

휘발유가격의 비대칭성에 관한 국제 비교*

윤원철**

요 약

석유시장에서는 가격 비대칭성에 대한 논란이 지속적으로 존재하여 왔다. 본 연구에서는 비대칭 오차수정모형(ECM)을 활용하여 뉴질랜드, 일본, 캐나다, 한국의 휘발유시장에서 비대칭적 가격행태를 분석한다. 분석기간은 2005년 1월부터 2013년 12월까지이고, 표본자료는 주간 평균 보통휘발유가격을 사용한다. 실증분석의 초점은 MOPS 혹은 Dubai 가격의 변동에 대한 휘발유 소매가격의 변동을 분석하는 데 있다. 이와 함께, 석유시장 마진과 석유가격 및 환율의 변동성이 가격 비대칭성에 어떠한 영향을 미치는가를 실증적으로 분석한다.

주요 단어 : 휘발유가격, 가격 비대칭성, 비대칭 오차수정모형
경제학문헌목록 주제분류 : C51, L11, G40

* 이 논문은 2012년 한양대학교 교내연구비 지원으로 연구되었음(HY-2012-G)

** 한양대학교 경제금융학부 교수. wcyun@hanyang.ac.kr

I. 서 론

국내외 석유시장과 관련하여 뜨거운 쟁점 가운데 하나는 가격 비대칭성(price asymmetries)과 관련된 것이다. 흔히 ‘로켓과 깃털(rockets and feathers)’ 현상이라고 불리는 이 문제는 가격이 상승할 때는 급격하게 오르지만, 가격이 하락할 때는 상대적으로 천천히 내리는 상황을 일컫는다. 특히 유가가 급등하면서 휘발유나 경유 등 석유제품의 최종소비자가격도 덩달아 상승하는 시기에 이러한 가격 비대칭성에 대한 논란이 가중되는 경향이 있다.

가격 비대칭성에 관한 연구는 대부분 석유시장과 관련된 것이다. 국외 연구로는 Bacon(1991), Karrenbrock(1991), Borenstein et al.(1997), Deltas(2004), Verlinda(2005), Grasso and Manera(2007), Lewis(2011) 등을 들 수 있다. 이들 연구에서 가격 비대칭성 여부에 관한 결론은 일관되지 않다. 즉, 추정에 활용된 계량기법, 분석 대상 기간과 표본자료의 빈도 등에 따라 상이한 결과를 나타내고 있다. <표 1>은 국내 석유시장을 대상으로 한 연구 결과를 정리한 것이다. 표에서 알 수 있듯이, 14개 실증분석 결과 가운데 단지 6개만이 가격 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 뉴질랜드, 일본, 캐나다, 한국의 보통휘발유 소비자가격을 대상으로 가격 비대칭성 여부를 실증적으로 분석하고자 한다. 이를 위해, 가격 비대칭성 여부를 추정하는데 보편적으로 활용되는 비대칭 오차수정모형(asymmetric error correction model)을 사용한다. 이와 함께, 이전 연구들에서 시도되지 않았던 가격 비대칭성에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 분석하고자 한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. II항에서는 추정 모형을 설명하고, III항에서는 표본자료와 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 IV항에서는 결론과 시사점을 도출한다.

〈표 1〉 국내 석유가격 비대칭성에 대한 선행연구 결과 요약

연구자	조사기간 (주기)	원재료 가격변수	제품 가격변수	비대칭성 유무
나인강(2002)	91.1~00.12 (월별)	원유도입가	소매가	대칭
문영석(2004)	85.1~04.5 (월별)	원유가	도매가	비대칭
이달석(2005)	97.4~05.6 (월별)	도매가	소매가	대칭
	97.4~05.6 (월별)	원유가	도매가	비대칭
임상수(2007)	97.1~07.5 (월별)	원유가	소매가	대칭
	97.1~07.5 (주별)	원유가	소매가	비대칭
오선아·허은녕 (2007)	97.1~06.12 (월별)	국제제품가	소매가	대칭
		원유가	소매가	대칭
		원유도입가	소매가	대칭
김진형 (2007)	97.1~07.6 (월별)	원유가	도매가	비대칭
김진웅·김종호 (2009)	01.1~09.1 (주별)	원유가	소매가	비대칭
	01.1~09.1 (주별)	국제제품가	소매가	대칭
	08.04.15~12.31 (일별)	원유가	소매가	비대칭
	08.04.15~12.31 (일별)	국제제품가	소매가	대칭

