

에지워스 가격 사이클(Edgeworth Price Cycle)과 비대칭적 가격 반응: 서울 휘발유 소매 시장 사례*

김동훈** · 최봉석***

요 약

에지워스 가격 사이클 (Maskin and Tirole, 1988)은 경쟁자들이 이윤의 현재 가치를 극대화하기 위하여 동태적 가격 경쟁을 할 경우 마코프내쉬균형(Markov Nash Equilibrium) 상태에서 나타나는 가격 변동의 패턴을 나타내는 것으로 가격 하락기에는 가격이 점진적으로 오랫동안 하락하고 가격 상승기에는 급격하게 빠르게 상승하는 것을 의미한다. 본 연구에서는 서울시 주간 주유소 평균가격을 이용하여 소매가격의 변동이 에지워스 가격 사이클에서의 가격 변동 행태를 따르는지를 분석하였다. 서울시에서의 휘발유 소매가격은 샘플기간 중 가격 상승 빈도보다 가격 하락 빈도가 높고 가격의 변화 폭은 가격 상승기에 높게 나타나 가격 상승기와 하락기에 비대칭적인 모습을 보였으며 에지워스 가격 사이클에서 예측하는 가격 행태에 부합하는 결과를 나타내고 있다.

주요 단어: 에지워스 가격 사이클, 휘발유 가격 경쟁, 비대칭적 가격 반응
 경제학문헌목록 주제분류: Q41, D22, L1

* 이 논문은 2016년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2016S1A5A2A01024383). 본 연구는 에너지경제연구원 연구용역보고서를 발췌 수정하여 작성되었으며 에너지경제연구원에 의하여 연구비를 일부 지원 받았음

** 연세대학교 국제학대학원 교수, dhkim2@yonsei.ac.kr

*** 대구대학교 무역학과 조교수, bchoi4@daegu.ac.kr

I. 서 론

가격비대칭에 대한 관련 연구는 국내외 다수가 존재하나 주로 비대칭의 존재 여부를 검증하는데 중점을 두었고 가격비대칭의 원인을 규명하는 일은 아직 미진한 상태로 남아 있다. 해외 연구는 미국, 영국, 독일, 스웨덴의 휘발유 시장을 대상으로 주로 연구가 되어 있다. Borenstein et al. (1997)은 미국에서 원유가격(crude oil price)의 변동이 소매시장에 비대칭적으로 영향을 주는 것을 발견하였으며 이는 휘발유 소매시장에서 시장지배력이 존재하기 때문인 것으로 분석하였다. 미국의 경우 Duffy-Deno (1996), Peltzman (2000) 등도 휘발유 가격의 비대칭성을 발견하였다. 영국의 경우 Bacon (1991), Manning (1991), 그리고 Reilly and Witt (1998) 등이 휘발유 가격이 국제원유거나 환율 변동에 비대칭적 반응을 보이는 것을 발견하였다. Kirchgassner and Kubler (1992)는 독일에서 1970년대에 비대칭성이 나타났으나 1980년대에 들어서에는 비대칭성이 사라졌다고 보고하였다. Asplund et al. (2000)은 스웨덴에서 휘발유 소매가격은 환율변동에 대하여서는 대칭적으로 반응하지만 현물가격의 변동에 대하여서는 비대칭적으로 반응한다고 주장하였다. 우리나라의 경우에도 석유제품의 가격비대칭성을 규명하기 위한 연구들이 진행되었으며 주로 국제유가 및 국제 석유제품 가격 변동이 국내 석유제품 가격변동에 미치는 영향을 분석하였다(손양훈·나인강, 2002; 문영석, 2004; 오선아·허은영, 2005; 김진형, 2007).

최근에는 미시경제학적 이론에 근거하여 가격비대칭성이 나타나는 이유를 규명하기 위한 시도들이 나타나고 있다. Noel (2007a), Eckert (2002) 및 Lewis (2009) 등은 휘발유 소매가격에 가격 사이클(price cycle)이 존재하고 이러한 가격 사이클은 에지워스 가격 사이클(Maskin and Tirole, 1988)이라 주

장하였다. 에지워스 가격 사이클은 기업이 동태적 가격경쟁을 할 경우 게임의 균형(Markov equilibrium)으로 나타나는 가격변동의 패턴을 나타낸다. 에지워스 가격 사이클 균형에서 기업들은 시장점유율을 확대하기 위하여 가격인하 경쟁을 반복적으로 시행하고 이 경쟁은 가격이 한계비용에 다다를 때까지 지속되며 이 시점에서 가격이 인상되거나 한계비용에 머물게 된다. 또한 가격이 상승할 때에는 즉각적으로 한꺼번에 많이 인상(relenting phase)되고 가격이 하락할 때(undercutting period)에는 조금씩 천천히 하락하는 비대칭적인 모습을 보인다. 최근까지 에지워스 가격 사이클 관련 연구들은 주로 호주, 캐나다, 미국 휘발유 시장을 대상으로 이루어져 왔다. 호주와 캐나다 시장에서 가격 사이클은 암묵적 담합 및 명시적 담합과 관련이 있다는 연구 결과가 있다 (Wang, 2009; Wang, 2008; Erutku and Hidelbrand, 2010). Eckert (2002)과 Noel (2007b)은 가격 사이클 행태가 상대적으로 작은 규모의 주유소들도 이루어진 캐나다 도시에서 빈번하게 발생하고 있음을 발견하였으며 Noel (2007a)와 Eckert and West (2004)는 규모가 큰 주유소가 가격상승을 규모가 작은 주유소가 가격하락을 주도하는 것을 발견하였고 Eckert (2002)는 가격 사이클이 비대칭적인 가격전가(pass-through)를 유발한다고 보고하였다. Lewis (2009)의 경우 가격 사이클은 독립주유소들이 집중적으로 분포하는 지역에서 나타나고 비용-가격 전가는 주유소 소매가격이 에지워스 사이클을 따르는 지역에서 더 빠르게 나타나는 것으로 보고하였다. Lewis and Noel (2011) 또한 가격 사이클이 일어나는 도시에서 도매가격에서 소매가격으로 비용-가격전가가 더 빠르게 나타나는 것으로 분석하였다. 휘발유 가격이 에지워스 가격 사이클을 따를 경우 가격비대칭성은 정유사나 주유소의 담합적 가격 행태 때문이 아니라 기업들의 동태적 가격경쟁의 결과로 나타날 수 있다. 현재 우리나라의 석유시장을 대상으로 석유제품의 가격변동이 에지워스 가격 사이클을 따르는지에 대한 검증이 되어 있지 않다. 기존의 연구들은 주로 거시모형인 오차수정모형을 이용하여 비대칭성의 존재여부를 주로 검증하였고 미시적 이론에 의한 비대칭성 분석은 되어 있지 않은 상태이다.

