Asia-Pacific Journal of Business (아태비즈니스연구)
Vol. 14, No. 1, March 2023 (pp.351-364)
https://doi.org/10.32599/apjb.14.1.202303.351

APJB
ISSN 2233-5900 (Print)
ISSN 2384-3934 (Online)

국제 유가 변동성이 국내 휘발유 가격 비대칭성에 미치는 영향

김남제
강원대학교 경제학과 석사과정

김형건
강원대학교 경제·정보통계학부 부교수

An Effect of Volatility of Crude Oil Price on Asymmetry of Domestic Gasoline Price Adjustment

Nam-Jae Kim[a], Hyung-Gun Kim[b]

[a] Department of Economics, Kangwon National University, South Korea
[b] Division of Economics & Information Statistics, Kangwon National University, South Korea

Received 28 February 2023, Revised 18 March 2023, Accepted 25 March 2023

Abstract

Purpose - This study examines the effects of Dubai oil price and the volatility on the asymmetry of domestic gasoline price adjustment. Additionally, the study investigates the effects of "Altteul" gas-station and tax-cut policies on asymmetry.
Design/methodology/approach - Firstly, the study calculates proxies for asymmetry and volatility of each window(every 3-month) by error-correction model and GARCH(1, 1) using daily domestic gas price and Dubai oil price from 2008/04/15 to 2022/12/31. Secondly, the study investigates the effects of the increasing rate of Dubai oil price, volatility, "Altteul" gas-station and tax-cut policies on asymmetry. The autoregressive distributed lag regression model is employed for estimations.
Findings - The study finds that changes in the increasing rate of Dubai oil price and both types of volatility of Dubai oil price increase asymmetry. While "Altteul" gas-station and tax-cut policies decrease asymmetry. Additionally, the study fails to find that asymmetry in the Korean gasoline market in the estimation with total observations.
Research implications or Originality - An increase in Dubai oil price volatility means an increase in cost uncertainty for gas-station owners. Since cost uncertainty is a kind of financial risk, the increase in volatility reinforces the asymmetry. The study provides supporting evidence for the idea.

Keywords: Asymmetric Pricing, Gasoline Price, Oil Price, Price Volatility
JEL Classifications: C22, L11, Q41

[a] First Author, E-mail: skawp701@kangwon.ac.kr
[b] Corresponding Author, E-mail: khg@kangwon.ac.kr
© 2023 The Institute of Management and Economy Research. All rights reserved.

Ⅰ. 서론

생산을 위한 주요 비용이 되는 원료 혹은 중간재의 가격 변화가 최종 생산재의 가격 조정에 비대칭적으로 전가되는 현상은 휘발유 시장에서 뿐만이 아니라 금융, 섬유, 식품, 목재, 화학 등 다양한 시장에서 발생한다(Peltzman, 2000; Meyer and Cramon-Taubadel, 2004 등). 그럼에도 많은 소비자가 휘발유 가격의 비대칭성에 큰 관심을 갖는 중요한 이유 중 하나는 휘발유 시장에서 주유소와 정유사가 가지는 시장 지배력이 상당할 것이라는 생각일 것이다. 상당수의 소비자는 정제업이 가지고 있는 장치 산업으로서의 특성, 정제업에서 소매단계로 연결되는 수직계열화, 도매 단계에서의 과점적 구조, 소매 단계에서의 국지적 경쟁 구조 등과 같은 휘발유 시장의 특징이 소비자보다는 공급자에게 유리한 환경을 제공할 것으로 생각한다. 그리고 이와 같은 시장 환경으로 휘발유 가격은 비합리적으로 결정되며 비대칭성은 비합리적 가격결정의 증거라고 생각하기도 한다.

실제, 휘발유 가격의 비대칭성을 분석한 많은 연구에서도 비대칭성이 발생하는 궁극적인 원인은 비경쟁적 시장 구조 내 생산자의 강한 시장 지배력에 기인하는 것으로 판단하고 있다. 휘발유 비대칭성에 대한 초기 연구에서 중요한 위치를 차지하는 Borenstein, Cameron and Gilbert(1997) 역시 비대칭성의 주요 원인을 설명함에 있어 공급자의 강한 시장 지배력을 기본 가정으로 취하고 있다. Borenstein, Cameron and Gilbert(1997)가 설명하는 비대칭성의 첫 번째 원인은 생산자들의 한정된 재고(inventory)에 기인한다. 설명에 따르면, 휘발유 생산자는 예상하지 못한 수요의 감소에 대해서는 쉽게 재고(생산량)를 줄이는 방법을 통해 가격의 큰 변화 없이 대응이 가능하다. 반면, 예상치 못한 수요의 증가에 대해서는 일반적으로 단기간 내에 재고(생산량)를 늘리는 것이 어려운 경향이 있다. 따라서 보유하고 있는 한정된 재고로부터 이윤을 극대화하기 위하여 생산자는 가격을 올리게 된다. 결국, 수요 증감에 대한 생산자의 재고 및 가격 전략의 변화가 가격의 비대칭성을 야기한다는 것이다. 비대칭성이 발생하게 되는 두 번째 원인은 과점 협력에 기인한다고 한다(Borenstein, Cameron and Gilbert, 1997). 국제 유가나 도매가격의 하락으로 생산 비용이 감소하였을 때 생산자가 제품의 가격 인하를 시도하게 되면 해당 생산자의 경쟁자는 이를 가격경쟁의 신호로 받아들일 수 있다. 그 때문에 비용 감소가 발생하더라도 감소의 폭이 상당한 수준에 이르지 않는 한 경쟁자에게 가격경쟁의 신호를 주지 않기 위해서라도 가격 인하를 주저할 가능성이 크다. 이와 같은 암묵적 과점 협력으로 생산자는 가격 인상에는 과감하지만, 인하에는 소극적인 비대칭적 가격조정을 하게 될 수 있다. 마지막으로 비대칭성을 야기하는 세 번째 원인은 휘발유의 높은 가격변동성에서 찾을 수 있다(Borenstein, Cameron and Gilbert, 1997). 가격 상승 시 소비자들은 낮은 가격의 주유소를 찾기 위한 노력을 더 많이 하게 된다. 이런 소비자의 탐색 행위는 가격 상승 시 생산자에게 가격 인상 억제의 압력으로 작동하게 된다. 물론, 반대로 가격 인하 시 소비자들은 낮은 가격의 생산자를 찾으려는 노력을 약화하게 된다. 하지만, 휘발유 가격의 변동성이 높아져 소비자의 탐색 비용이 상승하게 되면, 가격 상승 시 낮은 가격을 찾으려는 소비자의 노력은 상승한 탐색 비용만큼 감소하게 된다. 그러므로 이와 같은 논리에 의해서 휘발유 가격이 높은 변동성을 보일 때 가격 비대칭성이 더욱 심해질 수 있다.

