87	0.92	0.96
감소	0.28	0.54	0.71	0.81	0.88	0.94
비대칭성	0.08	0.10	0.09	0.06	0.04	0.02
충남-Dubai						
증가	0.41	0.68	0.79	0.85	0.88	0.92
감소	0.27	0.49	0.62	0.70	0.77	0.84
비대칭성	0.13**	0.18**	0.17**	0.14**	0.11	0.08
충남-MOPS						
증가	0.34	0.62	0.77	0.85	0.90	0.95
감소	0.26	0.51	0.68	0.78	0.85	0.92
비대칭성	0.08	0.11**	0.09**	0.07	0.05	0.02

	기간					
	3	6	9	12	15	20
전북-Dubai						
증가	0.47	0.71	0.80	0.85	0.88	0.93
감소	0.27	0.48	0.61	0.70	0.77	0.85
비대칭성	0.20***	0.23***	0.19***	0.15**	0.12**	0.07
전북-MOPS						
증가	0.40	0.67	0.79	0.87	0.92	0.96
감소	0.29	0.56	0.72	0.82	0.88	0.94
비대칭성	0.10**	0.11**	0.07**	0.05	0.03	0.01
전남-Dubai						
증가	0.44	0.72	0.82	0.88	0.91	0.95
감소	0.28	0.52	0.66	0.75	0.82	0.89
비대칭성	0.16**	0.20**	0.16**	0.12**	0.09	0.06
전남-MOPS						
증가	0.37	0.65	0.78	0.86	0.90	0.95
감소	0.26	0.51	0.67	0.78	0.85	0.92
비대칭성	0.11**	0.14**	0.11**	0.08**	0.05	0.03
경북-Dubai						
증가	0.40	0.72	0.85	0.92	0.95	0.97
감소	0.27	0.53	0.69	0.79	0.85	0.92
비대칭성	0.13**	0.19**	0.17**	0.13	0.10	0.05
경북-MOPS						
증가	0.35	0.66	0.82	0.90	0.95	0.98
감소	0.28	0.56	0.74	0.85	0.91	0.96
비대칭성	0.07	0.10	0.08	0.06	0.04	0.02
경남-Dubai						
증가	0.42	0.71	0.84	0.89	0.92	0.95
감소	0.27	0.50	0.64	0.73	0.80	0.87
비대칭성	0.15**	0.21***	0.20**	0.16**	0.13	0.08
경남-MOPS						
증가	0.36	0.66	0.81	0.89	0.93	0.97
감소	0.28	0.55	0.72	0.82	0.89	0.95
비대칭성	0.09	0.11**	0.10**	0.07	0.05	0.02
제주-Dubai						
증가	0.66	0.98	1.02	1.02	1.01	1.01
감소	0.69	0.89	0.97	0.97	0.98	0.98
비대칭성	-0.03	0.09	0.05	0.04	0.04	0.02
제주-MOPS						
증가	0.62	0.85	0.88	0.90	0.92	0.95
감소	0.47	0.60	0.70	0.76	0.82	0.88
비대칭성	0.15	0.26***	0.18**	0.13**	0.10	0.07

	기간					
	3	6	9	12	15	20
SK에너지-Dubai						
증가	0.48	0.75	0.84	0.87	0.89	0.92
감소	0.30	0.50	0.60	0.66	0.72	0.79
비대칭성	0.19***	0.25***	0.24***	0.21***	0.18**	0.13
SK에너지-MOPS						
증가	0.41	0.69	0.81	0.87	0.91	0.95
감소	0.32	0.57	0.72	0.81	0.87	0.93
비대칭성	0.10**	0.12**	0.09**	0.07**	0.05	0.02
GS칼텍스-Dubai						
증가	0.49	0.77	0.86	0.90	0.92	0.95
감소	0.35	0.59	0.70	0.77	0.82	0.87
비대칭성	0.14**	0.18**	0.16**	0.13	0.11	0.07
GS칼텍스-MOPS						
증가	0.42	0.70	0.81	0.87	0.91	0.95
감소	0.32	0.56	0.70	0.79	0.85	0.91
비대칭성	0.11**	0.14***	0.12**	0.09**	0.06	0.04
오일뱅크-Dubai						
증가	0.45	0.75	0.86	0.91	0.94	0.96
감소	0.31	0.56	0.69	0.77	0.83	0.89
비대칭성	0.14**	0.19**	0.17**	0.14**	0.11	0.07
오일뱅크-MOPS						
증가	0.39	0.69	0.82	0.88	0.92	0.96
감소	0.29	0.55	0.70	0.80	0.86	0.93
비대칭성	0.10**	0.14**	0.12**	0.09**	0.06	0.03
S-OIL-Dubai						
증가	0.46	0.76	0.86	0.91	0.94	0.96
감소	0.31	0.56	0.69	0.77	0.83	0.89
비대칭성	0.15**	0.20**	0.18**	0.14	0.11	0.07
S-OIL-MOPS						
증가	0.40	0.69	0.82	0.89	0.93	0.96
감소	0.30	0.56	0.71	0.81	0.87	0.93
비대칭성	0.10	0.14**	0.11**	0.08	0.05	0.03