자료: 정부 관계부처 합동(2011), p.30 재인용

II. 추정 모형

본 연구에서는 실증분석을 위해 비대칭 오차수정모형을 활용한다. 해당 모형은 Engle-Granger의 2단계 접근방식(two-step approach)에 기초한 것이다 (Engle and Granger, 1987). 수준(level) 형태의 변수 y_t 와 $x_{j,t}$ ($j = 1, \dots, m$)는 다음의 수식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = c_0 + c_1 x_{1,t} + c_2 x_{2,t} + \dots + c_m x_{m,t} + \epsilon_t \quad (1)$$

만약 변수들이 모두 1차수 누적(integrated of order one), 즉 $I(1)$ 이라면 이들 변수의 선형 조합은 안정적인 관계, 즉 $I(0)$ 라고 할 수 있다. 수식 (1)에서 잔차 추정치인 $\hat{\epsilon}_t$ 가 안정적인지 여부는 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정을 통해 확인할 수 있다. 만약 잔차 추정치가 안정적이라면 이들 시계열은 공적분되어(cointegrated) 있고, 안정상태(steady-state)에 있다고 말한다. 수식 (1)은 다음의 수식 (2)와 같은 오차수정모형에 포함될 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \sum_{t=0}^q b_{1,t} \Delta x_{1,t-i} + \sum_{t=0}^q b_{2,t} \Delta x_{2,t-i} + \dots + \sum_{t=0}^q b_{m,t} \Delta x_{m,t-i} \quad (2) \\ & + \sum_{t=1}^q d_{1,t} \Delta y_{t-i} + e \hat{\epsilon}_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

여기서, Δ 와 q 는 각각 1차 차분(first difference)과 시차 차수(lag order)를 의미한다. 본 연구에서는 Granger and Lee(1989)의 추정 모형을 활용하는데, 해당 모형은 변수들 사이의 비대칭적 조정과정을 반영할 수 있다. 공적분 잔차항인 $\hat{\epsilon}_t$ 을 포함하여 변수 y_t 와 $x_{j,t}$ 는 양과 음의 값들로 분해할 수 있고, 수식 (2)는 다음의 수식 (3)으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \sum_{t=0}^q b_{1,t}^+ \Delta x_{1,t-i}^+ - \sum_{t=0}^q b_{1,t}^- \Delta x_{1,t-i}^- + \sum_{t=0}^q b_{2,t}^+ \Delta x_{2,t-i}^+ - \sum_{t=0}^q b_{2,t}^- \Delta x_{2,t-i}^- \quad (3) \\ & + \dots + \sum_{t=0}^q b_{m,t}^+ \Delta x_{m,t-i}^+ - \sum_{t=0}^q b_{m,t}^- \Delta x_{m,t-i}^- \\ & + \sum_{t=1}^q d_{1,t}^+ \Delta y_{t-i}^+ - \sum_{t=1}^q d_{1,t}^- \Delta y_{t-i}^- + e^+ \hat{\epsilon}_{t-1}^+ - e^- \hat{\epsilon}_{t-1}^- + u_t \end{aligned}$$