우리나라의 휘발유 시장을 대상으로 한 연구에서도 주유소 휘발유 가격의 비대칭성은 대체로 주유소의 시장 지배력을 통해 설명하고자 한다. 오선아, 최고봉, 허은녕(2015)은 국내 석유제품 가격의 비대칭성을 확인함에 있어 공급자의 시장 지배력을 고려한 실증분석을 실시한 바 있다. 연구에서의 시장 지배력은 가격에 대한 생산량 혹은 수요량의 영향을 통해 확인하고 있다. 그리고 Hong and Lee(2020)는 시장 지배력이 높을 것으로 기대되는 섬 지역과 일반 지역 내 주유소들의 비대칭성 간의 비교를 통해 시장 지배력과 비대칭성 간의 양(+)의 관계가 있음을 확인하고 있다. 여기서 조금 더 나아가, 국내 휘발유 가격의 비대칭성을 분석한 연구 중 김형건(2022)은 재고 비용에 대한 공급자의 재무적 부담이 비대칭성을 강화할 수 있다는 점을 지적하고 있다. 재고 비용이 큰 고유가 시기에는 가격 상승 시 재무적 부담을 최소화하기 위해 가능한 빠른 속도로 비용을 가격으로 전가할 유인이 존재한다. 물론, 가격 하락 시에는 빠른 가격 전가의 유인이 없다. 반대로 저유가 상황에서는 오히려 재무적 부담이 그리 크지 않기 때문에 가격 상승 시 가격 전가에 대한 재무적 여유를 가지게 된다. 물론, 이와 같은 공급자의 가격결정 행태는

공급자의 시장 지배력이 강하다는 전제하에서 설명이 가능하다. 김형건(2022)은 분위수 회귀를 통해 고유가 시기일수록 휘발유 가격의 비대칭성이 심해진다는 점을 실증적으로 확인하여 위의 설명을 지지하고 있다. 이와 유사한 논리를 통해 동 연구에서는 국제 유가의 변동성이 국내 휘발유 가격 조정의 비대칭성을 강화할 수 있다는 점을 확인하고자 한다.

Borenstein, Cameron and Gilbert(1997)의 설명처럼 유가 변동성의 확대는 소비자 입장에서 낮은 가격의 주유소를 찾는 탐색 비용을 증가시키게 된다. 그리고 이로 인해 휘발유의 비대칭성은 더욱 강화될 수 있다. 반면, Radchenko(2005)는 공급자의 입장에서 유가의 변동성이 확대되는 경우 과점 협력이 실패할 가능성이 커지고 이로 인해 비대칭성이 약화할 수 있다고 주장한다. 하지만, 김형건(2022)에서 설명한 바와 유사하게, 공급자의 입장에서 재고 비용의 불확실성이 커진다는 것은 재무 위험이 커진다는 것을 의미하게 된다. 공급자 우위의 시장에서의 공급자는 당연히 이와 같은 재무 위험을 제거하기 위해 변동성 확대 시 가능한 빠른 속도로 비용을 가격에 반영하여 위험을 전가하고자 할 유인이 있다. 반면 변동성 감소 시에는 이를 지연하는 전략을 택할 가능성이 크다. 그러므로 소비자 측면뿐 아니라 공급자 측면에서도 국제 유가의 변동성 확대는 휘발유 가격의 비대칭성을 강화할 가능성이 클 것이다.

이를 확인하기 위해 본 연구에서는 Radchenko(2005)에서와 유사한 방법을 통해 국제 유가의 변동성이 국내 휘발유 가격의 비대칭성에 미치는 영향을 실증 분석하고자 한다. 분석을 위해 사용된 자료는 2008년 4월 15일부터 2022년 12월 31일까지의 일일 전국 평균 휘발유 가격이다. 비대칭성에 대한 국제 유가 변동성의 영향은, 먼저 비대칭성과 변동성 각각에 대한 대리변수를 만들고, 이후, 비대칭성에 미치는 변동성의 영향을 다른 결정요인들과 함께 자기회귀시차분포(ARDL) 모형을 통해 추정하게 된다. 비대칭성 대리변수는 3개월간의 일일 자료를 사용하여 오차수정모형을 통해 추정하여 만들고, 변동성의 두가지 대리변수는 각각 3개월간의 무조건부 분산과 GARCH 모형의 추정을 통한 조건부 분산을 사용하여 설정하게 된다. 일간 자료로 되어 있는 전체 기간 174개월을 3개월씩 분할하여 해당 기간 중의 비대칭성과 변동성을 추정한다. 그러므로 자기회귀시차분포 모형을 사용한 최종 추정에는 총 58개의 관찰값이 사용된다. 추정 결과, 유가의 변동성은 비대칭성을 강화하는 것으로 추정되었다. 추가적으로 알뜰주유소 도입 이후에 대한 더미 변수와 유류세를 인하한 기간에 대한 더미 변수들은 모두 비대칭성을 약화하는 추정계수를 갖는 것으로 나타났다. 이와 같은 추정 결과는 앞서 설명한 바와 같이, 국제 유가 변동성은 소비자의 탐색비용과 공급자의 재고 위험을 증가시키고 이로 인해 결과적으로 휘발유 가격의 비대칭성을 강화하는 원인이 될 것이라는 가설을 지지하게 된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선, 다음 Ⅱ장에서는 대리변수를 만들기 위한 모형 및 자료와 최종 추정에 사용한 모형 및 자료에 대해서 설명하고, Ⅲ장에서 추정 결과를 서술하고 해석한다. 마지막 Ⅳ장에서 연구를 요약하고 향후 필요한 연구의 방향에 대해서 설명하도록 한다.