이상의 결과들은 [표 2]에서 살펴본 Wald 검정결과와 대부분 일치하고 있으나, 충북, 대구, 대전, 경북 및 제주에서는 차이를 갖는 것으로 나타나고 있다. 먼저, 충북은 Wald 검정결과에서 두바이유와 MOPS에 대해 대칭성 귀무가설을 5%수준에서 기각할 수 있었으나, 누적반응함수에서는 이들 국제유가들에 대해 5%수준에서 유의적인 비대칭성을 보이지 못했다. 제주의 경우, Wald 검정결과 두바이유와 MOPS에 대해 대칭

성 귀무가설을 기각할 수 없었으나, 누적반응함수에서는 MOPS에 대해서는 통계적으로 유의한 비대칭적 반응을 나타냈을 뿐 아니라, 비대칭도도 16개 지역들 중 가장 크게 나타났다. 대구, 대전 및 경북의 경우, Wald 검정결과는 MOPS에 대해 대칭성 귀무가설을 기각할 수 있었으나, 누적반응함수에서는 통계적으로 유의한 비대칭성을 보이지 않고 있다. GS 칼텍스의 경우도 Wald 검정결과는 두바이유에 대한 대칭성 가설을 기각하지 못했으나, 누적반응함수에서는 통계적으로 유의한 비대칭성을 보이고 있다.

전술한 바와 같이 비대칭성에 대한 분석결과는 자료주기, 표본기간, 국제유가 및 분석방법의 선택에 따라 결과가 달라질 수 있다. 따라서 동일한 자료주기, 표본기간 및 국제유가를 이용한 본 연구에서 Wald 검정결과와 누적반응함수의 추정결과가 일부 지역과 브랜드에서 차이를 보이는 것은 분석방법(모형 선택)의 차이에 기인하는 것이라 할 수 있다. 또한 국내 대부분의 연구들 역시 주간자료를 이용하여 두바이유와 MOPS에 대한 비대칭성을 분석하고 있으므로, 본 연구와 달리 비대칭성을 발견하지 못한 연구들의 경우 그 원인이 분석방법 혹은 표본기간의 차이에 기인할 것이다.

예로서, 이영임·이진(2012)은 비모수(non-parametric)모형으로부터 얻어지는 대칭성 검정통계량을 이용했으며, Wald 검정을 이용한 윤원철(2014)과 김진웅(2017)도 대칭성에 대한 귀무가설에서 본 연구와 차이를 갖고 있다. 본 연구의 경우 대칭성의 귀무가설로 $\beta_i^+ = \beta_i^-$, $\gamma_i^+ = \gamma_i^-$, $\theta^+ = \theta^-$ 인 결합가설을 설정했으나, 윤원철(2014)과 김진웅(2017)은 $\beta_i^+ = \beta_i^-$ 이거나 $\gamma_i^+ = \gamma_i^-$ 와 같은 개별 독립가설을 귀무가설로 설정하거나, $\sum_{i=1}^n \beta_i^+ = \sum_{i=1}^n \beta_i^-$ 혹은 $\sum_{i=1}^n \gamma_i^+ = \sum_{i=1}^n \gamma_i^-$ 형태의 가설을 설정하였다. 그러나 주간자료를 이용하여 두바이유와 MOPS에 대한 비대칭성 분석을 수행한 연구들 중 윤원철(2014)과 김진웅(2017)에서 설정한 유사한 형태의 귀무가설을 이용한 연구들에서는 비대칭성이 종종 발견되므로, 표본기간 역시 분석결과에 영향을 미치는 중요한 요인이라는 점을 간과해서는 안 된다. 이처럼 표본기간의 설정이 휘발유가격의 비대칭성에 영향을 미치는 이유는 유가변동성 및 유가수준(상승기 혹은 하락기) 등이 주유소들의 가격설정 방식에 영향을 미치기 때문이다.

