

재고를 고려한 국제원유가격변동에 따른 휘발유 가격의 비대칭성 연구

배지영* · 김수현** · 김문정** · 오수민** · 허은녕***

요약 : 본 연구에서는 국제 원유가격의 변동에 따른 휘발유 가격의 조정 과정에 원유 재고량이 미치는 영향을 오차수정모형을 통해 분석하였다. 분석에는 미국시장의 자료를 이용하였으며, 분석기간은 1988년 1월부터 2012년 12월까지이며 전체기간에 대한 분석과 더불어 5년 단위로 구간을 나누어 구간별 비대칭성의 여부와 정도의 변화에 대해 원유 재고가 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 전체 기간에서는 재고변수 도입 여부와 관계없이 모두 대칭성이 나타났으나 구간별로는 공적분 관계를 가지는 경우에 한하여 원유와 재고 간 유의한 관계가 성립하였다. 또한 구간별로 비대칭적 조정이 다르게 나타났으며, 재고 변수 도입 여부에 의해 비대칭성의 정도가 다름도 확인하였다. 본 연구의 분석결과는 향후 비대칭성 연구에 있어서 재고 변수를 고려하여 구간별 유가의 변동성을 분석할 필요가 있음을 보여준다.

주제어 : 국제원유가격, 휘발유가격, 원유재고, 비대칭 분석, 오차수정모형

JEL 분류 : C3, D4, Q4

접수일(2013년 8월 31일), 수정일(2013년 12월 3일), 게재확정일(2013년 12월 12일)

* 서울대학교 기술경영경제정책 대학원, 교신저자(e-mail: silkcat@snu.ac.kr)

** 서울대학교 에너지시스템공학부 대학원

*** 서울대학교 에너지시스템공학부 부교수(e-mail: heoe@snu.ac.kr)

The Asymmetric Response of Gasoline Prices to International Crude Oil Price Changes Considering Inventories

Jeeyoung Bae, Soohyeon Kim, Moonjung Kim, Soomin Oh, and Eunnyeong Heo

ABSTRACT : This study analyzed the impact of crude oil inventory while gasoline price adjusts to international crude oil price(WTI) fluctuations. We mainly focused on asymmetric relationship between crude oil and petroleum product prices and added oil inventory as an variable, using the error correction model which is based on Borenstein et al.(1997). This paper selected the sample period from January 1988 to December 2012, analyzed the asymmetry of each intervals and the influence of crude oil inventory to the degree of asymmetry changes, both full period and five years period respectively. The results showed that when considering crude oil inventory, existence and degrees of time-amount asymmetry varies.

Keywords : Crude Oil Price, Inventory, Asymmetry, Error Correction Model

Received: August 31, 2013, Revised: December 3, 2013, Accepted: December 12, 2013.

* Technology Management, Economics, and Policy Program, Seoul National University
(e-mail: silkcat@snu.ac.kr)

** Department of Energy Systems Engineering, Seoul National University

*** Associate Professor, Department of Energy Systems Engineering, Seoul National University
(e-mail: heoe@snu.ac.kr)

I. 서론

원유 가격과 석유제품 가격은 국가 경제 전반에 영향을 미치는 중요한 요소라는 점에서, 석유제품 가격이 국제원유 가격의 변동에 따라 어떻게 결정되는지에 대해 다양한 연구가 진행되어 왔다. 국제원유 가격이 상승하는 경우에 국내 석유제품 가격은 상승하고, 국제 원유 가격이 하락할 때에는 석유제품 가격이 하락하는 가격조정과정을 거치는데, 원유가격이 오를 때와 하락할 때의 국내석유제품 가격변동이 국제가격의 변동과 서로 다르게 나타나는 경우, 즉 국제원유가격이 하락했을 때에 국내석유제품가격이 그에 상응하여 하락하지 않는 경우 가격조정 비대칭(price asymmetry)이 있다고 본다(Bacon, 1991). 1990년대 전 세계적으로 석유시장 규제가 풀리기 시작하면서 원유 가격 상승에 대한 석유제품 가격의 반응 속도와 하락에 대한 반응 속도가 다르다는 의문이 제기되었다. 특히 최근 아시아 지역의 원유 수요 증가와 투기자금 거래 등으로 원유에 대한 수급이 타이트해진 상황일수록 낮은 수준의 재고는 유가 변동성에 더 큰 영향을 미칠 수 있다(Kuper 2012). 국제원유현물 가격의 상승과 하락에 따른 국내 휘발유 소비자가격의 조정 과정에서 비대칭성이 존재하는지 여부는 국가별, 유종별, 기간별로 상이할 뿐 아니라, 생산분배 구조, 상류·하류, 월별·일별 자료의 특성에 따라서도 다르게 나타날 수 있다. 오선아·허은영(2005)에 따르면 미국 시장과 같이 정유사의 가격 결정에 있어서 국제현물가격의 변동이 충분히 반영되는 시장가격결정 형태를 가지는 경우, 즉 완전경쟁시장에 가까울수록 비대칭이 나타나지 않는 경향이 있다.

한편 국제원유시장에서 거래되는 원유 가격의 변동이 석유제품 가격에 영향을 미치는 요인을 정확히 파악하기 위해서는 원유의 수요·공급적 측면뿐 아니라 투기자금의 이동, 미국의 원유 재고량, 정치적 사건의 발생 등을 고려해야 한다. 특히 비대칭성에 대한 분석에 있어서 재고를 고려하는 것은 중요하다. 재고의 대표적인 역할인 소비나 공급을 평활화(smoothing)하는 완충효과는 원유 가격의 변동에 따른 휘발유 가격의 조정 과정에서 영향을 미칠 것으로 예상되기 때문이다. 재고를 통해 예기치 않았던 수요의 상승이나 생산 부족에 대비할 수 있으며, 생산과정에서 높은 고정비용이나 계절성이 존재할 경우 자원의 지속적 발굴, 저장·방출 활동을 통해 급

격한 가격의 증감을 원충시키며 수요 변동에 따른 생산량 변화로 인해 소요되는 비용을 감소시킨다(Pindyck, 2001).

특히 세계 최대의 원유수입국이자 세계 3위의 원유생산국인 미국의 원유 재고는 OECD 전체 재고량의 약 43%를 차지하며, 미국의 재고량 조정은 미국 내에서 생산되는 벤치마크 원유인 WTI를 비롯한 국제원유시장에서 거래되는 원유 가격에 상당한 영향을 미친다. 따라서 미국의 원유 재고는 국제원유시장에 발생한 충격으로 인해 원유 가격에 변동이 생길 경우 이에 대한 휘발유 가격의 반응 과정에서 나타나는 비대칭성 여부 및 정도에 영향을 미칠 것으로 보인다. 가령, 미국의 원유 시장은 상대적으로 완전경쟁시장에 가까워서 원유 가격과 휘발유 가격 간 관계는 대칭적이더라도, 수요와 공급에 따른 가격 결정과정에서 재고가 충격에 대한 완충 작용을 통해 시장의 가격 메커니즘을 저해하는 방향으로 작용할 경우 비대칭성이 나타날 가능성이 있다. 그러나 재고 변수가 비대칭성 여부에 미치는 영향은 시차나 구간, 장기적 균형관계 존재 여부 등에 따라 달라질 것으로 예상된다.

이에 본 연구에서는 국제원유 중 WTI의 가격 변동에 따른 휘발유 가격의 반응을 공적분 검정과 오차수정모형에 기반한 비대칭성 검정을 이용하여 분석하고, 이 과정에서 재고 변수가 비대칭성 여부에 어떤 영향을 미치는지 그 역할을 살펴볼 것이다.