Ⅱ. 모형 및 자료

1. 모형

1) 비대칭성

동 연구는 비대칭성에 미치는 국제 유가의 변동성의 영향을 추정하는 것에 주요 목적이 있다. 그러므로, 우선, 전체 기간으로 3개월이라는 일정한 기간으로 모두 구분하고 각 기간에 대한 비대칭성과 변동성을 먼저 추정하게 된다. 대리 변수를 만드는 것이 동 추정의 주요 목적인 만큼 사용 모형은 가장 일반적으로 많이 사용하는 추정 모형을 선택하고자 하였다. 동 연구에서는 Borenstein, Cameron and Gilbert(1997)의 오차수정모형을 사용하였다. 국제 유가와 국내 휘발유 가격 간의 장기 균형 관계는 다음 식과 같이 나타낼 수 있다.

$$G_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서 G_t는 t시점의 국내 휘발유 가격, D_t는 t시점의 국제 유가이다. α_0는 추정할 상수항 모수, α_1는 국제 유가에 대하여 추정할 모수이다. 오차항 ε_t는 평균 0을 갖고 안정적이라고 가정된다. 실제 추정에서는 변수 간의 공적분 관계를 고려하여 Park(1992)의 정준공적분회귀(CCR; Canonical Cointegrating Regression)를 사용한다. 이때, 변수 간의 단기 방정식은 다음 식과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta G_t = \gamma + \sum_{i=0}^{k} \beta_i \Delta D_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서 ΔG_t는 $G_t - G_{t-1}$, ΔD_t는 $D_t - D_{t-1}$으로 각각 국내 휘발유 가격과 국제 유가의 차분항이고 ΔD_{t-i}은 ΔD_t의 i기 시차항이다. γ는 추정할 상수항 모수이고 $i = 0, \cdots, k$일 때, β_i는 ΔD_{t-i}에 대하여 추정할 모수이다. 이때 오차항 ϵ_t 또한, 평균 0을 갖고 안정적이라고 가정된다. 위의 식을 비대칭 모형으로 전환하면 다음과 같다.

$$\Delta G_t = \gamma + \sum_{i=0}^{k} [\beta_i^P \Delta D_{t-i}^P + \beta_i^N \Delta D_{t-i}^N] + \epsilon_t \quad (3)$$

여기서 ΔD_{t-i}^P는 $\max(\Delta D_{t-i}, 0)$로 ΔD_{t-i}가 양(+)의 값이면, ΔD_{t-i}의 값을 취하고, ΔD_{t-i}가 음(-)의 값이면, 0을 갖는 국제 유가 상승항이다. ΔD_{t-i}^N는 $\min(\Delta D_{t-i}, 0)$로 ΔD_{t-i}가 음(-)의 값이면, ΔD_{t-i}의 값을 취하고, ΔD_{t-i}가 양(+)의 값이면, 0을 갖는 국제 유가 하락항이다. $i = 0, \cdots, k$일 때, β_i^P과 β_i^N는 각각 ΔD_{t-i}^P과 ΔD_{t-i}^N에 대하여 추정할 모수이다. 변수 간의 공적분 문제를 완화하기 위하여 관련 연구에서 사용하는 일반적인 방법인 오차수정모형을 도입한 식은 다음과 같다.

$$\Delta G_t = \gamma + \sum_{i=0}^{k} [\beta_i^P \Delta D_{t-i}^P + \beta_i^N \Delta D_{t-i}^N] + \rho u_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

여기서 u_{t-1}는 $G_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 D_{t-1}$으로 (1)의 장기 균형 방정식의 추정을 통해 구한 시차 잔차항이다. Granger and Lee(1989)는 오차수정모형 내에서 시차 잔차항의 비대칭성을 고려할 것으로 제안한 바 있다. 이를 식 (4)에서 고려하면 다음 식 (5)를 얻을 수 있다.

$$\Delta G_t = \gamma + \sum_{i=0}^{k} [\beta_i^P \Delta D_{t-i}^P + \beta_i^N \Delta D_{t-i}^N] + \rho^P u_{t-1}^P + \rho^N u_{t-1}^N + \epsilon_t \quad (5)$$

여기서 u_{t-1}^P는 $\max(u_{t-1}, 0)$으로, 국제 유가 상승항과 유사하게, u_{t-1}이 양(+)의 값이면 u_{t-1}의 값을 취하고, u_{t-1}가 음(-)의 값이면 0을 갖는 양의 시차 잔차항이다. u_{t-1}^N는 $\min(u_{t-1,} 0)$으로, u_{t-1}이 음(-)의 값이면 u_{t-1}의 값을 취하고, u_{t-1}가 양(+)의 값이면 0을 갖는 음의 시차 잔차항이다.

위의 식에서 추정된 계수는 해당 기간의 비대칭성을 계산하기 위해 사용된다. 우선, 각 추정 계수가 의미하는 바를 생각해보면, 식 (5)에서 β_i^P과 β_i^N는 각각 ΔD_{t-i}^P과 ΔD_{t-i}^N가 ΔG_t에 직접 미치는 영향만을 나타낸다. 그러므로 국제 유가의 충격에 대한 국내 휘발유 가격의 조정을 고려하기 위해서는 일정 기간 중의 누적된 조정액을 고려하여야 한다. 이와 같은 누적 조정액은 누적반응함수(cumulative response function)를 통해 나타낼 수 있다. 그리고 비대칭성을 반영하기 위해서는 누적반응함수를 양(+)과 음(-)의

함수로 구분하게 된다. 양의 누적반응함수는 다음과 같이 구성된다.

$$CRF_0^P = \beta_0^P \tag{6}$$

$$CRF_1^P = CRF_0^P + \beta_1^P + \rho^P \max\left\{(\beta_0^P - \alpha_1), 0\right\} + \rho^N \min\left\{(\beta_0^P - \alpha_1), 0\right\}$$

$$\vdots$$

$$CRF_k^P = CRF_{k-1}^P + \beta_k^P + \rho^P \max\left\{(\beta_{k-1}^P - \alpha_1), 0\right\} + \rho^N \min\left\{\beta_{k-1}^P - \alpha_1), 0\right\}$$

여기서 α_1은 위의 장기 균형 방정식 내에서 국제 유가의 계수이다. 따라서 CRF_k^P는 t시점의 국제 유가 상승이 $t+k$시점의 국내 휘발유 가격에 미치는 영향을 나타낸다. CRF_k^N는 위의 식에서 β_k^P와 β_{k-1}^P 대신 β_k^N와 β_{k-1}^N을 사용하여 구할 수 있다. t시점의 국제 유가 상승과 하락의 t시점에서 $t+s$시점까지 국내 휘발유 가격에 대한 영향의 비대칭성은 다음과 같이 계산한다.

$$Asym_s = \sum_{j=0}^{s} (CRF_j^P - CRF_j^N) \tag{7}$$

그러므로 동 연구에서 의미하는 비대칭성이란 특정 기간 중 양의 누적반응함수와 음의 누적반응함수의 차이를 뜻하는 특정 기간 내에서의 양적 비대칭성을 의미하게 된다.