3. 비대칭성의 원인

Borenstein et al.(1997)은 비대칭성의 원인으로 (i) 과점시장 구조를 갖는 휘발유

판매자들의 협력(coordination), (ii) 생산조정 과정의 시차와 비대칭적 재고조정 비용의 존재, 그리고 (iii) 탐색이론(search theory) 등을 제시하였다. 첫 번째 이론은 마진(margin)이 충분치 않은 과점구조를 갖는 시장에서 휘발유 판매자들이 협력을 통해 가격의 비대칭성을 유발시킨다는 것이다. 다시 말해, 국제유가의 상승이 발생할 경우 휘발유 판매자들은 역마진을 피하기 위해 즉각적으로 휘발유가격을 인상시키는 반면, 국제유가가 하락할 경우에는 기존가격을 중심점(focal point)으로 설정하고 암묵적으로 가격인하를 지연시킨다는 이론이다.

두 번째 이론은 정유 산업의 특성상 존재하는 생산조정과정의 시차와 비대칭적 재고조정비용의 존재로 휘발유가격의 비대칭성을 설명하는 이론이다. 일반적으로 석유류제품의 생산조정은 시차를 갖고 이루어지므로, 정유사들은 가격조정과 재고조정을 통해 갑작스러운 수요량 변동에 대응하게 된다. 그러나 재고조정비용이 일정수준 이하의 재고량부터 급증하기 시작하는 비대칭성을 가질 경우, 휘발유가격은 비대칭성을 보일 수 있다. 이는 국제유가의 하락으로 수요량이 증가할 경우, 정유사는 재고수준의 급락을 방지하기 위해 휘발유가격의 하락을 제한하게 되기 때문이다. 마지막으로 탐색이론은 유가변동성 증가로 정보추출문제(signal extraction problem)에 직면한 소비자들의 탐색활동 감소가 비대칭성을 유발시킨다는 이론이다. 다시 말해, 유가변동성이 증가할 경우 소비자들은 휘발유가격의 변동이 유가변동에 기인한 것인지, 개별 주유소의 가격설정에 기인한 것인지를 구분하기 어렵게 된다. 이 경우, 소비자들은 낮은 가격의 주유소를 찾는 탐색활동을 감소시키게 되고, 이는 주유소들의 시장지배력을 일시적으로 강화시키게 되므로 휘발유가격의 비대칭성이 발생하게 된다는 이론이다.

한편 Johnson(2002)은 비대칭성을 설명할 수 있는 이론으로 베이시안 탐색모형(search model with Bayesian updating)을 제안하였다. 이 모형에서 소비자들은 베이즈 법칙(Bayes' law)에 의해 주유소들의 판매가격에 대한 사후분포(posterior distribution)를 형성하게 된다.⁷⁾ 따라서 휘발유가격이 상승할 경우 소비자들은 기존의 사후분포를 업데이트하고, 탐색활동에 따른 이익이 비용을 능가할 사후확률(posterior probability)이 높을 경우 탐색활동을 증가시키게 된다. 이와 같은 탐색활동의 증가는

7) 주유소 판매가격에 대한 사후분포는 판매가격에 대한 사전적 믿음(prior belief)을 나타내는 사전분포(prior distribution)와 새롭게 얻어진 정보를 포함하는 우도함수(likelihood function)를 결합시켜 얻어지게 된다. 베이즈 법칙에 의해 사전분포에 우도함수를 결합시켜 사후분포를 형성하는 과정을 Bayesian updating이라 부른다.

가격인상을 유보하고 있는 주유소들에 대한 수요를 증가시키고, 이들 주유소는 이에 대응하기 위해 가격을 인상시키므로 시장 전반의 휘발유가격이 빠르게 상승하는 결과를 가져온다. 반면, 휘발유가격의 하락은 소비자들이 탐색활동에 나설 요인을 제공하지 못해, 높은 가격을 유지하고 있는 주유소들의 수요는 큰 영향을 받지 않게 된다. 따라서 이들 주유소들은 가격인하를 서서히 하게 되고, 이는 시장 전반의 휘발유가격을 느리게 하락시켜 비대칭성이 발생하게 된다는 이론이다.

Borenstein et al.(1997)은 첫 번째와 두 번째 이론은 주로 정유사 혹은 대리점과 같은 도매단계에서 나타나는 비대칭성을, 탐색이론은 소매단계의 비대칭성을 설명하는데 적합한 모형임을 지적하였다. 특히 생산조정과정의 시차와 비대칭적 재고조정비용의 존재는 정유사나 대리점의 공급가격에서 나타나는 비대칭성을 설명하기에 적합한 이론이라 할 수 있다. 그러나 소매휘발유가격에서 나타나는 비대칭성은 각 유통단계에서 나타나는 비대칭성에 영향을 받게 되므로, 본 연구의 실증분석에서 나타난 비대칭성은 이들 요인들 모두에 의해 설명될 수 있다고 할 수 있다.