수식 (3)을 활용하여 단기 비대칭성은 $\Delta x_{j,t-i}^+ = x_{j,t-i} - x_{j,t-i-1} > 0$ 와 $\Delta x_{j,t-i}^- = x_{j,t-i} - x_{j,t-i-1} < 0$ 으로 포착할 수 있다. 만약 $\Delta x_{j,t-i} > 0$ 이면 $\Delta x_{j,t-i}^+ = \Delta x_{j,t-i}$ 이고, $\Delta x_{j,t-i} \leq 0$ 이면 $\Delta x_{j,t-i}^+ = 0$ 이다. 마찬가지로, $\Delta x_{j,t-i} < 0$ 이면 $\Delta x_{j,t-i}^- = \Delta x_{j,t-i}$ 이고, $\Delta x_{j,t-i} \geq 0$ 이면 $\Delta x_{j,t-i}^- = 0$ 이다. 나머지 변수들 $\Delta y_{j,t-i}^+$, $\Delta y_{j,t-i}^-$, $\hat{\epsilon}_{t-1}^+$, $\hat{\epsilon}_{t-1}^-$ 에 대해서도 동일한 관계가 성립한다.

본 연구에서는 비대칭성 여부를 객관적으로 판별하기 위해 Wald 검정을 실시한다. Wald 검정은 수식 (3)의 추정치들이 통계적으로 차이가 있는지 여부를 판가름한다. 특정 시점의 단기 비대칭성은 귀무가설 $H_0 : b_{j,t-i}^+ = b_{j,t-i}^-$ ($j = 1, \dots, m$, $i = 1, \dots, q$)로, 일정 기간 동안의 누적된 단기 비대칭성 여부는 귀무가설 $H_0 : \sum_{t=0}^q b_{j,t-i}^+ = \sum_{t=0}^q b_{j,t-i}^-$ 로 판별할 수 있다. 참고로, 장기 비대칭성은 귀무가설 $H_0 : e^+ = e^-$ 로 판별할 수 있다.

Ⅲ. 표본자료 및 실증분석 결과

1. 표본자료

본 연구에서는 뉴질랜드, 일본, 캐나다, 한국 등 4개 국가의 보통휘발유가격의 비대칭성을 비교 분석하는 데 주된 목적이 있다. 분석 대상 기간은 2005년 1월 2째주부터 2013년 12월 2째주까지 총 467주간이다. 각 국가의 보통휘발유가격은 일간 세후 최종소비자가격을 주간으로 평균한 가격에 한국은행의 기준환율을 적용하여 리터당 원화로 환산한 것이다. 보통휘발유의 국제가격은 싱가포르 시장가격인 MOPS(Mean of Platts Singapore)의 휘발유 92RON 일간

가격을 주간 평균한 가격이다. 원유가격은 Dubai 유종의 가격으로 주간 평균한 가격이다. 이들 석유제품과 원유가격은 한국석유공사의 석유정보망(Petronet)을 통해 수집하였다. 환율은 대미원화 환율자료를 사용하는데, 일간 기준환율을 주간으로 평균한 것이고, 한국은행 경제통계시스템(ECOS)을 통해 수집하였다.

<표 2>는 이들 표본자료의 기초 통계량을 정리한 것이다. 표에서 알 수 있듯이, 보통휘발유가격은 평균과 표준편차에서 국가별로 차이가 있다. 이러한 차이는 보통휘발유가격에 포함된 각종 세금의 비중뿐 아니라 동일 시점에서도 가격 변동의 폭이 상이할 수 있다는 것을 시사한다. Bera-Jarque 검정 통계치를 활용한 정규성 검정 결과에 따르면, 본 연구에서 활용한 모든 변수는 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타난다. 참고로, [그림 1], [그림 2], [그림 3]은 각각 4개국의 보통휘발유가격, MOPS와 Dubai 가격, 대미환율의 표본기간 추이를 보여준다. 이들 그림에서 특이사항은 2008년을 기점으로 가격과 환율 모두 급등하였다가 다시 급락하는 상황이 발생하였다는 점이다.