2) 유가 변동성

Radchenko(2005)에서와 유사하게 동 연구에서 역시 변동성에 대한 대리 변수는 무조건부 분산과 조건부 분산 2가지 유형을 사용한다. 〈Table 1〉은 연구에서 사용한 두가지 변동성에 대한 정의를 나타낸다. Vol1은 해당 기간(3개월) 내에 해당하는 일일 국제 유가의 분산으로 정의하고 Vol2는 전체 기간의 일일 자료를 GARCH(1, 1)를 사용하여 추정한 추정 조건부 분산의 해당 기간(3개월) 내 평균을 의미한다. GARCH(1, 1)를 통해 추정된 추정 조건부 분산을 유가 변동성의 대리 변수로 사용하는 방법은 Lee, Ni and Ratti(1995)의 제안 이후 많은 연구에서 사용된 바가 있다(Sadorsky, 1999; Pindyck, 2004; Radchenko, 2005 등).

Table 1. Definition of Volatility Measures

Type	Definition
Vol1	Variance of observations in the window
Vol2	Mean of conditional variances of observations in the window from GARCH(1,1) regression for total observations

GARCH(1, 1)은 다음 식과 같이 나타낼 수 있다. 아래와 같이 추정된 조건부 분산, $\hat{\sigma_t^2}$을 Vol2의 계산에 사용한다.

$$\Delta D_t = \psi_0 + \sum_{h=0}^{p} \psi_h \Delta D_{t-h} + e_t, \quad e_t \sim N(0, \sigma_t^2),\ t = 1, \cdots, \tau \tag{8}$$

$$\sigma_t^2 = \phi_0 + \phi_1 e_{t-1}^2 + \phi_2 \sigma_{t-1}^2$$

3) 추정 모형 (ARDL)

최종적으로 국제 유가의 변동성이 국내 휘발유 가격의 비대칭성에 미치는 영향을 추정하기 위해서는 기본적 형태의 자기회귀시차분포(ARDL) 모형을 사용한다. 변동성의 종류에 따라 모형 또한 2가지로 설정된다. 두 모형은 변동성 변수 이외에는 모두 변수로 이루어진다.

$$Asym_{s,w} = a_0 + \sum_{z=1}^{p} r_z Asym_{s,w-z} + \sum_{d=0}^{q1} a_{1,d} Dubai_{w-d} + \sum_{v=0}^{q2} a_{2,n,v} Vol_{n,w-v} + \sum_{l=0}^{q3} a_{3,l} Altteul_{w-l} + \sum_{x=0}^{q4} a_{4,x} Tax_{w-x} + e_w, \quad n = 1,2 \tag{9}$$

여기서 a_0은 추정할 상수항 모수이다. a_1과 a_2는 각각 국제 유가와 변동성에 대하여 추정할 모수이고 a_3과 a_4는 각각 알뜰주유소 더미변수와 유류세 더미변수에 대하여 추정할 모수이다. 여기서 w는 해당 기간(3개월)을 나타낸다. $Asym_{s,w}$은 해당 기간의 s기 누적 비대칭성을 나타낸다. $Dubai_w$는 해당 기간 국제 유가의 평균이고, $Vol_{1,w}$, $Vol_{2,w}$는 각각 해당 기간의 Vol1, Vol2를 나타낸다. $Altteul_w$는 알뜰주유소 도입 여부 더미 변수이고 Tax_w는 유류세 인하 기간에 대한 더미 변수이다.

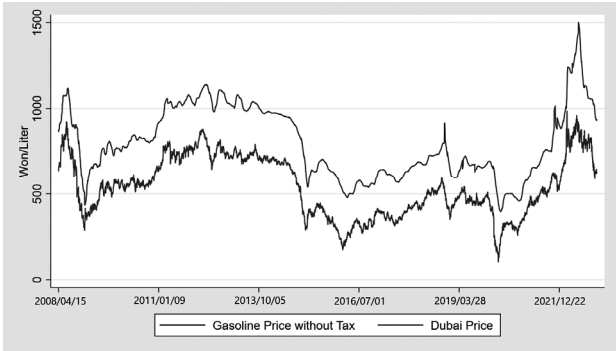
2. 사용 자료 및 기초통계량

1) 원자료

분석에 사용된 국내 휘발유 가격과 국제 유가 자료는 2008년 4월 15일부터 2022년 12월 31일까지의 일간 자료로 모두 한국석유공사 오피넷의 자료를 사용하였다. 총 관찰값은 5,374일이다. 국내 휘발유 가격은 전국 주유소 평균 보통휘발유 가격에서 세금을 제외한 가격이고 국제 유가는 두바이 유가를 사용하였다. 두 자료 모두 단위는 원/리터이다.

마지막 추정에서 기준이 되는 자료의 주기는 1분기에 해당하는 3개월로 정하였다. 그러므로 비대칭성과 변동성은 모두 해당 3개월 중 90일의 일간 자료를 통해 추정 및 계산되어 각 분기를 대리하는 변수로 사용되게 된다. 3개월의 기간 중 90일을 넘어가는 날짜가 하루, 이틀 정도 발생하는 경우 해당 날짜에 해당하는 자료를 추정에 사용되지 않았다.