다만 도매단계에서 발생한 비대칭성은 모든 지역과 4대 브랜드의 소매휘발유가격에 공통적으로 영향을 미치게 되므로, 지역별·브랜드별 소매휘발유가격에서 나타나는 비대칭성의 차이는 주로 주유소들의 가격설정방식에서 발생했을 가능성이 높다. 따라서 본 연구는 소매단계에 대한 이들 이론들의 적용가능성 여부를 검토함으로써, 비대칭성의 차이가 발생하는 원인을 살펴보고자 한다. 이 경우, 비대칭적 재고조정비용의 존재를 적용하여 지역별·브랜드별 소매휘발유가격에서 나타나는 비대칭성의 차이를 설명하기에는 무리가 있다. 따라서 본 연구는 주유소들의 암묵적 협력 가능성과 소비자들의 탐색활동을 비대칭성의 차이를 유발시키는 주요 요인으로 고려하기로 한다.

[표 4]는 2019년 9월 말 현재 지역별·브랜드별 주유소 현황과 자동차 등록대수를 나타내고 있다. 이에 따르면 전국의 주유소 개수는 11,422개로 경기도에 20.8%인 2,357개, 경북에 10.9%인 1,242개, 그리고 경남에 9.7%인 1,101개의 순으로 나타나 있다. 브랜드별 주유소는 4대 브랜드의 주유소가 전체 주유소의 87.9%인 9,974개이며, 알뜰주유소가 10.7%인 1,216개, 그리고 자가 상표가 1.4%인 164개인 것으로 나타나 있다. 한편 전국의 총 자동차 등록대수는 24,201,392대로 경기도가 24.56%인 5,943,551대, 서울이 13.02%인 3,151,842대, 경남이 7.27%인 1,758,976대의 순으로 등록되어 있다.

[표 4] 지역별·브랜드별 주유소 현황 (2020년 9월 현재)

(단위: 개, 대)

	SK 에너지	GS 칼텍스	S-Oil	Oil- Bank	알뜰 주유소	자가 상표	총합계	자동차 등록대수
서울	143	131	78	123	13	2	490	3,152,842
부산	130	89	78	84	23	3	407	1,420,059
대구	79	97	95	54	22	-	347	1,216,725
인천	107	82	55	79	8	3	334	1,667,770
광주	72	54	62	64	12	6	270	689,331
대전	51	53	45	68	10	8	235	685,034
울산	70	37	58	55	12	4	236	573,573
경기	750	512	371	532	167	25	2,357	5,943,551
강원	175	134	118	132	97	7	663	803,231
충북	172	128	133	174	94	8	709	860,035
충남	221	181	182	280	120	20	1,004	1,143,395
전북	204	212	158	158	119	41	892	943,762
전남	199	172	173	173	145	12	874	1,086,836
경북	348	192	304	210	180	8	1,242	1,466,566
경남	272	217	213	224	159	16	1,101	1,758,976
제주	55	47	29	26	35	1	193	620,562
세종	17	13	11	16	8	3	68	170,144
총합계	3,065	2,351	2,163	2,452	1,224	167	11,422	24,201,392

자료: 한국 석유공사, Opinet, 통계청.

휘발유가격의 비대칭성을 발생시킬 수 있는 암묵적 협력이 가능하기 위해서는 지역 내 주유소들이 과점구조 형태의 집중도를 가지고 있어야 한다. 시장의 집중도를 측정하는 가장 대표적 지수로는 허핀달-허쉬만 지수(Herfindal-Hershman Index)가 있다. 일반적으로 허핀달-허쉬만 지수는 매출액 기준 시장점유율을 이용하나, 개별 주유소의 매출액 자료를 구하는 것은 현실적으로 불가능하다. 따라서 본 연구는 지역 내 등록 자동차 수가 지역 내 개별 주유소에 균등하게 배분된다는 가정을 한 후, 이를 각 브랜드에 속한 주유소 개수에 곱해 브랜드별 주유소들에 할당된 자동차 수를 이용하여 브랜드별 시장점유율을 정의하였다. 한편 시장집중도 외에 시장지배력도 시장구조와 관련된 중요 개념으로 이를 측정하는 대표 지표로는 러너-지수(Lerner index)가 있으나, 이 역시 한계비용이나 수요탄력도와 같이 측정이 어려운 자료에 의존해야 한다. 따라서 본 연구는 앞서 집중도 지수를 얻기 위해 이용한 지역 내 개별 주유소에 균등

[표 5] 지역별 주유소 당 자동차수 및 휘발유가격의 비대칭도

	지배력 지수	집중도 지수	비대칭도(두바이)	비대칭도(MOPS)
서울	6432.33	2457.14	0.21	0.16
부산	3489.09	2324.13	0.26	0.12
대구	3506.41	2331.64	0.14	0.07
인천	4993.32	2466.21	0.21	0.15
광주	2553.08	2224.97	0.21	0.18
대전	2915.04	2213.31	0.17	0.09
울산	2430.39	2301.42	0.26	0.15
경기	2521.66	2292.93	0.20	0.13
강원	1211.51	2033.51	0.24	0.16
충북	1213.03	2045.69	0.15	0.10
충남	1138.84	2062.73	0.18	0.11
전북	1058.03	1914.50	0.24	0.12
전남	1243.52	1966.44	0.20	0.15
경북	1180.81	2119.51	0.19	0.10
경남	1597.62	1997.65	0.21	0.12
제주	3215.35	2141.53	0.09	0.30
전국	2116.55	2081.03	0.20	0.13

주: 전국의 지배력 지수, 집중도 지수, 비대칭도(두바이), 비대칭도(MOPS)는 세종을 제외시킨 값임.