II. 선행연구

초기 연구들은 주로 국제 휘발유 가격과 자국 휘발유 가격 간 비대칭성 여부를 중심으로 진행되었다. Bacon(1991)은 1982년부터 1989년까지 영국의 격주 데이터를 사용하여 영국의 휘발유 소매가격과 도매가격간 비대칭성 분석 결과, 휘발유 소매가격 상승 시의 조정(upward adjustment)은 가격 하락 시기보다 빠르고 집중적으로 나타나 가격 조정이 비대칭적임을 확인하였다. Borenstein *et al.*(1997)은 1986년 3월부터 1992년 12월까지의 미국 주별 데이터를 사용하여 휘발유 가격의 반응 속도는 원유가격이 상승할 때 하락할 때보다 빠른 것을 확인하였다. Galeotti *et al.*(2003)은 독일, 프랑스, 영국, 이탈리아, 스페인을 대상으로 1985년 1월부터 2000년 6월까지 월별 가연 휘발유 데이터를 바탕으로 원유 가격과 휘발유 현물 가격간의 관계를

분석한 결과, 각 국가들에서 원유 가격과 휘발유가격 간 비대칭적 조정을 확인하였다. Godby *et al.*(2000)는 캐나다의 13개 도시를 대상으로 1990년부터 1996년 동안 주별 데이터를 사용한 프리미엄 휘발유와 일반 휘발유에서 국제 원유가격 간 비대칭성이 발견되지 않았다고 분석하였다.

한편, 오선아·허은녕(2005)이 국제 원유가격 변동에 따른 국가별 석유제품가격 변동에 대해 실시한 비교분석에 따르면, 한국과 미국에서는 대칭적 가격 조정을 보였으며 영국에서는 비대칭적 가격 조정이 목격되었다. 이렇듯 휘발유 가격과 원유 가격간의 비대칭성의 존재에 있어서 합의된 바는 없으며, 가격에 영향을 미치는 보다 다양한 원인을 고려하여 비대칭성 모델에 대한 분석을 실시할 필요성이 제기되고 있다.

최근에는 휘발유 가격 조정에 영향을 미치는 요인으로 재고(inventory) 변수를 도입한 가격 비대칭성에 관한 연구가 시도되었다. 대표적으로 Borenstein *et al.*(1997, 2002)이 휘발유 가격과 원유가격간 비대칭적 가격 조정현상이 발생하는 원인을 휘발유 재고의 존재로 설명하였다. Borenstein *et al.*(1997)은 Reagan and Weitzman(1982)의 모델에 기반하여 생산 시차와 재고조절비용으로 휘발유 가격과 원유 가격간 비대칭성을 설명하였다. Reagan and Weitzman(1982) 모델에 따르면, 재고는 이윤 극대화를 추구하는 기업으로 하여금 갑작스런 수요 변화 혹은 가격 변화를 보다 넓은 기간으로 확장시킴으로써 그 영향을 상쇄한다. 즉 원유 가격 상승 시에는 기업들이 가격을 조정수단으로 채택함으로써 유가 충격이 석유제품가격에 완전히 반영되는 반면, 원유가격 하락 시에는 기업들이 재고를 조절함으로써 상쇄된 충격이 휘발유 가격에 추가되어 가격 조정 시 비대칭적인 양상을 띠게 된다는 것이다.

Kaufmann and Laskowski(2005)는 1986년부터 2002년까지 원유도입 가격과 휘발유 및 난방유, 휘발유 및 난방유 재고 가격을 사용하여 비대칭성을 분석한 결과, 휘발유 가격이 원유가격 상승 시 더 빨리 반응함을 확인하였다. Radchenko and Shapiro(2011)는 1991년부터 2010년까지 미국의 휘발유 재고, 휘발유 가격과 원유 가격의 주별 데이터를 이용한 연구에서 휘발유 가격 조정 분석에 있어서 재고 충격에 대한 휘발유와 석유 가격의 반응은 비대칭적이며 재고 수준의 상승은 유가의 중대한 하락을 야기한 반면, 재고 수준의 하락은 의미 있는 영향을 미치지 못했음을 확인하였다.

한편, Kuper(2012)는 가격 조정 비대칭성 검정에서 휘발유 재고를 설명 변수로 도입한 이전의 연구들과는 달리 Pindyck(2004)의 모델을 바탕으로 편의수익 (convenience yield) 개념을 사용하여 간접적으로 원유 재고를 변수로 도입하였다. Kuper(2012)의 분석 결과에 따르면, 1987년에서 2010년까지 미국의 원유 가격과 휘발유 가격의 변동은 수요와 공급 충격 뿐 아니라 재고 수준에 영향을 받으며, 마케팅 비용이 높은 경우 휘발유 가격이 상승하고 마케팅 비용이 하락하면 휘발유 가격이 하락하였다. 또한 재고의 한계편의수익은 휘발유 가격에 비대칭적 영향을 미쳤으며 재고 수준의 상승은 유가의 중대한 하락을 야기한 반면, 재고 수준의 하락은 유가에 의미 있는 영향을 미치지 못하였다.

그러나 원유가격변동에 따른 휘발유 가격 조정과정에서 재고의 역할을 고려한 비대칭성 연구는 많지 않을 뿐 아니라, 재고를 변수로 도입한 연구들의 경우 대부분 휘발유 재고를 사용하였거나, 편의수익과 리스크 프리미엄 측면에서 재고가 원유 가격의 동화에 미치는 역할 등을 간접적으로 설명하고 있어서 원유 재고가 원유 가격의 변동과 이에 따른 휘발유 가격의 조정에 미치는 역할과 과정에 대한 연구는 아직 없는 실정이다. 이에 미국의 원유 재고량은 국제원유시장에서 결정되는 원유 가격 변동에 있어서 수요와 공급 이외의 측면을 설명하기 위한 주요 변수 중 하나로서 고려할 필요가 있으며, 원유 가격과 휘발유 가격 관계의 장기 균형이 성립하는지 여부에 있어서 영향을 미치는 변수인지 등을 확인할 필요가 있다. 이러한 연구는 기존의 원유 가격과 휘발유 가격 간의 비대칭성 연구에서 합의되지 못한 비대칭성의 존재 여부 및 구간별 장기균형 회복 속도 등에 대한 다양한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 보인다.

III. 방법론

미국 휘발유 현물가격과 WTI 가격, 원유의 상업적 재고량간의 비대칭성 분석을 수행하기 위해 우선 휘발유 현물가격, WTI 가격과 재고량 시계열 자료의 안정성을 검정하였다. 시계열 분석 자료의 안정성 검정을 위해 오차항의 이분산성까지 고려한 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 방법론(Said and Dickey, 1984)을 이용하여 단

위근 검정을 실시하였다.

단위근 검정을 통하여 시계열 자료의 안정성이 검정된 후에는 시계열 자료의 계절성 유무를 고려하였다. 이는 휘발유가격과 원유가격의 비대칭성에 원유재고량의 영향을 보기 위한 본 연구의 분석결과에 계절적 요인과 같은 일정한 변동성이 더해져서 변수간의 관계를 근원적으로 파악하기 어려워질 수 있다는 단점을 극복하기 위한 것이다. 본 연구에서는 월별 관측치의 평균값이 다르고, 월별 평균값이 시간의 흐름에 관계없이 일정하다는 가정 하에 Lazaros *et al.*(2012)의 방법을 이용하였다. 이는 원 시계열 자료에서 월별 가변수로 회귀분석 한 다음 잔차항을 계절추세를 제거한 조정된 휘발유 가격으로 보고 회귀분석 과정을 수행하는 방법론이다. 시계열 자료의 계절성을 제거하기 위한 식은 다음과 같다. 회귀분석을 위한 가변수(M_t)처리 상의 독립변수가 1년을 기준으로 12개 이므로 가변수는 N-1에 해당되는 11이 된다.

$$G_t = \alpha + \sum_{t=1}^{11} d_t M_t + u_t \quad (1)$$

단위근 검정을 이용하여 시계열 자료의 안정성을 검정하고, 가변수 처리 방법으로 계절성 요인을 제거한 시계열 자료를 이용하여 원유 가격과 휘발유 가격간의 장기 관계를 파악하기 위한 공적분 검정을 실시하였다. 본 연구에서는 Johansen(1991)의 방법론을 적용하였다. Johansen(1991) 공적분 검정 방법론은 벡터자기회귀모형을 바탕으로 공적분 관계를 검정하는 방법론으로, I(1) 벡터를 차분항과 장기균형항으로 변환하여 모형을 구성한다. Johansen(1991)에 따르면 벡터자기회귀모형에서 I(1) 변수들의 장기적인 균형관계를 나타내는 계수에 대한 위수(rank)의 개수가 공적분 관계의 개수가 된다. Johansen(1991) 공적분 검정 방법론은 검정 모형으로 벡터자기회귀모형을 사용하기 때문에 다변량 공적분 검정이 가능하며 Engle and Granger(1987)의 공적분 검정에서 종속 변수에 따라 공적분 검정 결과가 일치하지 않을 수 있는 문제점을 보완한 방법론이다.