Fig. 1. Trend of Gasoline Price without Tax and Dubai Oil Price



Source: Opinet

〈Fig 1〉은 분석 기간 중 국내 휘발유 가격과 두바이 유가의 추이를 나타낸다. 국내 휘발유 가격은 국제 유가에 비하여 상대적으로 적은 변동을 나타낸다. 이는 주유소 휘발유 가격에 전국 평균 가격이 사용되었다는 특성에 기인한 것으로 판단된다. 국내 휘발유 가격의 최솟값은 2020년 5월 15일의 리터당 396.6원이고 최댓값은 2022년 7월 1일의 1,500.9원이다. 위에서 설명한 바와 같이 세금을 제외한 가격이며, 해당 시점의 세금은 각각 리터당 851.0원과 628.0원이었다. 2022년 7월 1일은 유류세 인하 기간 중에 해당하여 최솟값인 2020년 5월 15일보다 오히려 세금이 적은 것으로 나타났다. 국제 유가의 최솟값은 2020년 4월 22일의 리터당 104.7원이고 최댓값은 2022년 3월 9일의 985.5원이다. 국내 휘발유 가격과 국제 유가는 자연로그 변환하여 사용하였다[1]. 〈Table 2〉는 사용 변수들의 단위근과 안정성 검정 결과가 나타나 있다. 두 수준 변수는 모두 ADF, PP, DF-GLS 검정에서 단위근이 존재한다는 귀무가설 기각에 실패하였다. 또한 KPSS 검정의 안정적 시계열이라는 귀무가설은 1% 유의수준에서 기각하여 수준 변수들은 안정적이지 않은 것으로 나타났다. 하지만 두 차분 변수는 모든 단위근 검정에서 단위근 존재의 귀무가설을 1% 수준에서 기각하였고 KPSS 검정의 안정성 귀무가설은 기각에 실패하였다. 이를 종합할 때, 두 변수 모두 I(1)으로 판단하였다.

Table 2. Results from Unit Root and Stationarity Tests

Variable	ADF	PP	DF-GLS	KPSS
ln(Gas)	-0.211	-1.096	-0.817	40.572 ***
ln(Dubai)	-2.145	-1.984	-2.024	0.073 ***
Δln(Gas)	-51.154 ***	-58.212 ***	-10.102 ***	40.554
Δln(Dubai)	-77.746 ***	-77.855 ***	-27.778 ***	0.587

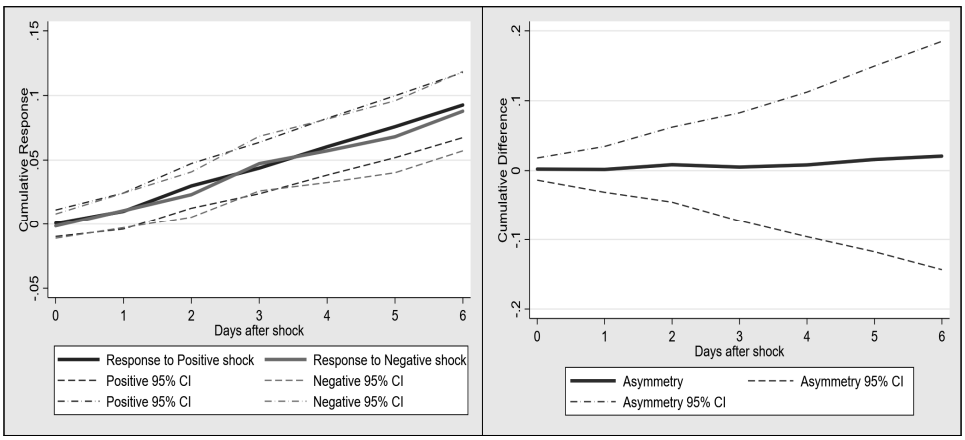
Notes: 1. p: ***<0.01, **<0.05 and *<0.10.
2. Trend terms are included in tests for level variables.
3. The null hypothesis of ADF, PP and DF-GLS tests are the presence of a unit root.
4. The null hypothesis of KPSS test is the presence of trend or level stationarity.
5. ADF, PP, DF-GLS and KPSS indicate tests from Dickey and Fuller(1979), Phillips and Perron(1988), Elliott, Rothenberg and Stock(1996) and Kwiatkowski et al.(1992), respectively.
Source: Opinet

2) 전체 기간에 대한 비대칭성 추정

동 연구에서는 비대칭성에 대한 대리변수를 만들기 이전에 전체 관찰값 기간에 대한 비대칭성에 대한 추정을 실시하였다[2]. 〈Fig 2〉는 전체 기간 5,374개의 일일 자료를 오차수정모형 식 (5)를 추정하여 계산한 누적반응함수(좌측)와 이를 통해 계산한 비대칭성(우측)을 나타낸다. 비대칭성의 추정에 대한 시차는 주유소 시장의 현실과 소비자의 반응을 고려하여 7일을 기준으로 결정하였다. 〈Fig 2〉에서 확인되는 바와 같이 우리나라의 비대칭성은 국제 유가의 충격 이후 2일 후, 4, 5, 6일 이후에 일부 발생하기는 한다. 하지만, 점선으로 나타낸 신뢰구간에서 확인되는 바와 같이, 양(+)의 반응과 음(-)의 반응 간에는 유의한 차이를 거의 나타내고 있지 않다. 종합적으로 평가하였을 때, 분석 기간 중에는 우리나라 휘발유 시장에 평균적 비대칭성은 나타나지 않는 것으로 판단할 수 있다.

1) 사용 자료의 기초통계량은 부록 Table A에 나타나 있다.
2) 전체 추정결과는 부록 Table B에 수록하였다.

Fig. 2. Cumulative Responses to Positive and Negative Shock and Cumulative Difference