하게 배분된 자동차 수를 지역별 주유소의 시장지배력을 측정하는 대리변수로 고려해 보았다.

[표 5]에서 “지배력 지수”란 지역 내 개별 주유소에 균등하게 배분된 자동차 수를 의미하며, “집중도 지수”란 허핀달-허쉬만 지수를 의미한다. 지배력 지수에 의한 지역별 시장지배력은 서울, 인천, 대구, 부산 및 제주 순으로 나타났으며, 집중도 지수에 의한 시장집중도는 인천, 서울, 대구, 부산 및 울산 순으로 나타났다. 또한 집중도 지수와 지배력 지수간의 상관계수는 0.88로 두 지표 모두 시장구조를 측정하는 개념으로 매우 유사한 성격을 갖고 있음을 나타내고 있다. 마지막으로 [표 5]에는 두바이유와 MOPS에 대한 지역별 소매휘발유가격의 비대칭도가 나타나 있다. 여기서, 비대칭도란 증가와 감소에 대한 20주 동안의 두 누적반응함수들의 차이인 비대칭성 중 가장 큰 값을 의미한다.

[표 5]에서 지역별 집중도 지수의 값은 16개 지역 모두 1,500~2,500사이의 값을

갖고 있어 “조금 집중된 시장” 범주의 집중도를 보이고 있다. 이와 같은 값들이 가격의 비대칭성을 유발시킬 수준의 시장집중도를 의미하는지는 정확히 판단하기 어려우나, 집중도 상위 5개 지역과 비대칭도 상위 5개 지역 간에는 뚜렷한 연관성을 찾기 어렵다. 다시 말해, 집중도 상위 5개 지역은 인천, 서울, 대구, 부산 및 울산인 반면, 비대칭도 상위 5개 지역은 두바이유의 경우 울산, 부산, 강원, 전북 및 경남, 그리고 MOPS의 경우는 제주, 광주, 강원, 서울 및 인천으로 서로 간에 뚜렷한 연관성이 발견되지 않는다. 집중도와 비대칭도의 상관계수 역시 두바이유와 MOPS 두 경우 모두 0.05로 나타나 상관관계가 없는 것으로 나타났다.

집중도와 마찬가지로 지배력 상위 5개 지역인 서울, 인천, 대구, 부산 및 제주와 비대칭도 상위 5개 지역 간에도 뚜렷한 연관성이 발견되지 않는다. 또한 지배력 지수와 두바이유에 대한 비대칭도의 상관계수는 -0.05 이며, 지배력과 MOPS에 대한 비대칭도의 상관계수는 0.22 로 나타났다. 일반적으로 시장지배력이 높으면 비대칭도가 증가해야 하므로 둘 간의 상관계수는 양(+)의 값을 가져야 한다. 그러나 국제유가를 의미하는 두바이유와 MOPS에 대한 비대칭도와 지배력 지수 간의 상관계수가 서로 일관된 부호를 갖지 못하고 있는 점과 양의 상관계수 값도 높지 않은 점을 고려할 때, 지배력과 비대칭도 간에도 뚜렷한 연관성이 존재한다고 보기 어려운 것으로 판단된다. 따라서 이상의 결과들은 비록 각 지수의 개념에 맞는 정확한 자료를 이용하지는 못했으나, 지역별 비대칭성을 설명하는 데 있어 시장집중도와 시장지배력은 큰 관련성을 갖고 있지 못함을 의미하는 것이라 할 수 있다.

다음으로 브랜드별로 시장집중도를 살펴보면 [표 4]에 나타나 있는 바와 같이 4대 브랜드의 주유소는 전국 주유소의 87.9%를 차지하고 있다. 그러나 지역별 소매 휘발유 시장의 허핀달-허쉬만 지수를 산출한 방식으로부터 얻은 전국 소매 휘발유시장의 시장집중도 지수는 1502.35로, [표 5]의 대부분의 지역별 집중도 지수들보다 작게 나타났다. 특히 국내 주유소는 소유 형태에 따라 직영주유소와 자영주유소로 나뉘고, 그 비율도 8.5%와 91.5%로 자영주유소의 비중이 압도적으로 높은 상황이다.⁸⁾ 따라서 비록 알뜰주유소나 자가 상표에 비해 4대 브랜드 주유소의 시장점유율이 압도적으로 높은 수준을 차지하고 있으나, 소매단계에서 주유소들은 가격설정을 위한 협조관계보다는 경쟁관계를 유지할 가능성이 더 높다.