본 연구는 우리나라 휘발유 소매시장에서 가격 변동이 에지워스 가격 사이클 모형에서 제시하는 가격 사이클을 따르는지 실증적으로 검증하고 가격비대칭성에 미치는 영향을 분석하는 것을 목표로 한다. 본 연구에서는 2009년 4월부터 2015년 12월까지 서울시 주유소의 주간 평균자료를 이용하여 휘발유 소매시장의 가격행태를 분석한다. 가격 사이클의 비대칭성을 분석하는 방법은 Lewis (2009) 및 Doyle et al. (2010)에서 사용된 바와 같이 가격 1차 차분 값의 중간 값(median value)을 이용하는 방법과 Noel (2007)이나 Zimmerman et al. (2013) 등에서 사용된 마코프 상태 전환 모형(Markov regime switching model) 등이 있으며 본 연구에서도 두 방법을 사용하여 소매시장 가격 상승기와 가격 하락기의 가격 변동의 격차 및 가격 변동의 속도를 추정한다.

II. 분석모형

1. 이론적 배경

휘발유 소매가격의 비대칭성을 분석하기 위하여 Maskin and Tirole (1988)의 에지워스 가격 사이클(Edgeworth Price Cycle) 모형을 바탕으로 실증분석 모형을 도출하고 한다. 두 기업이 무한히 산다고 가정하고 이윤을 극대화하기 위한 가격경쟁을 한다고 가정하자. 기업의 생산 비용은 시간에 따라 변동하며 (time varying) 균등분포(uniform distribution)에서 추출된다고 가정한다. 이 경우 각 기업의 현재이윤은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\pi_i^i(p_i^1, p_i^2, c_t) = D^i(p_i^1, p_i^2) * (p_i^1 - c_t) \quad (1)$$

여기서 D^i 는 시장 수요함수를 나타낸다. 기업의 전략은 보상에 유의한 상태(pay-off relevant state)에만 의존한다. 즉, 마코프(Markov)과정을 따르며 보상에 유의한 상태(pay-off relevant state)는 상대방 기업의 전기 가격과 현재 기에서 해당 기업의 비용이다. 이 경우 기업 i 의 가치함수(Value function)는 다음과 같다.

$$V^i(p_{t-1}^j) = E_c(\text{Max}_{p_t} [\pi_t^i(p_t, p_{t-1}^2, c_t) + \delta_i W^i(p_t)]) \quad (2)$$

여기서 $W^i(p_{s-1}^i) = E_c(E_{p_s} [\pi_s^i(p_s^i, p_s, c_s) + \delta_i (V^i(p_s))])$ 이다. 각 기업은 미래 이윤의 현재가치를 극대화하기 위하여 가격을 설정한다. 모형의 설정은 Maskin and Tirole (1988) 및 Eckert (1999)에 기반을 두고 설정이 되었다. 두 기업 i 와 j 가 있다고 가정하자. 시장에서의 시장점유율은 각각 m_i 및 m_j 이다. $m_i \geq m_j$ 이다. 무한대(infinite horizon) 이산 시간(discrete time)을 가정하자. 기업 i 는 짝수 시간(even period)에 가격을 결정하고 기업 j 는 홀수 시간에 가격을 결정을 하며 두 기간 동안 가격을 유지한다고 가정한다.

휘발유는 동질적인 재화이며 시장 수요는 $D(r)$ 로 주어지고 r 은 시장에서의 최저가격으로 정의 된다. 기업 i 의 수요는 기업의 크기 및 두 기업의 현재가격 r_i 와 r_j 에 달려 있다. 기업 i 는 가격이 기업 j 의 가격보다 낮을 때 시장 전체의 수요를 장악하게 되고 두 기업이 동일한 가격을 부과할 경우에는 기업 i 는 m_i 만큼 공급하게 되며 가격이 기업 j 의 가격보다 높을 경우 시장 수요는 영이 된다. m_i 는 기업 i 에 의하여 운영되고 있는 주유소의 수로 해석할 수 있다. w 는 기업 i 의 비용으로 도매시장으로 부터의 구매비용 및 거래비용을 반영하고 있으며 기업 i 에 외생적으로 주어지고 있다. 기업은 미래이윤의 현재가치를 극대화하고 할인율 δ 는 1에 가까운 것으로 가정한다. 기업들은 마코프 전략(Markov strategies)을 구상한다고 가정한다. 즉, 기업들의 행동은 이윤에 직접적으로 영향을 미치는 변수에 의해서만 영향을 받는다는 것이다.

이 모형에서 이윤에 영향을 미치는 변수는 상대방 기업이 전기에 결정한 가격이다. 마코프 완전 균형(Markov perfect equilibrium)은 이러한 마코프 전략(Markov strategies)이 부분 게임 완전 균형(subgame perfect Nash equilibrium)을 구성하게 될 때 성립하게 된다. 이러한 게임에서는 두 가지 형태의 균형이 존재하게 되는데 두 균형 하에서 정(+)의 이윤이 존재하게 된다. 첫 번째 균형은 초점 가격 균형(focal price equilibrium)으로 기업들이 균형경로를 따라 상대방 가격과 동일하게 가격을 설정하는 균형이다. m_i 가 1/2에 가까울 경우 독점 가격 수준에서 가격이 형성되는 균형이 성립된다. m_i 가 충분히 클 경우 초점 가격 균형(focal price equilibrium)은 성립되지 않는다 (Eckert,2002). 다른 형태의 균형은 가격 사이클 균형(price cycle equilibrium)이다. $R^i(r)$ 는 상대방 기업의 가격 r 에 대한 기업 i 의 반응함수를 나타낸다.

$$R^i(r) = \begin{cases} \bar{r} & \text{if } r > \bar{r} \\ r - k & \text{if } \bar{r} \geq r > \underline{r} \\ w & \text{if } \underline{r} \geq r > w \\ \left. \begin{cases} w & \text{with prob } \mu \\ \bar{r} + k & \text{with prob } (1 - \mu) \end{cases} \right\} & \text{if } r = w \\ w & \text{if } r < w \end{cases} \quad (3)$$

기업들은 k 만큼씩 가격 조정을 하며 가격이 \underline{r} 에 도달할 때 까지 가격인하 경쟁을 하게 된다. \underline{r} 은 기업들이 시장점유율을 늘리기 위해서 가격인하 과정에서 설정하는 최저가격이다. 가격이 \underline{r} 에 도달하였을 때 기업들은 $\underline{r} - k$ 를 설정하여 시장점유율을 높이기보다는 현재 이윤의 감소를 감수하면서 가격인상을 하여 새로운 가격 사이클을 주도하게 된다. 기업들은 가격이 한계비용까지 가격을 인하하는 경쟁을 하게 되는데 가격이 한계비용과 같을 때($r = w$) 가격을 w 로 설정하거나 $\bar{r} + k$ 로 무작위로 설정하게 된다. 이때 혼합확률(mixing probability) μ 는 한계비용과 k 및 할인율 δ 등 수요 파라미터의 함수이다. \bar{r} 은 기업들이 설정하고자하는 최고 가격으로 독점가격을 상회한다.