〈표 2〉 표본자료의 기초 통계량

통계량	보통휘발유가격(원/리터)				MOPS (달러/배럴)	Dubai (달러/배럴)	환율 (원/달러)
	뉴질랜드	일본	캐나다	한국			
표본수	467	467	467	467	467	467	467
평균	1,431.53	1,584.16	1,118.01	1,696.72	91.70	81.48	1,085.81
표준편차	385.86	370.88	252.61	209.70	25.17	24.23	121.04
최소값	831.35	1,000.33	664.96	1,290.02	36.78	37.54	906.70
최대값	2,054.80	2,322.04	1,556.70	2,062.20	145.70	138.09	1,554.80
왜도	0.09	-0.10	-0.09	0.06	-0.01	0.07	0.86
첨도	-1.44	-1.35	-1.28	-1.32	-1.12	-1.22	1.07
정규성	383.98	369.18	356.86	362.91	330.71	346.30	129.85

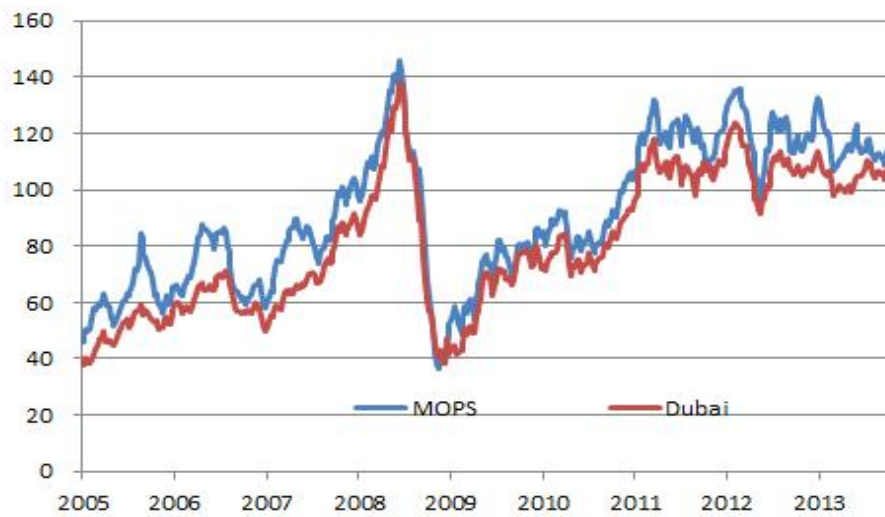
1) 해외 국가의 보통휘발유가격은 기준환율을 적용하여 리터당 원화로 환산한 것임.

2) 정규성 검정은 Bera-Jarque 검정 통계량을 활용한 것임.

[그림 1] 각국의 보통휘발유가격 추이(단위: 원/리터)



[그림 2] MOPS와 Dubai 가격 추이(단위: 달러/배럴)



[그림 3] 원/달러 환율 추이(단위: 원/달러)



2. 실증분석 결과

본 연구에서는 뉴질랜드, 일본, 캐나다, 한국 등 4개국의 보통회발유가격의 비대칭성을 파악하기 위해 수식 (4)와 같은 비대칭 오차수정모형(ECM)에 기초한 추정모형을 설정한다.

$$\begin{aligned} \Delta RP_t = & \sum_{i=0}^q b_t^+ \Delta XP_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^q b_t^- \Delta XP_{t-i}^- \\ & + \sum_{i=1}^q d_t^+ \Delta RP_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^q d_t^- \Delta RP_{t-i}^- \\ & + e^+ \hat{\epsilon}_{t-1}^+ + e^- \hat{\epsilon}_{t-1}^- + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

여기서, 종속변수로서 ΔRP_t 는 각 국가별 보통회발유가격의 1차 차분값, 독립변수로서 ΔXP_t 는 MOPS 혹은 Dubai 가격의 1차 차분값을 나타낸다. 시차 차수 q 는 4주간의 시차를 고려하여 임의로 3으로 설정한다. 공적분 잔차

항인 $\hat{\epsilon}_t$ 는 수식 (1)을 토대로 추정하는데, 종속변수인 RP_t 는 4개국의 보통휘발유가격의 수준형태, 독립변수인 XP_t 는 MOPS 혹은 Dubai 가격의 수준형태이다.¹⁾