Note: CI indicates Confidence Interval
Source: Opinet

3) 추정에 사용된 자료의 기초통계량

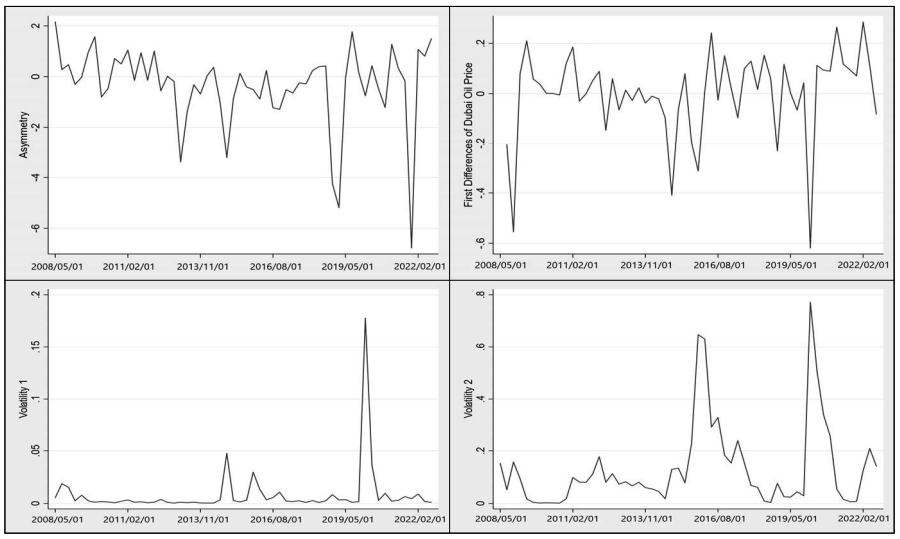
앞서 설명한 바와 같이, 동 연구에서 휘발유 가격의 비대칭성과 두바이 유가의 변동성은 모두 3개월로 구분된 기간(window) 내의 일일 자료를 통해 추정하여 사용하였다. 대리 변수의 추정을 위해 사용된 첫 번째 기간은 2008년 5월~2008년 7월에 해당하는 자료이고 마지막 기간은 2022년 8월~2022년 10월에 해당하는 자료이다. 따라서 추정에 사용된 최종 관찰값의 수는 58개이다. 〈Table 3〉은 추정에 사용된 변수들의 기초통계량을 보여준다. 비대칭성을 나타내는 Asym의 평균은 −0.3374로 평균적으로 반대-비대칭성이 나타났다. 전체 58개 기간 중 비대칭성이 나타난 기간은 26개인데 반해 반대-비대칭성이 나타난 기간은 32개였다. 이와 같은 결과는 위의 전체 비대칭성 추정에서의 결과와 일치한다. Asym의 최솟값에 해당하는 기간은 2021년 11월~2022년 1월이고, 최댓값은 2008년 5월~2008년 7월의 추정값이다. 무조건부 분산을 의미하는 Vol1의 최솟값은 2012년 11월~2013년 1월의 0.0002이고 최댓값 0.1775는 2020년 2월~2020년 4월의 Vol1이다. GARCH(1, 1)을 통해 추정된 Vol2의 최솟값은 2010년 8월~2010년 10월의 0.0007이고 최댓값은 Vol1의 최댓값과 같이 2020년 2월~2020년 4월에 해당한다. 알뜰주유소 더미를 나타내는 Atteul은 정책이 도입되는 시기를 반영하여 2012년 2월부터 1의 값을 갖도록 하였다. 다만, 2011년 11월부터 2012년 1월까지의 기간에 대해서는 도입된 기간이 1월에만 해당한다는 점을 감안하여 1/3의 값을 갖도록 하였다. 나머지 기간에 대한 Atteul은 "0"의 값을 갖는다. 알뜰주유소 더미와 유사하게 분석 기간 중 유류세 인하 정책이 실시되었던 기간에 대해서는 더미 변수를 적용하였다. 대상 기간 동안, 유류세 인하 정책은 3번 시행되었다. 첫 번째는 2008년 3월부터 2008년 12월까지, 두 번째는 2018년 11월부터 2019년 8월까지 시행되었다. 마지막 유류세 인하는 2021년 11월부터 시행되어 현재까지도 적용되고 있다. 해당 기간에 대해서는 유류세 인하 더미인 Tax의 값을 "1"로 설정하였고 그렇지 않은 기간에 대해서는 "0"의 값을 부여하였다. 알뜰주유소 더미와 유사하게 1개의 관찰값인 3개월 중 일부 기간 중에만 유류세 인하 정책이 해당하는 경우에는 해당하는 기간 만큼의 가중치를 적용하였다. 〈Fig 3〉은 추정에 사용된 기간별 Asym, ⊿Dubai, Vol1, Vol2의 추세를 보여준다.

Table 3. Basic Statistics of Variables Used in Regression

Variable	Mean	Standard Deviation	Min	Max
Asym	-0.3374	1.5712	-6.7753	2.1530
ln(Dubai)	6.2330	0.3439	5.5287	6.7711
Δ ln(Dubai)	-0.0002	0.1717	-0.6189	0.2857
Vol1	0.0082	0.0242	0.0002	0.1775
Vol2	0.1324	0.1639	0.0007	0.7712
Atteul	0.7414	0.4417	0	1
Tax	0.1667	0.3600	0	1

Source: Opinet

Fig. 3. Trend of Asymmetry, First Difference of Dubai Oil Price and Volatility Measures



Note: Dates on X axis indicate starting dates of the window.
Source: Opinet

Ⅲ. 추정결과

자기회귀시차분포(ARDL) 모형의 추정에 앞선 안정성 검정에서는 자연로그를 취한 두바이 유가만이 I(1)으로 확인되었고 나머지 모든 변수는 I(0)인 것으로 나타났다[3]. 그러므로, 비대칭성에 대한 추정에는 두바이 유가에 대해서만 차분 변수를 사용하였다. ARDL에 대한 시차는 BIC 기준을 통해 결정하였다. 시차는 AR항만 3개의 시차가 있는 것으로 결정되었다. 분기 자료를 사용한다는 점을 고려하였을 때 현실적인 시차 결정으로 판단된다.

3) 사용된 변수들의 단위근 검정 결과는 부록 Table C에 서술하였다.

Table 4. Results from Models including Different Types of Volatility Measure

Classification		Coefficient	Standard Error	t-value	P > |t|
Model1	$Asym_{-1}$	-0.087	0.140	-0.63	0.534
	$Asym_{-2}$	-0.373	0.126	-2.96 ***	0.005
	$Asym_{-3}$	-0.443	0.131	-3.37 ***	0.002
	Δln(Dubai)	4.348	1.582	2.75 ***	0.009
	Vol1	20.379	9.836	2.07 **	0.044
	Atteul	-1.633	0.524	-3.12 ***	0.003
	Tax	-1.807	0.626	-2.89 ***	0.006
	Constant	0.518	0.427	1.12	0.231
Model2	$Asym_{-1}$	-0.107	0.140	-0.77	0.448
	$Asym_{-2}$	-0.334	0.124	-2.68 **	0.010
	$Asym_{-3}$	-0.429	0.131	-3.26 ***	0.002
	Δln(Dubai)	3.171	1.315	2.41 **	0.020
	Vol2	2.321	1.234	1.88 *	0.067
	Atteul	-1.782	0.548	-3.25 ***	0.002
	Tax	-1.676	0.635	-2.64 **	0.011
	Constant	0.497	0.432	1.15	0.255

Notes: 1. Dependant Variable: Asym
2. p: ***<0.01, **<0.05 and *<0.10.
Source: Opinet