독점가격 이상으로 가격을 설정함으로써 이윤이 빠르게 감소한다면 \bar{r} 은 독점 가격에 가깝게 설정이 될 것이다. 기업이 가격 $\bar{r}+k$ 를 설정하게 되면 새롭게 가격인하 경쟁이 시작된다. 기업들이 이러한 전략을 따를 경우 시장가격은 다음과 같은 행태를 보이게 된다. 가격 사이클의 정점인 $\bar{r}+k/2$ 에서 시작해서 가격이 매기에 k 만큼 씩 하락하게 되어 $\underline{r}+k/2$ 에 이르게 되며 $(\underline{r}-w)/2$ 만큼 가격이 하락하게 된다. 가격이 w 로 하락할 것인지 $\bar{r}+k/2$ 로 인상될 것인지는 가격인하 소모전(war of attrition)의 속성에 달려 있다. 소모전이 오래 지속될 경우 가격은 w 에 한 기간 이상 머물게 된다. 결국에는 가격이 $\bar{r}+k/2$ 로 인상되며 새로운 가격 사이클이 시작된다. 가격 사이클 기간 동안 가격은 한계비용부터 독점가격 이상으로 부과되게 된다. 이 가격 사이클의 주요한 특징은 상대방 가격 r 에 대응하여 해당 기업은 동일한 가격을 부과하거나 또는 가격을 인하하거나 그리고 시장 가격을 끌어올리기 위해서 현재의 시장점유율 축소를 감수하면서 가격인상을 시도할 수 있다. 따라서 가격 사이클은 자연스럽게 두 개의 구간(regime)으로 나누어지게 된다. 하나는 가격인하 구간(undercutting regime)이며 이 구간에서 기업들은 시장점유율을 늘리기 위하여 가격인하 경쟁을 하게 된다. 둘째는 가격인상 구간(increasing regime)으로 시장점유율 확대를 위한 경쟁을 멈추고 가격 수준을 회복하는 구간이다. 가격인하 경쟁은 가격이 도매가격에 근접하게 떨어질 때 까지 지속되게 된다. 기업들은 점진적으로 가격을 인하하고 급격하게 가격인상을 하기 때문에 가격 사이클은 비대칭적 모습을 띠게 된다. 또한 가격인하는 가격을 인상할 때보다 오랜 기간 지속되며 작은 규모로 하락하게 된다.

이론적 모형에서는 도매가격이 고정되어 있으나 도매가격이 상승할 경우 가격 사이클의 최저한계치를 변화시키게 된다. 현재가격이 한계비용보다 높을 경우 기업들은 가격이 사이클의 최저치에 이를 때까지 가격인하 경쟁을 하게 될 것이다. 가격인하 수준은 시장점유율을 탈취하기 위한 것이기 때문에 가격인하 정도는 한계비용 수준에 의존하지 않는다. 반면, 비용이 상승하여 가격이 한계비용 이하로 하락하였을 경우 가격인상 국면이 발생하게 될 것이다.

이 경우 가격인상의 크기는 현재 가격과 가격 사이클 정점과의 거리에 달려 있기 때문에 가격인상은 도매가격의 함수로 볼 수 있다. 이 모형으로 부터의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 소매가격 인상은 지난 기의 소매가격이 가격 사이클의 최저점보다 낮은가 또는 높은가에 달려있으며 이 최저점은 도매가격의 함수이다. 둘째, 소매가격 상승과 하락은 가격 사이클의 포지션에 따라 달라질 수 있다. 그리고 소매가격 상승이 하락보다 도매가격에 더 민감하게 반응할 것이다.

2. 실증모형 설정

본 연구에서의 실증 분석 모형은 2 단계 마코프 상태 전환 모형(Two-regime Markov switching regression model)을 이용하여 설정하였다. 개별 주유소 s 의 휘발유 소매가격의 변동은 다음과 같이 나타낸다.

$$\Delta r_{st} = X_{st}^i \beta^i + \epsilon_{st}^i \quad (4)$$

위식에서 Δr_{st} 은 소매가격의 시간에 걸친 변동($\Delta r_{st} = r_{st} - r_{st-1}$)을 나타내며 X_{st}^i 는 이러한 변동에 영향을 미치는 설명변수 벡터를 나타낸다. 에러항 ϵ_{st}^i 의 평균은 0이고 분산은 σ^2 이다. 설명변수인 X_{st}^i 는 주유소 휘발유 소매가격에 영향을 미치는 정유사 공급가격, 국제석유제품 가격 등을 포함하며 주유소 공급비용 변동이 소매가격 변동에 미치는 영향을 분석한다. 모형에서는 4개의 마코프 전환 확률(Markov switching probabilities)이 존재한다. I_{st} 는 t 기 주유소 s 의 가격이 인상단계(relenting phase; R phase)에 있는지 또는 인하단계(undercutting phase; U phase)에 있는지 나타내는 변수이다. λ^{ii} 는 $t-1$ 기 상태(regime) i ($i = R, U$)에서 t 기 상태(regime) i ($i = R, U$)로 전환될

에지워스 가격 사이클(Edgeworth Price Cycle)과 비대칭적 가격 반응: 서울 휘발유 소매 시장 사례

전환 확률(switching probabilities)을 나타내며 이는 로짓분포(logit distribution)를 따르는 것으로 가정하였다.

$$\lambda^{iR} = \text{Prob}(I_{st} = R | I_{st-1} = i, W_{st}^i) = \frac{\exp(W_{st}^i \theta^i)}{1 + \exp(W_{st}^i \theta^i)}, i = R, U,$$

$$\lambda_{st}^{iU} = 1 - \lambda_{st}^{iR} \quad (5)$$

여기서 A_{st} 는 2×2 전환 확률 매트릭스이고 λ^{ii} 가 구성요소이며 W_{st}^i 는 설명변수, θ^i 는 추정 파라미터이다. 본 연구에서는 추정된 파라미터를 이용하여 가격인상과 하락의 크기, 주기 및 가격변동의 비대칭성을 평가하여 경쟁 정책적 시사점을 도출하고자 한다. 가격 상승기와 가격 하락기에서 가격변동의 크기, 즉 $E(\Delta r_{st})$ 를 측정하고 가격인상에 따라 최고가격에 이르는 시간 및 가격인하 경쟁 기간 동안에 소요되는 시간을 측정하여 가격 사이클의 비대칭성을 평가한다.

본 연구에서 사용할 분석 데이터는 2009년 4월 3주부터 2015년 12월 5주까지의 서울시 주별 소매가격과 정유사의 주유소 공급가를 포함하고 있다. 주유소 소매가격 자료들은 석유공사와 오피넷(www.opinet.co.kr)을 통하여 확보하였다. 정유사 공급가격은 세후 공급가격을 사용하였다.