〈표 3〉 비대칭 오차수정모형 추정 결과

국가	뉴질랜드				일본			
	MOPS		Dubai		MOPS		Dubai	
추정계수	추정치	t-값	추정치	t-값	추정치	t-값	추정치	t-값
b0+	0.34	(4.51)	0.40	(3.93)	-0.23	(-1.29)	-0.08	(-0.38)
b0 -	0.53	(6.88)	0.86	(8.22)	0.40	(2.17)	0.24	(1.08)
b1+	0.40	(4.95)	0.35	(3.18)	0.26	(1.49)	0.48	(2.22)
b1 -	0.34	(3.92)	0.14	(1.20)	-0.68	(-3.51)	-0.80	(-3.54)
b2+	0.32	(3.96)	0.29	(2.70)	0.39	(2.20)	0.52	(2.42)
b2 -	0.35	(3.74)	0.27	(2.32)	-0.13	(-0.65)	-0.42	(-1.79)
b3+	0.21	(2.46)	0.12	(1.13)	0.19	(1.09)	0.16	(0.70)
b3 -	0.25	(2.62)	0.16	(1.38)	0.37	(1.91)	0.84	(3.63)
e1+	-0.05	(-2.81)	-0.05	(-2.74)	-0.07	(-3.27)	-0.07	(-2.85)
e1 -	0.00	(-0.23)	0.00	(-0.08)	-0.01	(-0.65)	-0.01	(-0.31)
d1+	0.09	(1.23)	0.25	(3.36)	-0.15	(-1.79)	-0.18	(-2.09)
d1 -	-0.18	(-2.29)	0.04	(0.44)	0.07	(0.93)	0.05	(0.66)
d2+	-0.15	(-2.14)	-0.08	(-1.04)	0.14	(1.65)	0.11	(1.24)
d2 -	-0.17	(-2.16)	-0.07	(-0.85)	-0.08	(-1.04)	-0.04	(-0.52)
d3+	0.08	(1.13)	0.15	(1.97)	-0.10	(-1.21)	-0.17	(-1.89)
d3 -	-0.10	(-1.36)	-0.07	(-0.90)	-0.17	(-2.35)	-0.14	(-1.99)
Adj. R2	0.47	-	0.38	-	0.10	-	0.12	-

주: t-값 절대값이 각각 1.65, 1.96, 2.58이면 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의

1) 본 연구에서는 단순최소자승(OLS) 회귀모형을 활용하여 각 국가의 보통휘발유가격과 MOPS 혹은 Dubai 가격의 공적분 관계를 추정하였다. 회귀분석 결과는 저자에 요청시 제공할 수 있다.

〈표 3〉 ECM 추정 결과(계속)

국가	캐나다				한국			
설명변수	MOPS		Dubai		MOPS		Dubai	
추정계수	추정치	t-값	추정치	t-값	추정치	t-값	추정치	t-값
b0+	0.51	(5.43)	0.79	(6.41)	-0.04	(-1.82)	0.02	(0.53)
b0 -	0.75	(7.70)	0.76	(5.96)	0.02	(0.75)	0.02	(0.63)
b1+	0.74	(7.39)	0.73	(5.49)	0.18	(7.28)	0.20	(6.11)
b1 -	0.22	(1.89)	0.13	(0.87)	0.10	(4.22)	0.10	(3.21)
b2+	0.09	(0.85)	0.02	(0.18)	0.22	(8.56)	0.23	(6.83)
b2 -	-0.08	(-0.72)	-0.04	(-0.28)	0.25	(9.78)	0.30	(9.23)
b3+	0.05	(0.47)	-0.11	(-0.76)	0.02	(0.86)	-0.07	(-1.92)
b3 -	-0.14	(-1.25)	0.02	(0.11)	0.00	(-0.02)	0.02	(0.59)
e1+	-0.08	(-2.15)	-0.15	(-3.87)	0.01	(0.68)	0.01	(0.65)
e1 -	-0.13	(-3.49)	-0.02	(-0.52)	-0.06	(-5.12)	-0.06	(-4.62)
d1+	-0.43	(-6.21)	-0.28	(-3.75)	0.45	(7.50)	0.63	(10.23)
d1 -	0.01	(0.16)	0.07	(0.82)	0.49	(7.47)	0.57	(8.59)
d2+	-0.06	(-0.82)	0.10	(1.25)	-0.05	(-0.84)	-0.09	(-1.39)
d2 -	0.10	(1.18)	0.08	(0.94)	0.18	(2.92)	0.19	(2.96)
d3+	0.06	(0.85)	0.18	(2.36)	0.00	(-0.09)	-0.01	(-0.29)
d3 -	0.00	(-0.05)	-0.05	(-0.65)	0.00	(-0.02)	-0.05	(-0.84)
Adj. R2	0.43	-	0.35	-	0.84	-	0.80	-