추정 결과, 국제 유가의 변동성은 Vol1과 Vol2 모두 휘발유 가격의 비대칭성에 통계적으로 유의한 수준에서 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 이외의 변수들에 대해서는 국제 유가 변화율의 상승이 비대칭성을 강화하는 것으로 나타났고 알뜰주유소와 유류세 인하 더미에 대한 계수는 모두 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과들은 모두 경제적 이론과 부합하는 것으로 보인다. 우선, 비대칭성에 대한 변동성의 영향은 앞서 설명한 바와 같이 소비자와 생산자 모두의 행태에 의해 발생한다. 소비자의 입장에서 유가 변동성의 확대는 탐색 비용의 상승을 의미한다. 때문에 유가 변동성이 커지면 탐색에 대한 노력이 약화되고 이로 인해 주유소 가격 결정의 비대칭성은 더욱 강화될 수 있다. 그리고 생산자의 입장에서 유가 변동성의 확대는 재무 비용의 불확실성 즉 재무적 위험의 증가를 의미한다. 그러므로 생산자 역시 유가 변동성이 강한 시기에 비대칭성을 확대할 유인을 갖게 된다.

추가적으로 우리나라에서 알뜰주유소 정책은 주유소 간의 가격경쟁을 크게 강화한 것으로 알려져 있다(정준환, 이지연, 김형건, 2013; Koh, Jeon and Lee, 2022 등). 그러므로 알뜰주유소 정책은 공급자의 시장 지배력을 약화시켰을 가능성이 크고 이로 인해 휘발유 가격 비대칭성은 약화되었을 것이다. 또한, 유류세 인하 정책은 주로 국제 유가의 급격한 상승기에 실시되고는 한다. 그리고 유류세 인하 정책이 시행될 때에는 정부가 주유소 가격에 대한 모니터링을 강화하기도 하고 세금 인하만큼의 가격 인하를 간접적으로 요구하기도 한다. 이와 같은 정부의 압력이 아마 휘발유의 비대칭성을 약화시키는 결과를 초래하였을 것으로 짐작된다.

Ⅳ. 결론

휘발유 가격의 비대칭성은 주로 공급자의 시장 지배력이 강한 시장에서 생산자의 한정된 재고(inventory), 생산자 간의 과점적 협력, 혹은 유가 변동성에 의한 소비자의 탐색 비용 변화 등 다양한 원인에 의해 발생하는 것으로 알려져 있다. 이중, 동 연구는 유가 변동성의 확대가 소비자의 탐색 비용을 증가시켜 공급자의 시장 지배력을 더욱 강화할 뿐 아니라 생산자 측면에서도 유가 변동성의 확대가 재고 비용의 불확실성이라는 위험의 증가로 해석되어 가격 조정의 비대칭성을 강화할 수 있다는 점에 주목하였다. 본 연구에서는 이와 같은 가능성을 실증적으로 확인하기 위해 두바이유 가격의 변동성이 국내 휘발유 가격 조정의 비대칭성에 미치는 영향을 살펴보았다.

실증 분석을 위해서는 2008년 4월 15일부터 2022년 12월 31일까지의 일간 국내 평균 휘발유 가격과 두바이 유가를 사용하였다. 국제 유가 변동에 대한 국내 휘발유 가격의 비대칭성이라는 대리 변수를 만들기 위해서는 각 기간(3개월) 내의 일일 자료를 오차수정모형을 통해 추정하였고, 유사한 방법으로 유가 변동성의 대리 변수를 만들기 위해서는 전체 기간에 대한 조건부 분산을 GARCH(1, 1)으로 추정하고, 각 기간(3개월) 내의 추정 조건부 분산에 대한 기간 평균을 계산하였다. 추가적으로 동일 기간 중의 무조건부 분산 역시 유가 변동성에 대한 또 다른 대리 변수로 함께 사용하였다. 국제 유가 변동에 대한 국내 휘발유 가격의 비대칭성에 대한 결정요인들을 추정한 결과, 국제 유가의 변화율과 국제 유가의 변동성은 모두 비대칭성을 강화하는 것으로 나타났다. 반면, 알뜰주유소 정책과 유류세 인하 정책은 휘발유 가격의 비대칭성을 약화한 것으로 추정되었다. 이와 같은 결과들은 모두 경제학적 이론과 부합한 것으로 판단된다. 국제 유가의 변화율이 비대칭성에 양(+)의 영향을 미치고 있다는 결과는 김형건(2022)의 연구 결과와 유사한 시사점을 가진다. 김형건(2022)에 의하면, 높은 국제 유가는 공급자에게 재고 비용의 상승을 의미하고 이는 재무상의 위험이 높아진 것으로 해석될 수 있다. 때문에 유가가 상승하게 되면 재고 위험을 줄이기 위해 공급자는 보다 빠른 시간 내 비용을 판매 가격에 전가하고자 할 것이다. 이와 같은 공급자의 행태는 비대칭성을 더욱 확대하는 원인이 된다. 이와 유사한 논리로, 동 연구에서 초점을 맞추고 있는 유가 변동성의 확대 역시 공급자에게는 재고 비용의 위험이 커짐을 의미한다. 때문에 유가 상승과 마찬가지로 유가 변동성의 확대는 가격 조정의 비대칭성을 강화하는 원인이 된다. 그 외 알뜰주유소 정책은 시장의 가격 경쟁을 강화한 것으로 이미 알려져 있다. 추가적으로 유류세 인하로 인한 비대칭성의 약화는 동 연구에선 초점을 맞추지는 않았지만 향후 연구할 가치가 있는 주제로 보인다. 동 연구에서의 결과만으로 해석한다면, 유류세 인하 정책이 실시되는 경우 시장에서는 언제나 정부의 가격 압력이 가중되고 정부뿐 아니라 다양한 시민 단체들의 가격 모니터링이 진행된다. 이와 같은 사회적 압력으로 인해 동 기간에는 휘발유 가격의 비대칭성이 축소되었을 가능성이 있는 것으로 판단된다.