본 연구에서의 비대칭 오차수정모형은 WTI 원유가격과 원유의 상업적 재고량 변동에 따른 미국 휘발유 가격의 조정을 시차적으로 나타내며 장단기의 변동을 모두

나타낼 수 있는 모형인 Borenstein *et al.*(1997)의 비대칭모형을 이용하였다. 이 비대칭 오차수정모형은 미국 걸프 만(Gulf Coast) 휘발유 월말 현물가격(G_t)과 WTI 원유가격(W_t), 원유의 상업적 재고량(I_t) 그리고 오차항(error term)을 추가한 다음 식에서 출발한다.

$$G_t = \Phi_0 + \Phi_1 W_t + \Phi_2 I_t + \epsilon_t \quad (2)$$

앞의 식에서 t 시점에 WTI 원유가격의 변동인 ΔW_t 가 발생하는 경우 미국 걸프 만(Gulf Coast) 휘발유제품가격은 t 시점부터 $t+n$ 시점 까지 n 기간에 걸쳐 영향을 받는다고 할 때 식 (3)과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{bmatrix} \Delta G_{1,t}^t & = & \alpha_0 \Delta W_t \\ \Delta G_{1,t+1}^t & = & \alpha_1 \Delta W_t \\ & \vdots & \\ \Delta G_{1,t+n}^t & = & \alpha_n \Delta W_t \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta G_{2,t}^t & = & \beta_0 \Delta I_t \\ \Delta G_{2,t+1}^t & = & \beta_1 \Delta I_t \\ & \vdots & \\ \Delta G_{2,t+n}^t & = & \beta_m \Delta I_t \end{bmatrix}$$

즉, ΔG 의 위첨자 t 는 WTI 원유가격이 변화한 시점을 의미하며, 식 (2)를 미국 휘발유 가격의 변화시점을 기준으로 바꾸면 t 시점에서의 WTI 원유가격의 전체 변화는 이전의 n 기간 동안 원유 가격의 변화에 영향을 받게 되므로 식 (3)과 같이 표현되고 이를 다시 정리하면 식 (4)와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta G_t &= \Delta G_{1,t}^t + \dots + \Delta G_{1,t}^{t-n} + \Delta G_{2,t}^t + \dots + \Delta G_{2,t}^{t-m} \\ &= \sum_{i=0}^n \alpha_i \Delta W_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta I_{t-i} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

식 (4)에서 WTI 원유가격이 상승할 때와 하락할 때의 변화의 대칭성을 보기 위해서 상승과 하락의 시기에 따라 구분하여 표현하면 식 (5)가 된다. 식 (5)에 휘발유

가격 자신의 과거항에 대한 차분변수들을 추가하면 식 (6)과 같다.

$$\Delta G_t = \sum_{i=0}^n (\alpha_i^+ \Delta W_{t-i}^+ + \alpha_i^- \Delta W_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^m (\beta_i^+ \Delta I_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta I_{t-i}^-) + \epsilon_t \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta G_t &= \sum_{i=0}^n (\alpha_i^+ \Delta W_{t-i}^+ + \alpha_i^- \Delta W_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^m (\beta_i^+ \Delta I_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta I_{t-i}^-) \\ &+ \sum_{j=1}^s (\delta_j^+ \Delta G_{t-j}^+ + \delta_j^- \Delta G_{t-j}^-) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

원유가격과 휘발유 현물가격 사이의 장기적 관계 및 장기적 관계로 회귀하려는 성질을 고려하여 식 (1)의 관계로부터 도출된 1차 오차수정항을 추가하고 오차항이 백색잡음(white noise)이 되는 것을 확인한 후 장기적 관계에서의 단기적 조정과정을 고려하여 수정하면 식 (7)이 된다.

$$\begin{aligned} \Delta G_t &= \sum_{i=0}^n (\alpha_i^+ \Delta W_{t-i}^+ + \alpha_i^- \Delta W_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^m (\beta_i^+ \Delta I_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta I_{t-i}^-) \\ &+ \sum_{i=1}^s (\delta_i^+ \Delta G_{t-i}^+ + \delta_i^- \Delta G_{t-i}^-) + \theta(G_{t-1} - \Phi_0 - \Phi_1 W_{t-1} - \Phi_2 I_{t-1}) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

최종적으로 원유 재고량을 고려한 비대칭성 영향을 분석하기 위해서 재고 변수를 추가하였을 때 휘발유 가격과 원유가격간 공적분이 존재하지 않는 경우 (6)으로 두고 존재하는 경우에는 (7)로 설정하였다. 이와 반대로, 원유재고량 변수를 적용하지 않았을 때와 비교하기 위하여 휘발유 가격과 원유 가격 간 공적분이 존재하지 않는 경우에는 식 (8)을 적용하였고 공적분이 존재하는 경우에는 다음의 식 (9)가 설정되었다.

$$\Delta G_t = \sum_{i=0}^n (\alpha_i^+ \Delta W_{t-i}^+ + \alpha_i^- \Delta W_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^s (\delta_i^+ \Delta G_{t-i}^+ + \delta_i^- \Delta G_{t-i}^-) + \epsilon_t \quad (8)$$

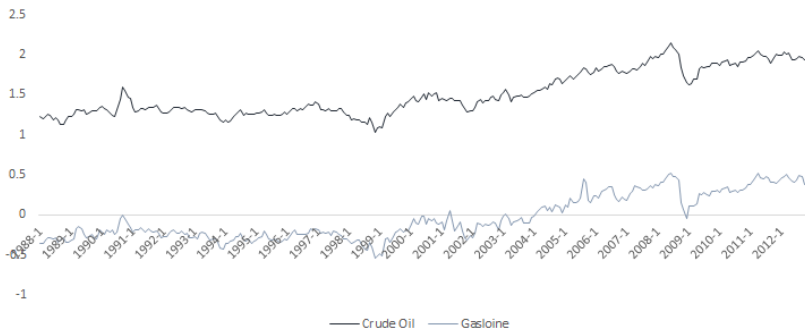
$$\begin{aligned} \Delta G_t &= \sum_{i=0}^n (\alpha_i^+ \Delta W_{t-i}^+ + \alpha_i^- \Delta W_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^s (\delta_i^+ \Delta G_{t-i}^+ + \delta_i^- \Delta G_{t-i}^-) \\ &+ \theta(G_{t-1} - \Phi_0 - \Phi_1 W_{t-1}) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