8) 2020년 10월 말 영업 주유소 기준이다.

결국, 지역별 소매휘발유시장에서와 같이 브랜드별 대칭성을 설명함에 있어서도 시장 집중도 및 시장지배력과 관련된 과점시장 이론은 큰 관련성이 없는 것으로 보인다. 따라서 이와 같은 분석결과는 지역별·브랜드별 소매 휘발유가격에서 발견되는 비대칭성의 차이는 주유소들 간의 암묵적 협력보다는 소비자들의 탐색활동과 관련되었을 가능성이 더 높음을 지적하는 것이다. 다시 말해, 탐색활동에 영향을 미치는 탐색비용의 지역별·브랜드별 차이로 인해 비대칭도에서 차이가 발생할 가능성이 높다는 것이다.

IV. 결 론

본 연구는 2009~2020년까지의 주간자료를 이용하여 두바이유와 MOPS의 가격변화에 대한 지역별·브랜드별 소매 휘발유가격의 비대칭성을 분석하였다. 비대칭 오차수정 모형에 기초하여 얻어진 Wald 검정과 누적조정함수의 추정결과는 다음과 같다. 먼저, 국제유가와 국내 소매 휘발유가격 간의 장기균형관계를 살펴보면, 두바이유의 리터당 1원 변화는 전국 평균 휘발유가격을 1원 이상으로 변화시키는 것으로 나타났다. 반면, MOPS의 리터당 1원 변화는 전국 평균 휘발유가격을 장기적으로 1원 변화시키는 “완전-가격전가”가 이루어지는 것으로 나타났다. 지역별로는 두바이유의 경우, 광주, 울산, 전남 및 제주에서만 “완전-가격전가”의 귀무가설을 기각하지 못하고, 그 외 지역들과 4대 브랜드의 휘발유가격에서는 “완전-가격전가” 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 반면, MOPS의 경우는 인천, 대전, 경기, 충남, 전북과 SK에너지에서만 “완전-가격전가” 귀무가설을 기각하고, 그 외의 지역들과 브랜드에서는 이를 기각할 수 없는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 원유가격인 두바이유와 국제석유제품가격인 MOPS의 역할 차에 기인한다. 다시 말해, 두바이유는 투입물로서 역할을 하고 있으므로 투입물비용 외에 정유과정에서 추가되는 부가가치까지 소매 휘발유가격에 전가되므로 1원 이상으로 가격전가가 이루어지는 것이라 해석할 수 있다. 반면, MOPS는 국내에서 유통되는 휘발유와 동일한 상품을 의미하므로 일물일가의 법칙에 의해 장기적으로 “완전-가격전가”가 이루어지고 있는 것이라 해석할 수 있는 것이다. 한편 Wald 검정결과는 두바이유와 MOPS에 대한 대칭성 결합가설을 대부분의 지역들과 브랜드에서 기각하는 것으로 나타났다.

누적조정함수에 의한 휘발유가격의 비대칭성 분석결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 먼저, 대부분의 지역들과 4대 브랜드에서 두바이유와 MOPS의 리터당 1원 변화에 대한 비대칭성이 통계적으로 유의하게 발견되었으며, 비대칭도는 MOPS에 비해 두바이유에서 더 크게 나타났다. 지역별로는 두바이유에 대해서는 대구, 충북 및 제주 외의 모든 지역에서 비대칭성이 발견되었으며, 울산, 부산, 강원, 전북, 경남 등의 순으로 비대칭도가 나타났다. 브랜드별 휘발유가격에서는 SK에너지, S-OIL, 현대 Oil-bank, GS 칼텍스의 순으로 비대칭도가 나타났다. MOPS에 대해서는 대구, 대전, 충북 및 경북을 제외한 그 외 모든 지역들의 휘발유가격에서 비대칭성이 발견되었고, 비대칭도는

제주, 광주, 서울, 인천 및 전남 순으로 나타났다. 브랜드별 휘발유가격에서는 GS 칼텍스, 현대 Oil-bank, S-OIL, SK에너지 순으로 비대칭도가 나타났다.