3. 모형의 추정

본 절에서는 모형의 추정 절차에 대하여 설명을 하였다. 전환모형(switching model)은 Goldfeld and Quant (1973,1976), Maddala (1986), Hamilton (1994), Fruhwirth-Schnatter (2006) 등에 의하여 발전되었다. 확률변수 y_t 가 관찰되지 않는 상태변수 s_t 에 의존하는 확률과정이라고 하자. 만약 M 개의 가능한 상태가 존재한다면 $s_t = m, m = 1, 2, \dots, M$ 으로 쓸 수 있다. 전환모형은 각

상태에 다른 회귀모형이 존재한다고 가정한다. X_t 와 Z_t 를 독립변수라 가정하고 y_t 의 조건부 평균을 $\mu_t(m) = X_t'\beta_m + Z_t'\gamma$ 라 하면 전환모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = X_t'\beta_m + Z_t'\gamma + \sigma(m)\epsilon_t \quad (6)$$

모형에서 β_m 은 상태에 따라 달라지는 계수이며 γ 는 상태에 불변하는 계수를 나타낸다. 오차항인 $\sigma(m)\epsilon_t$ 는 상태에 따라 달라지는데 ϵ_t 는 i.i.d (independently and identically distributed) 표준정규분포를 따르는 것으로 가정한다. 표준편차인 $\sigma(m) = \sigma_m$ 은 상태에 의존하게 된다. 각 상태의 밀도함수를 특정 상태에 있을 한 단계 앞(one-step ahead) 상태 확률로 가중평균하면 우도함수를 구성하게 된다.

$$L_t(\beta, \gamma, \sigma, \delta) = \sum_{m=1}^M \frac{1}{\sigma_m} \phi\left(\frac{y_t - \mu_t(m)}{\sigma(m)}\right) \cdot P(s_t = m | \mathcal{J}_{t-1}, \delta) \quad (7)$$

여기서 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m)$ 와 $\sigma = (\sigma_1, \dots, \sigma_M)$ 는 각 상태 별 계수와 에러항의 표준편차를 나타내며 δ 는 상태확률을 결정하는 파라미터이다. $\phi(\cdot)$ 는 표준정규분포를 나타내며 \mathcal{J}_{t-1} 는 $t-1$ 기의 정보 집합을 나타낸다. 파라미터인 $(\beta, \gamma, \sigma, \delta)$ 은 다음의 로그-우도함수를 극대화하도록 추정된다.

$$l(\beta, \gamma, \sigma, \delta) = \sum_{t=1}^T \log \sum_{m=1}^M \frac{1}{\sigma_m} \phi\left(\frac{y_t - \mu_t(m)}{\sigma(m)}\right) \cdot P(s_t = m | \mathcal{J}_{t-1}, \delta) \quad (8)$$

1차 마코프 상태확률 (the first-order Markov regime probabilities)은 t 기의 상태가 그 전기에만 의존한다고 가정한다. 즉,

에지워스 가격 사이클(Edgeworth Price Cycle)과 비대칭적 가격 반응: 서울 휘발유 소매 시장 사례

$$P(s_t = \mathcal{J}_{s_{t-1}} = i) = p_{ij}(t) \quad (9)$$

M 개의 상태가 존재할 경우 전이확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p(t) = \begin{bmatrix} p_{11}(t) & \dots & p_{1M}(t) \\ \vdots & \dots & \vdots \\ p_{M1}(t) & \dots & p_{MM}(t) \end{bmatrix} \quad (10)$$

전이확률을 다항식로짓(multinomial logit)을 따른다고 가정하면 각각의 열 i 의 전이확률은 다음과 같다.

$$p_{ij}(G_{t-1}, \delta_i) = \frac{\exp(G_{t-1}' \delta_{ij})}{\sum_{s=1}^M \exp(G_{t-1}' \delta_{is})} \quad (11)$$

여기서, $j = 1, \dots, M$, $i = 1, \dots, M$ 이다. G_{t-1} 은 관찰 가능한 외생변수를 나타낸다. 위에서 로그-우도함수는 한 단계 앞 상태확률(one-step ahead transition probability)인 $P(s_t = m | \mathcal{J}_{t-1})$ 에 달려 있다. t 기에 종속변수를 관찰할 수 있다면 이는 상태확률에 추가적인 정보를 제공하게 된다. 이 상태확률이 추가적인 정보에 의하여 업데이트 되는 과정을 필터링(filtering)이라 한다. 베이즈의 정리와 조건부 확률법칙에 따라 필터링과정은 다음과 같이 표현이 될 수 있다.

$$P(s_t = m | \mathcal{J}_t) = P(s_t = m | y_t, \mathcal{J}_{t-1}) = \frac{f(y_t | s_t = m, \mathcal{J}_{t-1}) \cdot P(s_t = m | \mathcal{J}_{t-1})}{f(y_t | \mathcal{J}_{t-1})} \quad (12)$$

이를 밀도함수(density function)을 이용하여 나타내면 다음과 같다.

$$P(s_t = m | \mathcal{J}_t) = P(s_t = m | y_t, \mathcal{J}_{t-1}) = \frac{\frac{1}{\sigma_m} \phi\left(\frac{y_t - \mu_t(m)}{\sigma(m)}\right) \cdot p_m(G_{t-1}, \delta)}{\sum_{j=1}^M \frac{1}{\sigma_j} \phi\left(\frac{y_t - \mu_t(j)}{\sigma(m)}\right) \cdot p_j(G_{t-1}, \delta)} \quad (13)$$

로그-우도함수에서 파라미터의 추정은 재귀적으로(recursively)이루어 진다. 우선 각각의 과정은 전기의 확률 $P(s_{t-1} = m | \mathcal{J}_{t-1})$ 에 대한 필터 추정으로부터 시작된다. 반복적 계산(recursion)은 3단계로 분리될 수 있다. 우선 한 단계 앞 상태확률(one-step ahead regime probability) 계산을 한다.

$$\begin{aligned} P(s_t = m | \mathcal{J}_{t-1}) &= \sum_{j=1}^M P(s_t = m | s_{t-1} = j) \cdot P(s_{t-1} = j | \mathcal{J}_{t-1}) \quad (14) \\ &= \sum_{j=1}^M p_{jm}(G_{t-1}, \delta_j) \cdot P(s_{t-1} = j | \mathcal{J}_{t-1}) \end{aligned}$$

다음 단계는 한 단계 앞 상태확률(one-step ahead probability)을 이용하여 한 단계 앞 결합밀도확률(one-step ahead joint density probabilities)를 계산한다.

$$f(y_t, s_t = m | \mathcal{J}_{t-1}) = \frac{1}{\sigma_m} \phi\left(\frac{y_t - \mu_t(m)}{\sigma(m)}\right) \cdot P(s_t = m | \mathcal{J}_{t-1}) \quad (15)$$

t 기의 우도함수는 결합밀도함수를 m 상태에 대하여 더함으로써 구할 수 있다.

$$L_t(\beta, \gamma, \sigma, \delta) = f(y_t | \mathcal{J}_{t-1}) = \sum_{j=1}^M f(y_t, s_t = j | \mathcal{J}_{t-1}) \quad (16)$$

마지막 단계에서는 필터링을 이용하여 한 단계 앞 상태확률(one-step ahead regime probability)를 업데이트 하는 것이다.