IV. 자료 및 실증분석 결과

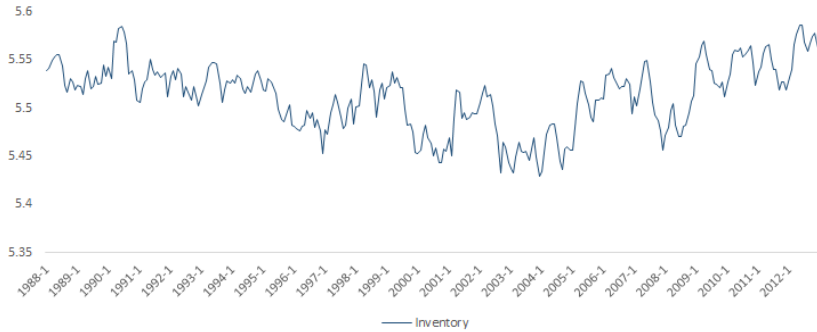
1. 분석자료

본 연구는 1988년 1월부터 2012년 12월까지 월말 자료를 대상으로 원유 가격과 휘발유 가격의 비대칭성 분석과정에서 원유 재고의 영향을 분석하였다. 전체 기간에 대한 분석 이외에도 5년 간격으로 각 시기에 따른 변화를 관찰하기 위해, 전체 구간을 1988~1992(기간 1), 1993~1997(기간 2), 1998~2002(기간 3), 2003~2007(기간 4), 2008~2012(기간 5)의 다섯 구간으로 구분하여 각각에 대한 비대칭성 분석을 반복 시행하였다. 이들은 각각 국제유가 안정기, 국제유가 상승기, 국제적 경제위기 등과 연계되어 있다. 원유 및 석유제품의 거래가 활발하여 유동성이 높은 미국 시장을 분석의 대상으로 하여, 원유 가격은 WTI 원유 가격을 사용하고, 휘발유 가격은 걸프 만에서 거래되는 전통 휘발유(Conventional Gasoline, Gulf Coast) 가격, 재고 변수로는 미국의 상업적 재고량을 사용하였다. 스케일의 조정을 위해 모든 시계열 자료에 로그를 취하였으며, 휘발유 가격은 가변수(dummy)를 활용해 계절적 추세를 제거하고 자료는 Energy Information Administration(EIA)에서 제공하는 자료를 활용하였다.

〈그림 1〉 Movement of WTI crude oil and gasoline price(log)



〈그림 2〉 Movement of the U.S. commercial crude oil inventory



2. 분석결과

1) 안정성 검정 결과

원유 가격과 휘발유 가격, 재고 자료의 안정성(stationarity)을 검정한 결과 전체 기간 및 5개의 개별 구간에 대해 모든 변수는 1% 유의수준에서 단위근을 갖는 것으로 나타났다. 이들 변수를 한 번 차분한 결과 안정한 시계열이 되는 I(1) 자료임이 확인되었다. 불안정한 시계열을 차분하지 않고 분석할 경우 가성회귀의 문제가 발생할 수 있기 때문에 공적분 검정을 통해 장기적 균형관계를 갖는 경우 오차수정모형(ECM, Error Correction Model)으로 비대칭성을 분석하고, 그렇지 않은 경우 오차수정항을 포함하지 않는 자기회귀모형을 통해 분석하였다.

2) Johansen(1991) 공적분 검정 결과

변수들 간의 장기적 균형관계를 확인하기 위해 Johansen(1991) 공적분 검정을 수행하였다. 먼저 재고 변수를 도입하기 전 원유 가격과 휘발유 가격 간 공적분 존재를 확인하고, 재고 변수를 도입한 후에는 원유와 휘발유 가격, 재고 간 공적분 검정을 하였다. 공적분이 존재하는 구간은 장기적 균형관계가 있으므로 오차수정항을 포함하였고, 그 외의 구간에서는 단기적 비대칭성만을 검정하였으며 최적시차는 AIC를 기준으로 하였다.

원유와 휘발유 가격간의 공적분 검정 결과, 전체 기간에서 공적분이 존재하며, 5

개 구간 중 1997년~2002년(기간 3)과 2008년~2012년(기간 5)을 제외한 나머지 기간 1, 기간 2, 기간 4의 구간에서도 공적분이 존재하였다(<표 2>). 한편, 재고 변수를 도입하여 원유 가격, 휘발유 가격, 재고 간 공적분 검정을 실시한 결과, 전체 기간에서는 여전히 공적분이 존재했지만, 개별 구간에서는 이전과는 달리 1993년~1997년(기간 2), 2003년~2007년(기간 4)을 제외한 기간 1, 기간 3, 기간 5의 구간에서 공적분이 존재하는 것으로 나타났다(<표 2>).

최적시차는 휘발유와 원유 가격만을 고려하는 경우와 재고 변수를 함께 고려하는 경우 기간 1을 제외하고는 각각 다르게 나타나 원유 가격의 상승과 하락에 따른 반영 시기에 차이를 보였다(<표 1>, <표 2>).

<표 1> Results of Johansen(1991) cointegration test: crude oil and gasoline

Time	Optimal lag	Maximum rank	Eigen value	λ_{trace}
1988~2012	4	0	-	50.243***
		1	0.151	1.941
1988~1992 (period 1)	2	0		29.190***
		1	0.297	8.735
1993~1997 (period2)	2	0	-	25.942***
		1	0.298	4.734
1998~2002 (period 3)	4	0	-	16.716
		1	0.218	1.977
2003~2007 (period 4)	1	0	-	23.379**
		1	0.281	3.547
2008~2012 (period 5)	4	0	-	17.140
		1	0.221	2.148

1) ** indicates that the statistic rejects null hypothesis of no/one or fewer cointegrating equations at 5% significance level and ***, at 1% significance level.

〈표 2〉 Results of Johansen(1991) cointegration test: crude oil, gasoline and inventory

	Optimal lag	Maximum rank	Eigen value	λ_{trace}
1988~2012	3	0	-	73.822***
		1	0.180	14.881
		2	0.043	1.746
1988~1992 (period 1)	2	0	-	38.448**
		1	0.315	16.472
		2	0.181	4.848
1993~1997 (period 2)	1	0	-	33.764
		1	0.322	10.457
		2	0.120	2.755
1998~2002 (period 3)	3	0	-	49.276***
		1	0.375	21.073**
		2	0.279	1.409
2003~2007 (period 4)	2	0	-	31.549
		1	0.323	8.139
		2	0.079	3.165
2008~2012 (period 5)	2	0	-	40.623**
		1	0.388	11.206
		2	0.110	4.212

1) ** indicates that the statistic rejects null hypothesis of no/one/two or fewer cointegrating equations at 5% significance level and ***, at 1% significance level.

3) 비대칭성 검정 결과

비대칭성 검정 결과, 전체 기간에서는 원유 가격의 등락에 따른 휘발유 가격의 조정에서 대칭성이 나타났고 재고 변수 도입 후에도 대칭성이 유지되었으며, 오차수 정향은 재고 변수 도입 전후 모두 유의하게 나타나 장기 균형을 회복하는 양상을 띠었다. 전체 기간을 5년 단위로 5개 구간(기간 1~기간 5)으로 나누어 분석한 결과, 1988년~1992년(기간 1) 구간에서는 원유 가격 변동에 대해 휘발유 가격은 시간적, 양적 비대칭성을 보였으며 재고를 고려 시 시간적 비대칭성은 커진 반면 양적 비대칭성은 거의 변화가 없었다. 1993년~1997년(기간 2) 구간에서는 재고 변수 도입 전

에는 원유와 휘발유 가격 간 공적분이 존재하였으나 재고를 고려하자 원유 가격, 휘발유 가격, 재고 변수 간 공적분이 존재하지 않았으며, 이 기간에는 재고 변수가 휘발유 가격 변화에 있어서 유의한 영향을 미치지 못하였다.

1998년~2002년(기간 3) 구간에서는 원유 가격과 휘발유 가격 간 공적분 관계가 성립하지 않았으나 원유 가격, 휘발유 가격, 재고 변수 간에는 공적분 관계가 성립하였고, 재고 변수를 도입하자 양적 비대칭성이 사라졌다. 2003년~2007년(기간 4) 구간에서는 기간 2 구간과 마찬가지로 재고 변수 도입 후 공적분이 사라졌으며 동 기간에 재고 변수는 휘발유 가격 변화에 있어서 유의하지 않은 결과를 나타냈다. 2008년~2012년(기간 5) 구간에서는 재고 변수 도입 후 비대칭성이 수준이 약해졌으며 장기 균형을 회복하였다.