비대칭성에 대한 Wald 검정과 누적반응함수의 결과들은 대부분의 지역과 브랜드에서 일치했으나, 충북, 대구, 대전, 경북 및 제주에서는 차이를 갖는 것으로 나타나고 있다. 이처럼 Wald 검정결과와 누적조정함수의 추정치가 다르게 나타나는 점은 동일한 주간자료와 표본기간을 대상으로 하더라도 분석모형에 따라 결과가 달라질 수 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다. 또한 계수들의 등가성을 가정하는 대칭성 결합가설이 기각되더라도, 장기균형으로의 동태적 조정과정에서는 통계적으로 유의한 비대칭성을 나타내지 않을 수 있음을 지적하는 것이라 할 수 있다.

이상의 결과들은 원유가격이나 국제석유제품가격의 리터당 변화에 대해 국내 대부분의 지역들과 4대 브랜드 휘발유가격에서 비대칭성이 발견되고 있음을 지적하는 것이다. 그러나 이들 국제유가들과 국내 휘발유가격 간의 경제적 관계가 서로 동일하지 않으므로 장기적으로 국제유가들의 가격변화가 전가되는 방식이나 이에 반응하는 비대칭성 및 비대칭도에서는 차이가 발생함을 의미하는 것이다. 특히 Wald 검정과 누적반응함수의 결과가 일부 지역들에서 상이하게 나타나고 있다는 점은 비대칭성 분석에 보다 종합적이고 신중한 판단이 요구됨을 의미하는 것이라 할 수 있다.

마지막으로 소매휘발유가격의 비대칭성은 유통단계별 비대칭성에 영향을 받을 수 있다. 따라서 지역별·브랜드별 소매휘발유가격에서 나타나는 비대칭성은 과점시장 이론, 생산조정과정의 시차와 비대칭적 재고조정비용의 존재, 그리고 탐색이론 등에 의해 설명될 수 있을 것이다. 그러나 도매단계의 비대칭성은 모든 지역과 4대 브랜드의 소매휘발유가격에 공통영향을 미치므로, 지역별·브랜드별 휘발유가격에서 발견되는 비대칭성의 차이는 주유소들의 가격설정 방식에 기인할 가능성이 높다. 본 연구는 이와 같은 비대칭성의 차이를 설명하기 위해 주유소들의 협력 가능성을 검토했으나, 소매 휘발유 시장의 구조를 고려할 때 그 가능성은 희박한 것으로 판단되었다. 대신, 탐색활동에 영향을 미치는 탐색비용의 지역별·브랜드별 차이가 비대칭도의 차이를 유발시킬 가능성이 높은 것으로 판단되었다. 따라서 이는 소매휘발유가격의 조정과정에서 존재하는 비대칭성으로 인한 후생손실을 방지하기 위해서는 소비자들의 탐색비용을 감소시킬 수 있는 다양한 지원정책들이 개발되고 실행되어야 함을 지적하는 것이라 할 수 있다.

참고문헌

- 김진웅, “국내 휘발유 가격의 비대칭 반응 현상 연구,” 「통계연구」 제22권 제1호, 통계청, 2017, 65~91쪽.
- 김진웅·김종호, “국제유가 변동에 대한 국내 휘발유 가격의 비대칭적 반응,” 「에너지경제연구」 제8권 제2호, 에너지경제연구원, 2009, 105~131쪽.
- 손양훈·나인강, “휘발유 가격결정과 유가 자유화정책에 관한 연구,” 「자원·환경경제연구」 제11권 제3호, 한국환경경제학회, 2002, 493~513쪽.
- 오선아·허은녕, “국제시장가격변동에 따른 국내석유제품가격의 비대칭분석,” 「에너지경제연구」 제6권 제1호, 에너지경제연구원, 2007, 59~78쪽.
- 오선아·최고봉·허은녕, “국내 석유제품시장의 가격비대칭과 시장지배력 연구,” 「에너지경제연구」 제14권 제3호, 에너지경제연구원, 2015, 1~25쪽.
- 이영임·이진, “국내외 유가변화의 대칭성 검증,” 「경제학연구」 제60집 제2호, 한국경제학회, 2012, 5~26쪽.
- 임상수, “원유 가격에 대한 휘발유 가격의 비대칭성,” 「에너지경제연구」 제6권 제2호, 에너지경제연구원, 2007, 175~198쪽.
- 윤원철, “휘발유가격의 비대칭성에 관한 국제 비교,” 「에너지경제연구」 제13권 제1호, 에너지경제연구원, 2014, 1~21쪽.
- 차경천, “국제유가 변동이 주유소 휘발유 가격에 미치는 Rockets & Feathers 현상,” 「소비자문제연구」 제41권, 한국소비자보호원, 2012, 67~82쪽.
- Al-Gudhea, S., T. Kenc and S. Dibooglu, “Do Retail Gasoline Prices Rise More Readily Than They Fall? A Threshold Cointegration Approach,” *Journal of Economics and Business*, vol.59 no.9, 2007, pp.560-574.
- Bachmeier, L.J. and J.M. Griffin, “New Evidence on Asymmetric Gasoline Price Responses,” *The Review of Economics and Statistics*, vol.85 no.3, 2003, pp.772-776.
- Bacon, R.W., “Rockets and Feathers: the Asymmetric Speed of Adjustment of UK Retail Gasoline Prices to Cost Changes,” *Energy Economics*, vol.13 no.3, 1991, pp.211-218.
- Bettendorf, L., S.A. van der Geest and M. Varkevissier, “Price Asymmetry in The Dutch Retail Gasoline Market,” *Energy Economics*, vol.25 no.6, 2003, pp.669-689.
- Blair, B.F. and J.P. Rezek, “The Effects of Hurricane Katrina on Price Pass-through for Gulf Coast Gasoline,” *Economics Letters*, vol.98 no.3, 2008, pp.229-234.
- Borenstein, S., A.C. Cameron and R. Gilbert, “Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically

- to Crude Oil Price Changes?," *The Quarterly Journal of Economics*, vol.112 no.1, 1997, pp.305-339.
- Chen, L.H., M. Finney and K.S. Lai, "A Threshold Cointegration Analysis of Asymmetric Price Transmission from Crude Oil to Gasoline Prices," *Economics Letters*, vol.89 no.2, 2005, pp.233-239.
- Galeotti, M., A. Lanza and M. Manera, "Rockets and Feathers Revisited : an International Comparison on European Gasoline Markets," *Energy Economics*, vol.25 no.2, 2003, pp.175-190.
- Godby, R., A.M. Lintner, T. Stengos and B. Wandschneider, "Testing for Asymmetric Pricing in The Canadian Retail Gasoline Market," *Energy Economics*, vol.22 no.3, 2000, pp.349-368.
- Grasso, M. and M. Manera, "Asymmetric Error Correction Models for The Oil-gasoline Price Relationship," *Energy Policy*, vol.35 no.1, 2007, pp.156-177.
- 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.
- Johnson, R.N., "Search Costs, Lags and Prices at the Pump," *Review of Industrial Organization*, vol.20, 2002, pp.33-50.
- Kirchgässner, G. and K. Kübler, "Symmetric or Asymmetric Price Adjustment in The Oil Market : an Empirical Analysis of The Relations Between International and Domestic Prices in The Federal Republic of Germany 1972-1989," *Energy Economics*, vol.14 no.3, 1992, pp.171-185.
- Manning, D.N., "Petrol Prices, Oil Prices Rises and Oil Prices Falls: Some Evidence for the UK Since 1972," *Applied Economics*, vol.23 no.9, 1991, pp.1535-1541.
- Meyler, A., "The Pass Through of Oil Prices into euro area consumer Liquid Fuels Prices in an Environment of High and Volatile Oil Prices," *Energy Economics*, vol.31 no.6, 2009, pp.867-881.
- Polemis, M.L. and M.G. Tsionas, "An Alternative Semiparametric Approach to The Modelling of Asymmetric Gasoline Price Adjustment," *Energy Economics*, vol.56, 2016, pp.384-388.
- Radchenko, S., "Oil Price Volatility and The Asymmetric Response of Gasoline Prices to Oil Price Increases and Decreases," *Energy Economics*, vol.27 no.5, 2005, pp.708-730.
- Remer, M., "An Empirical Investigation of The Determinants of Asymmetric Pricing," *International Journal of Industrial Organization*, vol.42, 2015, pp.46-56.

A Study on Price Asymmetry of the Retail Gasoline Market

Cha Kyungsoo*

Abstract

In this study, I attempt to analyze the asymmetric response of retail prices by region and brand to changes in oil prices using weekly data from 2009 to 2020. The results of the cumulative response functions and Wald tests indicate that retail prices of most regions and four major brands in Korea asymmetrically respond to changes in both Dubai crude oil prices and spot prices of the Singapore spot market used for oil prices. However, because the relationship between these two oil prices and retail prices are different one another, the way that changes in these two oil prices are passed through to retail prices, as well as the degree of asymmetry are also different. The possibility of cooperation between gas stations is analyzed to explain the difference in the degree of asymmetry found in retail prices by region and brand. However, considering the retail market concentration, it turns out that the possibility is not high. Instead, it seems that the presence of search costs to find gas stations of low prices causes the price asymmetry, and the difference in search costs results in the different degree of asymmetry by region and brand. These results imply that consumers have to pay extra costs due to the asymmetry in retail prices. Therefore, various policies to reduce consumers' search costs are required.

□ Keywords: Price Asymmetry, Asymmetric Error Correction Model, Cumulative Response Functions

* Professor, Department of Economics, Pusan National University