동 연구는 휘발유 가격의 비대칭성에 대한 국내 연구 중 드물게 비대칭성의 원인을 규명하고자 하였다. 물론, 공급자의 시장 지배력과 휘발유 가격의 비대칭성 간의 관계를 확인하고자 하는 관련 국내 연구는 일부 있었지만 동 연구와 같이 휘발유 가격 비대칭성의 결정요인을 추정한 연구는 아직 많지 않은 것으로 알고 있다. 향후, 국내 휘발유 가격의 비대칭성과 관련하여 비대칭성의 유무를 확인하기 위한 연구와 더불어 비대칭성의 원인을 규명하기 위한 연구들이 더욱 많이 이루어질 필요가 있을 것이다. 특히, 동 연구에서와 유사한 방법을 개별 주유소들의 휘발유 가격에 적용한다면 주유소의 가격 결정의 비대칭성과 함께 개별 주유소 간 이질적 가격 결정 행태에 대한 이해의 폭을 넓히는 것에 크게 도움이 될 수 있을 것으로 기대된다.

References

김형건 (2022), "국내 유가에 대한 국내 휘발유의 가격 조정 분석: 분위수 자기회귀시차분포 모형을 사용하여", *자원·환경경제연구*, 31(4), 755-775.

오선아, 최고봉, 허은녕 (2015), "국내 석유제품시장의 가격비대칭과 시장지배력 연구", *에너지경제연구*, 14(3), 1-25.

정준환, 이지연, 김형건 (2013), "알뜰주유소 전환으로 인한 자영주유소의 휘발유가격 인하효과 분석", *에너지경제연구*, 12(1), 125-158.

Borenstein, S. and A. C. Cameron, R. Gilbert (1997), "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?", *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 305-339.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.

Elliott, G., T. J. Rothenberg and J. H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64(4), 813-836.

Granger, C. W. J. and T. H. Lee (1989), "Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships using Multicointegration and Non-symmetric Error Correction Models", *Journal of Applied Econometrics*, 4(SI), S145-S159.

Hong, W. H. and D. Lee (2020), "Asymmetric Pricing Dynamics with Market Power: Investigating Island Data of the Retail Gasoline Market", *Empirical Economics*, 58(5), 2181-2221.

Koh K., S. Jeon and J. Lee(2022), "The Effects of Price Competition on Firms' Operations and Market Price: Evidence from a Retail Gasoline Market", *Energy Economics*, 108(c).

Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

Lee, K., S. Ni and R. A. Ratti (1995), "Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability", *Energy Journal*, 16(4), 39-56.

Meyer, J. and S. von Cramon-Taubadel (2004), "Asymmetric Price Transmission: A Survey", *Journal of Agricultural Economics*, 33(3), 581-611.

Park, J. Y. (1992), "Canonical Cointegrating Regressions", Econometrica, 60(1), 119–143.

Peltzman, S. (2000), "Price Rise Faster than They Fall", *The Journal of Political Economy*, 108(3), 466-502.

Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75(2), 335-346.

Pindyck, R. S. (2004), "Volatility in Natural Gas and Oil Markets", *The Journal of Energy and Development*, 30(1), 1-19.

Radchenko, S. (2005), "Oil Price Volatility and the Asymmetric Resoponse of Gasoline Prices to Oil Price Increases and Decreases", *Energy Economics*, 27(5), 708-730.

Sadorsky, P. (1999), "Oil Price Shocks and Stock Market Activity", *Energy Economics*, 21(5), 449-469.

Appendix

Table A. Descriptive Statistics

Variable	Mean	Standard Deviation	Min	Max
ln(Gas)	6.648	0.265	5.983	7.314
ln(Dubai)	6.237	0.352	4.651	6.893
Δln(Gas)	0.000	0.005	-0.159	0.133
Δln(Dubai)	-0.000	0.021	-0.385	0.297

Note: Δ indicates first difference method.
Source: Opinet

Table B. Result of the Asymmetric Regression with Total Observations

Variable	Coefficient (β_i^{PorN} or ρ^{PorN})	Standard Error	t-value	Significance
ΔD_0^P	0.0008	0.0054	0.15	0.882
ΔD_{-1}^P	-0.0041	0.0054	-0.76	0.446
ΔD_{-2}^P	0.0063	0.0054	1.16	0.245
ΔD_{-3}^P	0.0007	0.0054	0.13	0.896
ΔD_{-4}^P	0.0037	0.0054	0.68	0.494
ΔD_{-5}^P	0.0029	0.0054	0.55	0.584
ΔD_{-6}^P	0.0045	0.0053	0.86	0.390
ΔD_0^N	-0.0014	0.0049	-0.29	0.771
ΔD_{-1}^N	-0.0014	0.0051	-0.28	0.782
ΔD_{-2}^N	-0.0010	0.0051	-0.19	0.846
ΔD_{-3}^N	0.0108	0.0051	2.11 **	0.035
ΔD_{-4}^N	-0.0029	0.0051	-0.56	0.576
ΔD_{-5}^N	-0.0017	0.0051	-0.34	0.737
ΔD_{-6}^N	0.0074	0.0051	1.45	0.148
u_{-1}^P	-0.0180	0.0014	-12.70 ***	0.000
u_{-1}^N	-0.0184	0.0016	-11.26 ***	0.000
Constant	-0.0000	0.0001	-0.24	0.809

Notes: 1. Dependant Variable: ΔG.
2. p: ***<0.01, **<0.05 and *<0.10.
Source: Opinet.

Table C. Results from Unit Root and Stationarity Tests for Regression Variables

Variable	ADF	PP	DF-GLS	KPSS
Asym	-6.355 ***	-6.274 ***	-3.324 ***	0.337
Dubai	-1.938	-2.202	-1.693	1.251 ***
⊿Dubai	-6.557 ***	-6.518 ***	-3.931 ***	0.206
Vol1	-6.468 ***	-6.441 ***	-5.182 ***	0.226
Vol2	-3.600 ***	-3.690 ***	-3.625 ***	0.519 **

Notes: 1. p: ***<0.01, **<0.05 and *<0.10.
2. The null hypothesis of ADF, PP and DF-GLS tests are the presence of a unit root.
3. The null hypothesis of KPSS test is the presence of zero-mean or level stationarity.
4. ADF, PP, DF-GLS and KPSS indicate tests from Dickey and Fuller(1979), Phillips and Perron(1988), Elliott, Rothenberg and Stock(1996) and Kwiatkowski et al.(1992), respectively.

Source: Opinet

Table D. The Correlation Matrix of the Volatility Measures

	Vol1	Vol2
Vol1	1	-
Vol2	0.6407 ***	1

Note: p: ***<0.01, **<0.05 and *<0.10.
Source: Opinet