(1) 1988년~2012년(전체 기간)

〈표 3〉 Results of asymmetry analysis without inventory: 1988~2012

	Coefficient(Std.dev)				ECT
	Crude Oil		Gasoline		
	Positive	Negative	Positive	Negative	
t=0	0.895*** (0.092)	1.025*** (0.092)	-	-	-0.573*** (0.059)
	F-stat. = 0.70, P-value = 0.405		-		
t=1	-2.393** (0.113)	-0.147*** (0.113)	0.074 (0.082)	0.158* (0.088)	
	F-stat. = 0.27, P-value = 0.601		F-stat. = 0.47, P-value = 0.494		
Total	F-stat. = 1.14, P-value = 0.495		-		-

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

〈표 4〉 Results of asymmetry analysis with inventory: 1988~2012

	Coefficient(Std.dev)						ECT
	Crude Oil		Inventory		Gasoline		
	Positive	Negative	Positive	Negative	Positive	Negative	
t=0	0.973*** (0.092)	1.024*** (0.090)	0.551* (0.293)	0.525* (0.292)	-	-	-0.595*** (0.060)
	F-stat. = 0.11 P-value = 0.741		F-stat. = 0.00 P-value = 0.958		-		
t=1	-0.283** (0.113)	-0.183 (0.112)	0.252 (0.290)	-0.710** (0.293)	0.090 (0.081)	0.211** (0.088)	
	F-stat. = 0.40 P-value = 0.530		F-stat. = 3.77* P-value = 0.053		F-stat. = 0.98 P-value = 0.324		
Total	F-stat. = 0.61 P-value = 0.433		F-stat. = 2.07 P-value = 0.151		F-stat. = 0.98 P-value = 0.324		-

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

1988년부터 2012년까지의 전체 기간에서는 원유 가격의 증감에 대한 휘발유 가격의 조정에서 시간적, 양적 대칭성이 확인되었다(〈표 3〉). 시간적 비대칭성의 경우 전체 기간은 대칭적인 것으로 나타났으며 해당 월(t=0)에서 원유 가격은 휘발유 가격 1단위의 증가에 대해 0.895만큼 증가하고, 1단위의 감소에 대해 1.025만큼 감소하였고 차기 월(t=1)에서는 휘발유 가격 1단위 증가에 대해 원유 가격이 2.393만큼 감소하고, 휘발유 가격 1단위 감소에 대해서는 0.147만큼 증가하였다. 따라서 양적 비대칭성 검정 결과, 휘발유 가격은 원유 가격의 증감에 대해 10% 유의수준에서 귀무가설(대칭적)을 기각하지 못함에 따라 원유와 휘발유 가격은 대칭적 변동 양상을 보인다. 오차수정항의 계수는 1% 수준에서 유의한 값(-0.573)을 나타냄에 따라 원유 가격과 휘발유 가격은 장기적으로 균형으로 회복하는 관계에 있음을 알 수 있다.

재고를 고려한 분석 결과에서도 원유 가격 변동에 따른 휘발유 가격조정의 대칭성이 유지되었다. 해당 월(t=0)에서는 원유 가격 1단위 증가 시 휘발유 가격은 0.973 증가하고 원유 가격 1단위 감소 시 1.024 감소하여 재고 변수 도입 전과 유사한 값을 보였고, 차기 월(t=1)에서는 원유 가격 증가에 따른 휘발유 가격 감소분이 0.283으로 감소하였다(〈표 4〉). 해당 월(t=0)에서는 재고 1단위가 증가할 때에 휘발유 가

격은 0.551 만큼 증가하고, 재고 1단위가 감소할 때에 휘발유 가격이 0.525가 감소 하며 대칭성을 보인 반면, 차기 월(t=1)에서는 재고 감소에 따른 휘발유 가격은 비대칭적으로 변동하였다. 재고에 따른 양적 비대칭성은 10% 유의수준에서 대칭적인 것으로 나타났으며, 오차수정항의 계수는 유의한 값(-0.595)을 보여 재고와 원유, 휘발유 가격은 장기 균형관계로 회복하는 양상을 보였다.

(2) 1988년~1992년(기간 1)

〈표 5〉 Results of asymmetry analysis without inventory: 1988~1992

	Coefficient(Std.dev)				
	Crude Oil		Gasoline		ECT
	Positive	Negative	Positive	Negative	
t=0	0.845*** (0.160)	0.344* (0.179)	-	-	-0.657*** (0.049)
	F-stat. = 3.32*, P-value = 0.074		-		
t=1	0.027 (0.155)	-0.340* (0.187)	-	-	
	F-stat. = 1.76, P-value = 0.190		-		
Total	F-stat. = 7.27***, P-value = 0.010		-		-

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

〈표 6〉 Results of asymmetry analysis with inventory: 1988~1992

	Coefficient(Std.dev)						
	Crude Oil		Inventory		Gasoline		ECT
	Positive	Negative	Positive	Negative	Positive	Negative	
t=0	0.948*** (0.140)	0.167 (0.162)	1.111** (0.539)	1.126** (0.561)	-	-	-0.554*** (0.112)
	F-stat. = 9.84*** P-value = 0.003		F-stat. = 0.03 P-value = 0.870		-		

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

1988년부터 1992년까지의 구간(기간 1)에서, 재고 변수 포함 여부에 관계없이 휘발유 가격 자신의 과거항은 현재($t=0$)의 휘발유 가격에 영향을 미치지 못하므로 <표 5>와 <표 6>에서 휘발유 가격의 항목은 빈 칸(-)으로 나타내었다.

재고를 고려하지 않은 휘발유와 원유의 관계를 살펴보면(<표 5>), 원유 가격에 대해 휘발유 가격은 해당 월($t=0$)에서 시간적 비대칭성과 양적 비대칭성이 성립하였다. 이 때 해당 월($t=0$)에서 휘발유 가격의 증가는 원유 가격 1단위의 증감에 대해 각각 0.845단위 증가하고 0.344단위 감소하면서, 원유 가격이 오를 때에 휘발유 가격이 증가하는 정도가 원유 가격이 떨어질 때에 휘발유 가격의 감소보다 더 큰 비대칭성을 가지는 것을 확인하였다. 또한 오차수정항의 계수가 -0.657의 값을 나타내 원유와 휘발유 가격은 장기균형으로 회복하는 양상을 띠었다.

재고 변수를 원유와 휘발유간 비대칭적 관계에서 고려하게 되면(<표 6>), 재고 계수는 휘발유 가격 변화에 대해 유의한 값(1.111과 1.126)을 가짐과 동시에, 원유가 휘발유에 미치는 영향 기간을 해당 월($t=0$)으로 줄인다. 이 때 해당 월($t=0$)에서 원유 가격 변수의 계수는 0.948과 0.167로 원유 가격 변동이 휘발유 가격에 미치는 영향이 대칭적이라는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하였다. 재고 변수를 포함하지 않은 분석 결과와 비교하면 원유 가격의 증가에 대한 휘발유 가격의 증가분은 0.845에서 0.948로 커졌고 원유 가격 감소에 대한 휘발유가 감소분은 0.344에서 0.167로 줄어들어 해당 월($t=0$)에서의 시간적 비대칭성의 정도가 차기 월($t=1$)에서 더욱 커졌다고 볼 수 있다. 즉, 원유 가격의 증가 시 휘발유 가격의 증가폭은 원유 가격의 감소 시보다 크며 이러한 비대칭성의 정도는 재고 고려 시에 더 커졌다($t=0$). 반면 원유 가격에 대한 양적 비대칭성은 재고 도입 전후 모두 1% 유의수준에서 대칭성 귀무가설을 기각하여 재고의 고려가 양적 비대칭성의 정도에 별다른 변화를 초래하지 않았다.