에지워스 가격 사이클(Edgeworth Price Cycle)과 비대칭적 가격 반응: 서울 휘발유 소매 시장 사례

$$P(s_t = m | \mathcal{I}_t) = \frac{f(y_t, s_t = m | \mathcal{I}_{t-1})}{\sum_{j=1}^M f(y_t, s_t = j | \mathcal{I}_{t-1})} \quad (17)$$

이러한 과정은 각 기간 $t = 1, \dots, T$ 에 순차적으로 반복이 된다. 이 과정에서 필요한 것은 초기의 필터확률인 $P(s_0 = m | \mathcal{I}_0)$ 인데 가장 일반적으로 사용되는 것은 마코프 전이확률의 정상상태(steady state)값인 에르고딕 값(ergodic value)을 사용하며 본 연구에서도 이러한 초기 값을 사용하였다. 위에서 설정된 우도함수를 $(\beta, \gamma, \sigma, \delta)$ 에 대해서 극대화하기 위해서 반복적으로 추정이 된다. 위에서 살펴본 바와 같이 한 단계 앞 상태확률(one-step ahead regime probability)는 전기 ($t-1$ 기)의 정보를 이용하여 t 기의 상태확률을 예측하는 것이며 필터링(filtering)과정은 t 기의 정보를 이용하여 상태확률을 업데이트하는 것이다. 반면, 스무딩(smoothing)과정은 샘플 최종기(T)에 있는 정보를 이용하여 t 기의 상태확률을 추정함으로써 보다 많은 샘플 정보를 이용하여 상태확률을 추정하는 기법이다. 즉, 종속변수의 미래실현 값 $(y_s, s > t)$ 을 이용함으로써 t 기의 상태확률 추정을 더 정교하게 하는 것이다. Kim (1994)는 후진반복추정(backward recursion)방법을 이용하는 스무딩 기법을 제시하였다. t 기와 $t+1$ 기의 결합상태확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} P(s_t = i, s_{t+1} = j | \mathcal{I}_T) &= P(s_t = i | s_{t+1} = j, \mathcal{I}_T) \cdot P(s_{t+1} = j | \mathcal{I}_T) \quad (18) \\ &= \frac{P(s_t = i, s_{t+1} = j | \mathcal{I}_t)}{P(s_{t+1} = j | \mathcal{I}_t)} \cdot P(s_{t+1} = j | \mathcal{I}_T) \end{aligned}$$

위식이 나타내는 것은 s_{t+1} 이 알려진 경우 미래 데이터인 y_{t+1}, \dots, y_T 는 s_t 에 대하여 새로운 정보를 제공하지 못한다는 것이다. 스무딩확률(smoothed probability)는 결합확률을 s_{t+1} 에 대하여 더하여(marginalizing) 구할 수 있다.

$$P(s_t = i | \mathcal{I}_T) = \sum_{j=1}^M P(s_t = i, s_{t+1} = j | \mathcal{I}_T) \quad (19)$$

초기 값인 $P(s_T = j | \mathcal{J}_T)$ 이 주어진 상태에서 위의 두식을 $t = T-1, \dots, 1$ 기에 반복 적용함으로써 스무드상태확률을 구할 수 있다.

본 연구에서 $y_t = \Delta r_t$ 이며 X_t 는 전기의 소매가격 (r_{t-1}), 현재 도매가격 (w_t), 그리고 국제유가하락에 따라 급격한 소매가격하락이 나타내는 시기의 시간더미변수($tdum$)을 포함하고 있다.

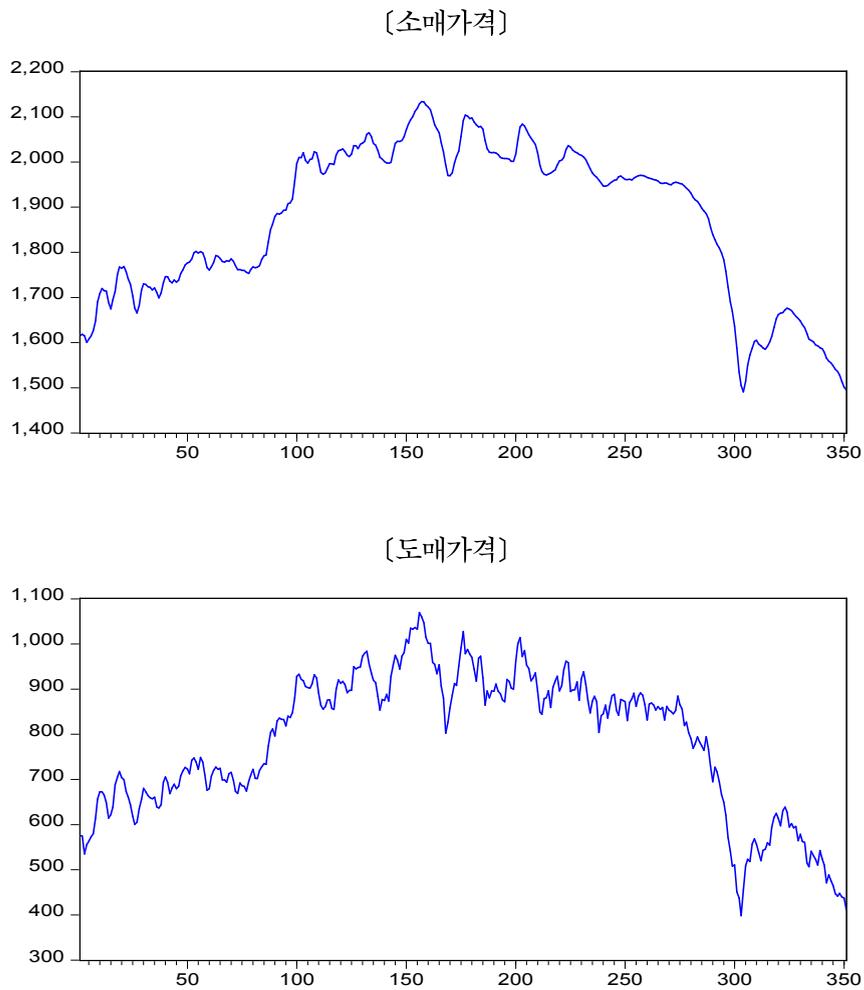
Ⅲ. 실증분석 결과

1. 자료

실증분석에 사용된 서울시 휘발유 가격은 주별 자료로서 2009년 4월 3주부터 2015년 12월 5주까지 총 351주 기간을 분석을 하였다. 다음 그림들은 서울시 주별 소매가격과 도매가격(정유사 가격)의 추이를 나타낸다. 소매가격은 도매가격의 변동을 반영하여 변하고 있으나 도매가격 상승기와 하락기에 비슷한 행태를 보이고 있지는 않는 것으로 보인다. 도매가격 상승기에 소매가격은 빠르게 상승하고 있으나 하락기에는 하락 속도가 느리다는 것을 육안으로 확인할 수 있다. 특히 국제유가 하락시기인 2014년 7월 2주부터 도매가격은 하락세를 유지하면서도 등락을 경험하고 있으나 소매가격은 2015년 2월 1주까지 계속하락하고 있다.

에지워스 가격 사이클(Edgeworth Price Cycle)과 비대칭적 가격 반응: 서울 휘발유 소매 시장 사례

[그림 1] 서울시 휘발유 소매가격과 도매가격 추이



<표 1>은 서울시 휘발유 소매가격 변동의 통계량을 나타내고 있다. 가격변동의 중간 값이 음(-)으로 나타나고 있어 가격 상승기보다 가격 하락기의 빈도가 높다는 것을 알 수 있으며 이는 가격 사이클의 비대칭성을 나타낸다.