(3) 1993년~1997년(기간 2)

〈표 7〉 Results of asymmetry analysis without inventory: 1993~1997

	Coefficient(Std.dev)						ECT
	Crude Oil		Gasoline				
	Positive	Negative	Positive	Negative			
t=0	0.448*	0.830***	-	-			-0.603*** (0.126)
	(0.263)	(0.218)					
		F-stat. = 0.84, P-value = 0.364		-			
t=1	-	-	0.007	0.332*			
			(0.181)	(0.194)			
		-		F-stat. = 1.05, P-value = 0.309			

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

〈표 8〉 Results of asymmetry analysis with inventory: 1993~1997

	Coefficient(Std.dev)						ECT
	Crude Oil		Inventory		Gasoline		
	Positive	Negative	Positive	Negative	Positive	Negative	
t=0	0.448*	0.830***	-	-	-	-	-0.603** * (0.126)
	(0.263)	(0.218)					
		F-stat. = 0.84 P-value = 0.364		-			
t=1	-	-	-	-	0.007	0.332*	
					(0.181)	(0.194)	
		-		-		F-stat. = 1.05 P-value = 0.309	

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

1993년부터 1997년까지 구간(기간 2)에서는 재고 변수를 포함하기 전에는 원유와 휘발유 가격 간에 공적분이 존재하지만, 재고 변수를 포함할 경우 원유, 휘발유 가격, 재고 세 변수간의 공적분이 존재하지 않는다. 재고 변수를 포함한 경우에는 공적분이 존재하지 않으며 재고 변수 또한 유의한 영향을 미치지 못하므로 10% 유

의수준에서 계수가 0이라는 귀무가설을 기각하지 못하는 변수를 차례로 제거할 경우 재고 변수 도입 전과 동일한 결과를 얻게 된다. 따라서 이 시기에서 재고의 영향은 통계적 분석을 통해서만 관찰할 수 없으며, 해당 월(t=0)에서의 원유 가격과 차기 월(t=1)에서 휘발유 가격 자신이 유의하게 영향을 주는 것을 알 수 있다. 원유 가격과 휘발유 가격 관계에서 원유 가격의 변동에 대해 휘발유는 해당 월(t=0)의 시기에 원유 가격 1단위의 상승에 대해 0.448단위 증가하고 원유 가격 1단위 하락에 대해 0.830단위 감소하면서 10% 유의수준에서 대칭성을 나타내었으며, 재고를 고려한 경우와 고려하지 않은 경우 모두 원유 가격과 휘발유 가격 간 장기 균형으로 회복함을 확인하였다(<표 7>, <표 8>).

(4) 1998년~2002년(기간 3)

<표 9> Results of asymmetry analysis without inventory: 1998~2002

	Coefficient(Std.dev)				ECT
	Crude Oil		Gasoline		
	Positive	Negative	Positive	Negative	
t=0	1.373*** (0.158)	0.412** (0.178)	-	-	
	F-stat. = 11.39***, P-value = 0.001		-		
t=1	-0.167 (0.254)	0.406** (0.034)	-0.351* (0.180)	-0.052 (0.142)	-
	F-stat. = 2.78, P-value = 0.101		F-stat. = 1.43, P-value = 0.237		
t=2	0.816*** (0.252)	0.405** (0.191)	-0.788*** (0.181)	-0.627*** (0.133)	
	F-stat. = 1.34, P-value = 0.253		F-stat. = 0.43, P-value = 0.513		
Total	F-stat. = 2.91*, P-value = 0.09		F-stat. = 2.27, P-value = 0.138		-

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

〈표 10〉 Results of asymmetry analysis with inventory: 1998~2002

	Coefficient(Std.dev)						ECT
	Crude Oil		Inventory		Gasoline		
	Positive	Negative	Positive	Negative	Positive	Negative	
t=0	1.410*** (0.134)	0.660*** (0.155)	1.351*** (0.002)	0.680 (0.111)	-	-	
	F-stat. = 9.27*** P-value = 0.004		F-stat. = 0.91 P-value = 0.344		-		
t=1	-0.430* (0.061)	-0.080 (0.654)	-	-	-0.032 (0.177)	0.385*** (0.134)	-0.769** * (0.142)
	F-stat. = 1.63 P-value = 0.208		-		F-stat. = 4.24** P-value = 0.045		
t=2	-	-	-	-	-1.445 (0.111)	-0.246** (0.109)	
	-		-		F-stat. = 0.31 P-value = 0.578		
Total	F-stat. = 1.34 P-value = 0.252		-		F-stat. = 4.24** P-value = 0.045		-

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

1998년부터 2002년의 시기(기간 3)에서는 원유 가격과 휘발유 가격 간에는 공적분 관계가 성립하지 않으나, 재고와 원유, 휘발유 가격의 세 변수 간에는 공적분 관계를 가지므로 전자의 경우는 오차수정항을 제하여 회귀분석하고 후자의 경우는 오차수정모형을 통해 분석하였다.

재고를 고려하기 전 분석 결과(<표 9>), 휘발유 가격의 변화는 2개월 전까지의 자신의 과거 변동과 원유 가격 변동에 영향을 받았으며, 해당 월(t=0)에서 휘발유 가격은 원유 가격 1단위 상승에 대해 1.373 단위만큼 증가하고 원유 가격 1단위 하락에 대해 0.412 단위만큼 하락하여 원유 가격이 증가할 때의 휘발유 가격 증가폭이 원유 가격 하락 시 휘발유 가격 하락 보다 더 큰 비대칭성을 보였다. 또한 차기 월(t=1)과 차차기 월(t=2)에서는 휘발유 가격 증감이 대칭적이라는 추정이 나왔지만, 전체 시기(t=0, 1, 2)에서 양적 비대칭성을 검정한 결과 휘발유 가격은 원유 가격 변동에 대해 비대칭성을 나타내었다.

재고를 고려한 분석 결과(<표 10>), 원유 가격이 영향을 미치는 시기가 차차기 월(t=2)에서 차기 월(t=1)까지로 줄어들었으며 해당 월(t=0)에서의 원유 가격 변동에 따른 휘발유 가격의 증감은 각각 1.410과 0.660으로 시간적 비대칭성은 존재하였으나 양적 비대칭성은 사라졌다. 이와 동시에 해당 월(t=0)에 재고의 증가는 휘발유 가격의 증가에 유의한 영향(1.351)을 미치는 것으로 나타났지만 재고의 증감에 따른 휘발유 가격의 조정에 있어서의 비대칭성은 나타나지 않았다. 한편 재고 변수를 도입하면서 공적분이 성립하므로 오차수정항을 포함하여 분석한 결과 오차수정항은 1% 수준에서 유의한 값(-0.769)을 나타내어 세 변수는 장기 균형관계로 회복한다고 볼 수 있다.

(5) 2003년~2007년(기간 4)

<표 11> Results of asymmetry analysis without inventory: 2003~2007

	Coefficient(Std.dev)				ECT
	Crude Oil		Gasoline		
	Positive	Negative	Positive	Negative	
t=0	0.743** (0.281)	1.733*** (0.298)	-	-	-0.553*** (0.113)
	F-stat. = 3.71*, P-value = 0.059		-		

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

<표 12> Results of asymmetry analysis with inventory: 2003~2007

	Coefficient(Std.dev)						ECT
	Crude Oil		Inventory		Gasoline		
	Positive	Negative	Positive	Negative	Positive	Negative	
t=0	0.743** (0.281)	1.733*** (0.298)	-	-	-	-	-0.553*** (0.113)
	F-stat. = 3.71* P-value = 0.059		-		-		

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

2003년부터 2007년의 구간(기간 4)에서는 재고를 고려하기 전 분석 결과(<표 11>) 원유 가격 1달러만큼 증가에 대해 휘발유 가격은 0.743달러만큼 증가하고, 원유 가격 1단위 감소 시 휘발유 가격은 1.733만큼 감소하여 하락폭이 더 크게 나타났다. 비대칭성 검정 결과 10% 유의수준에서 이들은 대칭적이라는 귀무가설을 기각하므로 휘발유 가격은 원유 가격 변동에 대해 역 비대칭성을 가짐을 알 수 있다. 오차수정항은 -0.553으로 두 변수 간에는 장기균형관계가 성립한다.