〈표 1〉 서울시 소매가격 변동의 통계량

평균	-0.341
중간값	-1.599
최대값	42.399
최소값	-52.800
표준편차	12.714
도수	351

다음은 서울 휘발유 소매시장에서 가격변동(Δr_t)의 기초 통계량을 가격 상승기와 가격 하락기로 나누어 분석하였다. <표 2>와 <표 3>이 나타내는 바와 같이 전체 기간 중 가격 상승기 보다는 가격 하락기의 빈도가 높고 가격 변화는 작다는 것을 알 수 있다.

〈표 2〉 가격 상승기($\Delta r_t > 0$)

(단위: 원/리터)

변수	도수	평균	중간치	최소값	최대값
Δr_t	146	10.5	7.8	0.3	42.3

〈표 3〉 가격 하락기($\Delta r_t \leq 0$)

(단위: 원/리터)

변수	도수	평균	중간치	최소값	최대값
Δr_t	205	-8.06	-5.8	0	-52.8

중간 값을 기준으로 하면 가격변화의 절대치는 가격 상승기에 리터당 7.8원인 반면 하락기에는 리터당 5.8원이다. 또한 전체 기간 중 가격 상승의 빈도는 146번이고 가격 하락의 빈도는 205번이다. 이중에서 가격변화가 없는 주는 전체 351주 중 2주에 불과하였다.

에지워스 가격 사이클(Edgeworth Price Cycle)과 비대칭적 가격 반응: 서울 휘발유 소매 시장 사례

한편, 동일 기간 동안 도매가격의 변화를 가격 상승기와 하락기로 나누어 분석하여 보면 가격 상승과 하락의 빈도수가 소매가격만큼 차이가 나지 않고 있으며 가격변화 또한 가격 상승기에 비하여 하락기에 적게 나타나고 있으나 그 격차가 크지 않다. 따라서, 가격 변동은 도매가격이 더 대칭적으로 나타나고 있음을 알 수 있다.

〈표 4〉 가격 상승기($\Delta w_t > 0$)

(단위: 원/리터)

변수	빈도수	평균	중간치	최소값	최대값
Δw_t	163	21.67	17.10	0.199	67.6

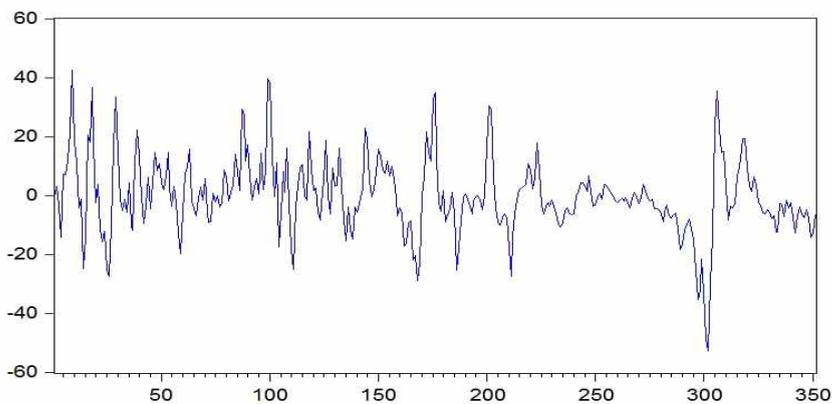
〈표 5〉 가격 하락기($\Delta w_t \leq 0$)

(단위: 원/리터)

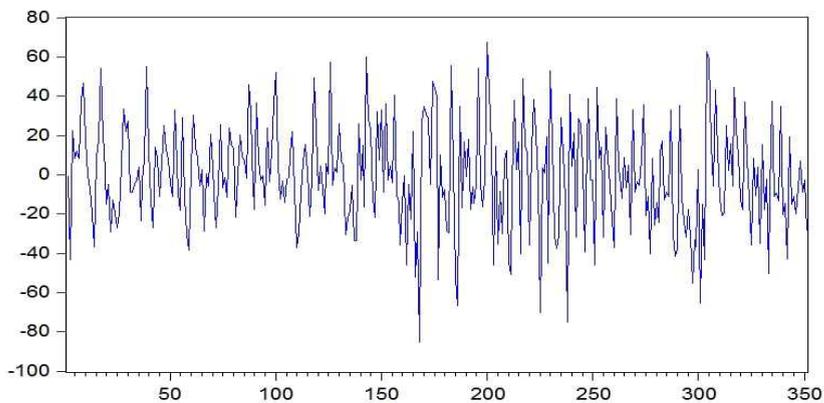
변수	빈도수	평균	중간치	최소값	최대값
Δw_t	188	-19.76	-14.75	-85.199	0

이러한 결과는 다음의 그림을 통해서도 알 수 있다. [그림 2]는 소매가격의 변동을 나타내며 [그림 3]은 도매가격의 변동을 나타내고 있는데 소매가격의 경우 가격 변동의 빈도수는 가격 하락기에 많고 가격 변화의 폭은 가격 상승기에 크다는 것을 알 수 있다. 반면 도매가격의 변동 폭과 빈도수는 가격 상승기와 하락기에 유사하게 나타나고 있다.

[그림 2] 소매가격 변동 추이(서울)



[그림 3] 도매가격 변동 추이(서울)



<표 6>은 도·소매 가격변동의 지속성을 비교하고 있다. 소매가격의 경우 146회의 가격상승 기간 중 가격 변화의 길이는 1주간 상승이 13회로 가장 많은 비중을 차지하였고 2주 연속 상승 4회, 3주 연속 상승 5회 등으로 나타났다. 9주 연속 상승이 가장 긴 상승 지속 기간을 나타내고 있다. 가격 하락

기에는 1주 가격하락이 10회로 가장 많은 빈도를 차지하고 있으며 10주 연속 하락 1회, 11주 연속하락 1회, 13주 연속 하락 1회, 17주 연속 하락 1회, 27주 연속하락 1회, 및 최장 31주 연속 가격하락을 기록하여 가격하락이 가격상승보다 지속되는 경향이 있다는 것을 알 수 있다. 반면 도매가격(정유사가격)인 경우 샘플기간 중 163주 가격이 상승하였고 188주 가격이 하락하여 소매가격에 비하여 가격상승과 하락 빈도가 대칭적인 모습을 보이고 있다. 가격 상승의 경우, 1주 상승이 34회로 가장 빈도수가 높고 2주 연속 상승 16회, 3주 연속상승 20회로 나타났으며 7주 연속 가격 상승 1회로 가장 긴 가격상승 지속기간을 나타내고 있다. 가격하락기에는 1주 연속 하락 1회, 2주 연속 하락 16회, 3주 연속하락 22회, 그리고 8주 연속하락이 최장 연속하락으로 나타나고 있다.

Lewis (2009, 2012) 및 Doyle et al. (2010)은 가격변동의 1차 차분 값을 가지고 비대칭적 가격 사이클을 검정하였는데 비대칭적인 사이클이 존재할 경우 가격인하 빈도가 가격인상 빈도보다 높기 때문에 차분 값의 중간 값이 음(-)됨을 보였다. 전체 샘플기간 중 Δr_t 의 중간 값 (median value)은 -1.6으로 이러한 예측에 부합하는 결과를 나타내고 있다. 이상의 결과를 종합해보면 가격 변동의 빈도나 변동 폭, 그리고 변동이 지속기간이 에지워스 가격 사이클에서 예측하는 결과와 일치하는 것으로 나타나고 있다.

〈표 6〉 가격변화의 지속성

길이	소매가격		도매가격	
	가격상승기	가격하락기	가격상승기	가격하락기
1	13	10	34	31
2	4	5	16	16
3	5	7	20	22
4	5	7	5	6
5	1	2	2	1
6	1	1	0	1
7	3	0	1	1

길이	소매가격		도매가격	
	가격상승기	가격하락기	가격상승기	가격하락기
8	2	0	0	2
9	4	1	0	0
10	0	1	0	0
11	0	1	0	0
12	0	0	0	0
13	0	1	0	0
14	0	0	0	0
15	0	0	0	0
16	0	0	0	0
17	0	1	0	0
27	0	1	0	0
28	0	0	0	0
29	0	0	0	0
30	0	0	0	0
31	0	1	0	0

2. 실증모형 추정결과

다음은 가격변동 $\Delta r_{st} = X_{st}^i \beta^i + \epsilon_{st}^i$ 를 상태 전환 모형(Markov regime switching model)을 이용하여 추정한 결과를 나타내고 있다. 상태 전환 모형은 종속변수와 독립변수 간의 관계가 상태에 따라 다르다는 것을 가정하고 있는데 <표 7>과 <표 8>은 가격 상승기와 가격 하락기 종속변수와 독립변수 간의 관계를 나타내고 있다.

〈표 7〉 가격 상승기(regime 1) : 서울

변수	계수	표준오차	Z-statistics	Prob
상수항	52.589	15.574	3.376	0.001
r_{t-1}	-0.314	0.025	-12.489	0.000
w_t	0.322	0.003	10.633	0.000
$tdum$	1.907	4.103	0.465	0.642

〈표 8〉 가격 하락기(regime 2) : 서울

변수	계수	표준오차	Z-statistics	Prob
상수항	24.693	5.365	4.603	0.000
r_{t-1}	-0.244	0.010	-24.703	0.000
w_t	0.255	0.010	25.399	0.000
$tdum$	2.849	0.977	2.917	0.004

위의 결과를 살펴보면 전기의 소매가격은 두 체제하에서 모두 음(-)의 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있고 도매가격은 정(+)의 유의적인 결과를 나타내고 있다. 두 변수를 동시에 고려하였을 경우 전기 소매가격의 차이와 현재기의 도매가격의 차이는 마진의 변화를 나타낸다. 즉, 가격변동은 상승기나 하락기에 동시에 소매마진에 반비례한다는 것을 알 수 있다. 소매가격 하락은 가격 사이클의 저점 보다는 고점에서 크다는 것을 알 수 있다. 또한 가격상승의 크기는 가격 사이클의 고점보다는 저점에서 클 것이다. 도매가격의 영향을 독립적으로 분석하였을 경우 도매가격이 가격변화에 미치는 영향은 가격상승기에 더 크다는 것을 알 수 있다. 가격 상승기 도매가격의 계수인 0.322와 가격하락기 계수인 0.255가 동일하다는 가설은 p-값이 0.0386으로 5% 유의 수준에서 기각되었다. 사실상 도매가격에서 소매가격으로의 비용-가격 전가(cost-price pass-through)의 비대칭적 특징을 나타내고 있다고 볼 수 있다.

〈표 9〉 전이확률(transition probabilities)

$$p(i, k) = p(s(t) = k | s(t-1) = i)$$

$j \backslash i$	1	2
1	0.681	0.319
2	0.058	0.942

〈표 9〉는 전이확률을 나타내고 있다. $t-1$ 기에 가격이 상승하였는데 t 기에도 가격이 상승할 확률인 $p(s(t) = 1 | s(t-1) = 1)$ 는 0.681인 반면 전기에 가격이 하락하였는데 현재기에 가격이 하락할 확률인 $p(s(t) = 2 | s(t-1) = 2)$ 는 0.942로써 가격하락 양상의 더 지속적으로 나타나고 있다. 이는 가격 사이클의 비대칭적 속성과 일치하는 결과라고 할 수 있다.

〈표 10〉 기대 지속기간(expected durations)

Regime	1	2
Duration	3.131	17.305

〈표 10〉은 가격 상승기와 가격 하락기의 평균 지속 기간을 추정한 것으로 가격 상승은 3주 정도 지속되고 가격 하락은 17주 정도 지속되는 것으로 모형은 추정하고 있다. 수리적으로 기대 지속 기간은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E(\text{가격상승기간}) = \frac{1}{1 - P(s_t = \text{상승} | s_{t-1} = \text{상승})} = \frac{1}{1 - 0.681} = 3.131 \quad (20)$$

$$E(\text{가격하락기간}) = \frac{1}{1 - P(s_t = \text{하락} | s_{t-1} = \text{하락})} = \frac{1}{1 - 0.942} = 17.305 \quad (21)$$

이 결과 또한 가격 사이클 중에서 가격하락 부분이 더 오래 동안 지속될 것을 예측하고 있으며 가격 사이클은 20주에 걸쳐서 지속되는 것으로 추정이

에지워스 가격 사이클(Edgeworth Price Cycle)과 비대칭적 가격 반응: 서울 휘발유 소매 시장 사례

되고 있다. 이 모형에 의하여 추정된 평균 지속기간을 <표 6>과 비교하면 <표 6>에서 가격 상승기의 가중평균값인 5.8주 보다 기대 값이 낮게 나타나고 있고 가격하락의 가중평균 지속기간인 13.5주 보다는 높게 나타나고 있다. 가격 사이클의 비대칭성은 기대지속기간의 비율로 나타낼 수 있다.

$$E(\text{비대칭성}) = \frac{E(\text{가격하락기간})}{E(\text{가격상승기간})} = \frac{17.305}{3.131} = 5.53 \quad (22)$$

이 값이 1보다 클수록 가격상승기와 하락기의 비대칭성의 정도는 크게 나타난다고 할 수 있다.

IV. 결 론

본 연구에서는 서울시 주간 주유소 휘발유가격을 이용하여 소매가격의 변동이 에지워스 가격 사이클에서 예측하는 행태를 따르는지 분석하였다. 서울시에서의 휘발유 소매가격은 샘플기간 중 가격상승 빈도보다 가격하락 빈도가 높고 가격의 변화 폭은 가격 상승기에 높게 나타나 가격 상승기와 하락기에 비대칭적인 모습을 보였다. 또한 가격변동은 현재 마진에 반비례하는 것으로 나타나고 있는데 가격 상승기에는 가격 변동이 가격의 최고점에 다다를수록 적어지고 가격 최고점에서 가격이 하락할 시기에는 처음에는 가격변동이 크다가 가격이 저점에 다다를수록 가격변동이 적어지게 된다. 또한 주유소들의 비용에 해당하는 도매가격의 변동에 대하여서는 가격 상승기에 반응이 크게 나타나고 있다. 이는 비용-가격 전가의 비대칭성을 의미한다.