재고 변수를 포함한 분석결과(<표 12>), 원유 가격, 휘발유 가격, 재고 세 변수 간 공적분이 사라지며 재고 변수 또한 유의하지 않은 결과를 나타내었고, 해당 월(t=0)에서 재고와 휘발유 가격 자신의 과거항은 휘발유 가격에 미치는 영향이 유의하지 않았다. 원유 가격의 1단위 증가에 대해 휘발유 가격은 0.743만큼 증가하고 원유 가격 1단위 감소 시 휘발유 가격이 1.733 감소하여 하락폭이 더 크게 나타났으며, 비대칭성 검정 결과 휘발유 가격은 원유 가격 변동에 대해 역 비대칭성이 존재함을 알 수 있다. 오차수정항의 계수는 -0.553으로 두 변수 간 장기균형이 존재하였다.

(6) 2008년~2012년(기간 5)

<표 13> Results of asymmetry analysis without inventory: 2008~2012

	Coefficient(Std.dev)				ECT
	Crude Oil		Gasoline		
	Positive	Negative	Positive	Negative	
t=0	0.486 ** (0.214)	1.428 *** (0.170)	-	-	
	F-stat. = 8.50***, P-value = 0.005		-		
t=1	-	-	-0.239 (0.157)	-0.242* (0.133)	-
	-		F-stat. = 0.00, P-value = 0.991		
t=2	-	-	-0.339*(0.155)	0.118(0.126)	
	-		F-stat. = 4.01*, P-value = 0.051		
t=3	-	-	-0.117 (0.149)	-0.382*** (0.125)	
	-		F-stat. = 1.49, P-value = 0.229		
Total	-		F-stat. = 0.22, P-value = 0.642		-

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

〈표 14〉 Results of asymmetry analysis with inventory: 2008~2012

	Coefficient(Std.dev)						ECT
	Crude Oil		Inventory		Gasoline		
	Positive	Negative	Positive	Negative	Positive	Negative	
t=0	0.546** (0.208)	1.322*** (0.153)	1.703** (0.021)	-1.227* (0.091)	-	-	-0.458** * (0.102)
	F-stat. = 6.70** P-value = 0.012		F-stat. = 5.65** P-value = 0.021		-		

1) *** represents 1% significance level, ** represents 5% and * represents 10%.

2008년~2012년(기간 5)의 재고를 포함하지 않은 휘발유와 원유 가격간의 비대칭 분석에서, 휘발유 가격은 원유 가격 변동에 대해 해당 월(t=0)에서 원유 가격 1단위 상승과 하락에 대해 각각 0.486 단위, 1.428 단위 변동하였으며 1% 유의수준에서 역 비대칭성이 나타났다. 반면, 휘발유 가격은 3개월 전(t=3)까지의 휘발유 가격 변동에 영향을 받는 것을 알 수 있다(<표 13>). 원유 가격과 휘발유 변수 간에는 공적분이 존재하지 않으므로 오차수정항을 제외하였으나 재고 변수를 포함한 분석에서는 세 변수 간에는 공적분이 나타났고, 오차수정항 계수는 -0.458로 장기균형을 회복함을 보였다(<표 14>). 재고를 고려하자 해당 월(t=0)에서 재고 변수의 증감이 이들 가격 변수 간 비대칭성에 유의한 영향을 미치면서 휘발유 가격의 3개월 전까지 과거항의 유의성이 해당 월(t=0)에서 사라졌으며, 원유 가격의 변동에 따른 휘발유 가격의 비대칭성은 원유 가격 증가 시 증가(0.546)하고, 원유 가격 감소 시 감소(1.322)하여 휘발유 가격의 감소폭이 더욱 큰 것으로 나타나므로 휘발유 가격은 원유 가격에 대한 ‘역 비대칭성’이 나타남을 알 수 있었다. 재고 변수가 포함되면서 원유 가격 변동으로 인해 나타나는 휘발유 가격의 비대칭성은 유의수준 1%에서 5%에서 귀무가설을 기각하는 정도로 완화되었다.

이상의 분석 결과를 정리하자면 다음과 같다.

- (1) 재고 변수는 원유, 휘발유 가격과 공적분 관계를 갖는 경우에 한하여 원유와 재고간의 관계에 유의한 영향을 갖는 것으로 나타났으며, 세 변수 간 공적분이 존재하지 않을 경우 재고 변수의 계수는 이들 간 유의하지 않았다.
- (2) t=0에서 원유 가격과 휘발유 가격 간에는 재고 변수 여부와 무관하게 전체 기

간과 기간 2를 제외한 나머지 모든 구간에서 비대칭성이 존재하였다. 이 때, 기간 4와 기간 5에서는 원유 가격이 증가할 때 휘발유 가격이 증가하는 정도보다 원유 가격이 하락할 때 휘발유 가격 하락폭이 더 컸지만, 기간 1과 기간 3에서는 하락폭보다 증가폭이 더 큰 것으로 나타났다.

- (3) 원유 가격에 대한 휘발유 가격의 비대칭성이 존재하는 기간 1, 기간 3, 기간 4, 기간 5중, 재고 변수가 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 기간 1, 기간 3, 기간 5의 경우, 기간 1에서는 재고가 포함되어도 양적 비대칭성에는 변화가 없었으나, 기간 3과 기간 5에서는 양적 비대칭성이 사라지거나 정도가 완화되었다. 즉 (2)의 결과를 고려해 보면 시기에 따라 원유 가격에 대한 비대칭성은 역비대칭성이 나타나는 등 다른 양상을 가지면서도, 재고 변수에 의해 그 비대칭성의 정도가 달라진다고 해석할 수 있다.

〈표 15〉 Summary of results: Cointegration and Asymmetry with and without inventory

Period	Cointegration		Time-asymmetry at t=0	Amount asymmetry	
	Without Inventory	With Inventory		Without Inventory	With Inventory
1988~2012	○	○	-	×	×
1988~1992	○	○	$\Delta > \nabla$	○***	○***
1993~1997	○	×	-	×	-
1998~2002	×	○	$\Delta > \nabla$	○*	×
2003~2007	○	×	$\Delta < \nabla$	○	-
2008~2012	×	○	$\Delta < \nabla$	○***	○**

- 1) When it comes to “Amount asymmetry”, *** represents F-statistics rejects null hypothesis of price symmetry at 10% significance level, ** is at 5% and * is at 1%.
- 2) Δ means amount of increase in gasoline price when crude oil price goes up(coefficient of positive crude oil price change) and ∇ means amount of decrease in gasoline price when crude oil price goes down(coefficient of negative crude oil price change).

V. 결론

본 연구는 미국시장의 자료를 대상으로 국제원유가격의 변동에 따른 휘발유 가격의 조정 과정을 비대칭성 검정 모형을 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 재고 변수

의 도입 여부에 따라 비대칭성의 여부와 정도가 다르게 나타났으며, 구간별로도 비대칭성 분석결과가 상이하게 나타났다. 본 연구를 통해 미국의 원유 재고는 원유 가격 변동에 따른 휘발유 가격의 조정에 있어서 일정 정도 역할을 한다는 것을 알 수 있다. 미국은 여타 국가에 비해 정유사의 가격 결정구조가 국제원유가의 변동을 충분히 반영하고 있으며 전체 기간에서는 원유 가격 변동에 따른 휘발유 가격이 대칭적인 움직임을 보여 완전 경쟁시장에 근접하다고 볼 수 있다.