본 연구의 한계점은 주별 소매가격 평균치를 사용하여 분석하였다는 점에서 개별 주유소의 행태를 분석하지 못한다는 단점이 있다. 향후 과제로서는 개별 주유소 별 자료를 이용하여 정유사브랜드 주유소와 독립브랜드 간 가격

상승기와 가격 하락기의 행태에 대하여 분석하는 것이 하나의 연구 방향이 될 수 있다. 가격 상승기에 정유사브랜드가 가격 상승을 유도하고 가격 하락기에 독립브랜드가 가격 하락에 더 적극적인 행태를 보이는지 검증할 필요가 있다. 또한 보다 미시적인 데이터를 이용하여 특정 지역에서의 주유소 간 가격 경쟁 행태를 분석하는 것도 가격 변동을 이해하는데 도움을 줄 수 있을 것으로 예상된다. 또한 가격 변동이 여러 다양한 주유소 행태에 의하여 발생할 경우 이를 분리해 내는 작업도 향후 수행되어야 할 과제 중 하나이다.

접수일(2017년 12월 26일), 게재확정일(2018년 1월 27일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 김진형 (2007). “석유제품의 가격 비대칭성에 관한 연구.” *자원·환경경제연구* 16(4) : 833-854.
- 문영석 (2004). “에너지가격, 에너지 소비 및 산업생산 활동에 대한 석유가격 자유화 영향분석.” 기본연구보고서, 04-02, 에너지경제연구원.
- 손양훈·나인강 (2002). “휘발유 가격결정과 유가 자유화정책에 관한 연구.” *자원·환경경제연구* 11(3) :493-513.
- 오선아·허은녕 (2005). “국제시장가격변동에 따른 국내석유제품가격의 비대칭성 분석.” *에너지경제연구* 6(1): 59-78
- Bacon, R. (1991). “Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of UK Retail Gasoline Prices to Cost Changes.” *Energy Economics* 13 (3) : 211-218.
- Borenstein, S., Cameron, A.C., and R. Gilbert (1997). “Do Gasoline Markets Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?.” *Quarterly Journal of Economics* 112 (1) : 305-339
- Duffy-Deno, K. (1996). “Retail Price Asymmetries in Local Gasoline Markets.” *Energy Economics* 18 (1) : 81-92
- Eckert, A. (2002). “Retail Price Cycles and Response Asymmetry.” *Canadian Journal of Economics* 35(1) : 52-77.
- Eckert, A. and Douglas West (2004). “Retail Gasoline Price Cycles across Spatially Dispersed Gasoline Stations.” *Journal of Law and Economics* 47(1): 245-73.
- Erutku, C. and V. A. Hildebrand (2010). “Conspiracy at the Pump.” *Journal of Law and Economics* 53 (1) : 223-237
- Fruhirth-Schnatter, S. (2006), *Finite Mixture and Markov Switching Models*, New York: Springer Science+Business Media LLC.

- Goldfeld, S. M. and R. E. Qunant (1973), "A Markov Model for Switching Regression." *Journal of Econometrics* 1(1): 3-16
- Goldfeld, S. M. and R. E. Quant (1976), *Studies in Nonlinear Estimation*, MA: Ballinger Publishing Company
- Hamilton, J. D. (1994), *Times Series Analysis*, Chapter 22, Princeton: Princeton University Press.
- Maddala, G. S. (1986). *Disequilibrium, Self-Selection and Switching Models*, Handbook of Econometrics, Chapter 28 in Z.Griliches & M.D. Intrilligator (eds), Handbook of Econometrics, Volume 3, Amsterdam: North-Holland
- Kirchgassner, G. and K. Kubler (1991). "Symmetric or Asymmetric Price Adjustments in the Oil Market: An Empirical Analysis of the Relations between International and Domestic Prices in the Federal Republic of Germany, 1972-1989," *Energy Economics* 14 (3): 171-185
- Lewis, M. (2009). "Temporary Wholesale Gasoline Price Spikes have Long Lasting Retail Effects: The Aftermath of Hurricane Rita," *Journal of Law and Economics* 52 (3): 581-605.
- Lewis, M. and M. Noel (2011), "The Speed of Gasoline Price Response in Markets with and without Edgeworth Cycles." *Review of Economics and Statistics* 93(2) : 672-682.
- Manning, D. H. (1991). "Petrol Prices, Oil Prices Rises and Oil Price Falls: Some Evidence for the UK Since 1972." *Applied Economics* 23(9): 1535~1541.
- Maskin, E. and J. Tirole (1988). "A Theory of Dynamic Oligopoly, II: Price Competition, Kinked Demand Curves, and Edgeworth Cycles." *Econometrica* 56(3) : 571-99.
- Noel, M. D. (2007a), "Edgeworth Price Cycles: Evidence From The Toronto Retail Gasoline Market." *Journal of Industrial Economics*, 55(1): 69-92.
- Noel, M. D. (2007b). "Edgeworth Cycles, Cost-based Pricing, and Sticky Pricing in a retail gasoline markets." *Review of Economics and Statistics* 89 (2): 324-334

에지워스 가격 사이클(Edgeworth Price Cycle)과 비대칭적 가격 반응: 서울 휘발유 소매 시장 사례

- Peltzman, S. (2000). "Prices Rise Faster than They Fall." *Journal of Political Economy* 108 (3): 466-502.
- Reilly, B. and R. Witt (1998). "Petrol Price Asymmetries Revisited." *Energy Economics* 20 (3): 297-308.
- Wang, Z.(2008). "Collusive communication and pricing coordination in a retail gasoline market." *Review of Industrial Organization* 32 (1): 35-52
- Wang, Z.(2009). "(Mixed)Strategy timing and oligopoly pricing: Evidence from a repeated game in a timing-controlled gasoline market." *Journal of Political Economy*, 117(6): 987-1030.
- Zimmerman, P. R., Yun, J. M., C. T. Taylor (2013). "Edgeworth Price Cycles in Gasoline: Evidence from the United States." *Review of Industrial Organization* 42(3): 297-320

ABSTRACT

Edgeworth Price Cycle and Asymmetric Price Responses

Dongh-Hun Kim* and Bongseok Choi**

This Paper explored whether the price pattern of gasoline prices in Korea follows the Edgeworth price cycle. The Edgeworth price cycle represents the pattern of price change in the Markov Nash equilibrium of the dynamic price competition (Maskin and Tirole, 1988). Prices in the cycle decline gradually but increases very rapidly. When the movements of gasoline retail prices in Seoul were investigated, it was found that the frequency of price change is higher in the periods of price decline than the those of price increase but the magnitude of the change was greater during the price hikes. The asymmetric price changes coincides with the price behaviors predicted by the Edgeworth price cycle. A policy implication is that the asymmetric behaviors of prices in price upturns and downturns do not necessarily results from collusion among competitors but they can be the outcome of price cutting competition in the process of long-run profit maximization.

Key Words : Edgeworth Price Cycle, Asymmetric Price Response,
Gasoline Prices

* Professor, Graduate School of International Studies, Yonsei University.
dhkim2@yonsei.ac.kr

** Assistant Professor, Department of International Trade, Daegu University.
bchoi4@daegu.ac.kr