그러나 구간별 비대칭성을 분석한 결과 재고의 고려 여부 등에 따라 비대칭성의 여부 및 정도가 차이가 나는 것을 확인할 수 있었고, 일부 구간은 재고 변수의 도입 여부에 따라 비대칭성의 정도가 약해지거나 사라지는 것을 확인하였다. 따라서 재고 변수를 도입하고 구간을 세분화 할 경우 기존의 원유 가격 변동에 따른 휘발유 가격 조정에 대한 비대칭성 연구 결과에 대해 보다 다양한 해석이 가능할 것으로 보인다. 나아가, 재고는 재고와 원유 가격, 휘발유 가격이 서로 공적분 관계를 가지는 경우에 한하여 원유 가격에 대해 유의한 영향을 가진 반면, 원유 가격과 휘발유 가격, 재고 간 공적분이 나타나지 않은 경우에는 재고 변수가 원유 가격과 휘발유 가격에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 원유 가격과 휘발유 가격 간 장기 균형관계의 성립에 있어서 재고가 일정 부분 역할을 하는 것으로 생각해 볼 수 있다.

한편 양적 비대칭성이 존재하는 구간 중 재고가 휘발유 가격의 변동에 유의한 영향을 미치는 구간인 기간 1, 기간 3, 기간 5의 경우, 기간 3과 기간 5의 구간에서는 재고 변수를 추가하자 양적 비대칭성이 약해지거나 사라지는 것을 확인하였다. 기간 3의 경우 기존의 비대칭성 분석 연구에서 미국 원유 가격과 휘발유 가격 간에 구조변화가 확인되었던 기간이며(Radchenko, 2005), 기간 5의 경우 2008년은 미국이 글로벌 금융 위기로 인해 경제적으로 큰 변화를 겪은 시점이라는 점에서, 시장에 대한 충격이 비대칭성을 약화시키는 방향으로 움직였다고 해석할 수 있다. 이러한 결과는 비대칭성 연구에 있어서 재고 변수의 영향 뿐 아니라 구조 변화 시기를 고려할 필요성이 있고, 해당 시기의 시장의 변동성을 통해 원유 가격과 휘발유 가격간의 조정의 여부 및 정도에 대한 보다 다양한 해석이 가능함을 의미한다.

[References]

1. 김진웅, 김종호, “국제 유가 변동에 대한 국내 휘발유 가격의 비대칭적 반응”, 「에너지경제연구」, 제8권, 제2호, 2009, pp. 105-131.
2. 김영덕, “휘발유 가격 자유화에 따른 가격탄력성의 변화”, 「자원·환경경제연구」, 제11권, 제4호, 2002, pp. 525-556.
3. 김영덕, 문영석, “유가 자유화와 석유제품가격의 조정”, 「에너지경제연구」, 제3권 제2호, 2004, pp. 87-134.
4. 김진형, “석유제품의 가격 비대칭성에 관한 연구”, 「자원·환경경제연구」, 제16권 제4호, 2007, pp. 833-854.
5. 김진형, “석유제품 수입자유화 이후 시장경쟁의 변화”, 「자원·환경경제연구」, 제12권 제4호, 2003, pp. 637-661.
6. 김형진, 원두환, “분석기간에 따른 국내 정유사 휘발유 가격의 비대칭성 유무 변화”, 「경제연구」, 제27권, 제4호, 2009, pp.
7. 손양훈·나인강, “휘발유 가격 결정과 유가 자유화정책에 관한 연구”, 「자원·환경경제연구」, 제11권, 제3호, 2002, pp. 493-513.
8. 엄성원, “국내석유제품 가격의 구조변화 및 비대칭성에 관한 연구”, 서울대학교 대학원 석사학위논문, 2001.
9. 오선아, 엄성원, 허은녕, “국내 석유제품가격의 구조변화분석 및 비대칭 분석”, 「한국지구시스템공학회지」, 제40권, 제1호, 2003, pp. 40-47.
10. 오선아, 허은녕, “국제시장가격변동에 따른 석유제품소비가가격의 비대칭에 관한 국제비교”, 「한국지구시스템공학회지」, 제42권, 제3호, 2005, pp. 59-78.
11. 오선아, 허은녕, “국제시장가격변동에 따른 국내석유제품가격의 비대칭분석”, 「에너지경제연구」, 제6권, 제1호, 2007, pp. 59-78.
12. 오선아, 허은녕, “국내 석유제품가격의 변동에 대한 소비자의 인식과 비대칭 분석 비교”, 「자원·환경경제연구」, 제21권 제1호, 2012, pp. 69-92.
13. 윤희호, 이의영, “서울시 주유소 휘발유 가격결정에 관한 연구”, 한국산업조직학회, 제16권, 제2호, 2008, pp. 75-94.
14. 이달석, 신정수, “휘발유 소매가격 결정에 관한 연구”, 「에너지경제연구」, 제5권, 제1호, 2006, pp. 1-26.
15. 이슬기, “가격 비대칭성 검정모형 체계화 연구”, 서울대학교 대학원 석사학위논문,

- 2010.
16. 임상수, “원유 가격에 대한 휘발유 가격의 비대칭성”, 「에너지경제연구」, 제6권, 제2호, 2007, pp. 175-198.
 17. 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.
 18. Bachmeier, L. and J. Griffin, “New evidence on asymmetric gasoline price responses,” *Review of Economics and Statistics* Vol. 85, No. 3, 2003, pp. 772-776.
 19. Borenstein, S., A. C. Cameron, and Gilbert, R., “Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil prices?,” *The Quarterly Journal of Economic*, Vol. 112, No. 1, 1997, pp. 305-339.
 20. Borenstein, S., A. Shepard, “Sticky prices, inventories, and market power in wholesale gasoline markets,” *RAND Journal of Economics*, Vol. 33, No. 1, 2002, pp. 116-139.
 21. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251-276.
 22. Galeotti, M., A. Lanza, and M. Manera, “Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline market,” *Energy Economics* Vol. 25, No. 2, 2003, pp. 175-190.
 23. Godby, R. M., A. 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.
 24. Honarvar, A., “Asymmetry in retail gasoline and crude oil price movements in the United States: An application of hidden cointegration technique,” *Energy Economics* Vol. 31, No. 3, 2009, pp. 395-402.
 25. Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, 1991, pp. 1551-1580
 26. Karrenbrock, J. D., “The behavior of retail gasoline prices: symmetric or not?,” *Federal Reserve Bank of St. Louis*, Vol. 73, No. 4, 1991, pp. 19-29.

27. Kaufmann, R. K. and C. Laskowski, "Causes for an asymmetric relation between the price of crude oil and refined petroleum products," *Energy Policy*, Vol. 33, No. 12, 2005, pp. 1587-1596.
28. Kuper, G., "Inventories and upstream gasoline price dynamics," *Energy Economics*, Vol. 34, No. 1, 2012, pp. 208-214.
29. Lazaros, S., M. Prokopczuk, C. Brooks, and E. Lazar, "Futures Basis, Inventory and Commodity Price Volatility: an Empirical Analysis," *Economic Modelling*, Vol. 29, No. 6, 2012, pp. 2651-2663.
30. Radchenko, S., "Lags in the response of gasoline prices to changes in crude oil prices: the role of short-term and long-term shocks," *Energy Economics*, Vol. 27, No. 4, 2005, pp. 573-602.
31. Radchenko, S. and D. Shapiro, "Anticipated and unanticipated effects of crude oil prices and gasoline inventory changes on gasoline prices," *Energy Economics*, Vol. 33, No. 5, 2011, pp. 758-769.
32. Reagan, P. B. and L. W. Martin, "Asymmetries in Price and Quantity Adjustments by the Competitive Firm," *Journal of Economic Theory*, Vol. 27, No. 2, 1982, pp. 410-420.
33. Robert, S. P., "The Dynamics of Commodity Spot and Futures Markets: A Primer," *The Energy Journal*, Vol. 22, No. 3, 2001, pp. 1-29.
34. Robert, S. P., "Volatility and Commodity Price Dynamics," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 24, No. 11, 2004, pp. 1029-1047.
35. Said, S. E. and D. A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, Vol. 71, No. 3, 1984, pp. 599-607.
36. Energy Information Administration, www.eia.gov.