주: t-값 절대값이 각각 1.65, 1.96, 2.58이면 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의

〈표 3〉은 전체 표본자료에 대한 비대칭 오차수정모형을 활용한 추정 결과를 보여준다. 4개국에 대해 각각 MOPS 혹은 Dubai 가격을 독립변수로 설정하게 되면 총 8개의 분석 결과를 얻을 수 있다. 표에서 알 수 있듯이, 각 국가별로, 그리고 독립변수별로 단기 비대칭성의 정도와 부호가 상이할 뿐 아니라 통계적 유의성도 다르게 나타난다. 예를 들어, 뉴질랜드의 경우 MOP 가격의 변동에 대한 동일 주간의 보통휘발유가격의 변동은 0.34(상승시)와 0.53(하

락시)으로 추정된다. 이는 MOP 가격이 리터당 100원 상승하면 (하락하면) 보통휘발유가격은 평균적으로 34원 (53원) 상승(하락)한다는 의미이다. 이로써 MOP 가격 변동에 대한 보통휘발유가격의 변동은 상승하는 경우에 비해 하락하는 경우가 보다 크다는 것을 알 수 있다.

〈표 4〉 비대칭성에 대한 Wald 검증 결과

귀무가설		b0+ = b0 -	b1+ = b1 -	b2+ = b2 -	b3+ = b3 -	Σb+ = Σb -
뉴질랜드	MOPS	2.42 (0.12)	0.16 (0.69)	0.02 (0.88)	0.08 (0.78)	0.77 (0.38)
	Dubai	7.30 (0.01)	1.30 (0.26)	0.01 (0.94)	0.04 (0.83)	0.86 (0.35)
일본	MOPS	4.38 (0.04)	9.46 (0.00)	2.77 (0.10)	0.32 (0.57)	2.24 (0.13)
	Dubai	0.78 (0.38)	12.45 (0.00)	6.40 (0.01)	3.31 (0.07)	4.99 (0.03)
캐나다	MOPS	2.15 (0.14)	9.47 (0.00)	0.99 (0.32)	1.23 (0.27)	5.27 (0.02)
	Dubai	0.02 (0.88)	7.48 (0.01)	0.09 (0.77)	0.29 (0.59)	2.87 (0.09)
한국	MOPS	2.39 (0.12)	3.56 (0.06)	0.61 (0.44)	0.32 (0.57)	0.03 (0.85)
	Dubai	0.01 (0.94)	3.28 (0.07)	2.13 (0.15)	2.55 (0.11)	1.00 (0.32)

주: 괄호 안은 귀무가설에 대한 검정통계치의 p-값을 의미

〈표 4〉는 Wald 검정을 통해 단기 비대칭성을 검정한 결과를 정리한 것이다. 표에서 괄호 안의 수치는 귀무가설에 대한 검정통계치의 p-값에 해당한다. 여기서도, 단기 비대칭성은 국가별로, 그리고 모형별로 상이하게 나타난다. 4주간의 누적된 비대칭성에 대해 귀무가설 $H_0 : \sum_{t=0}^3 b_{t-i}^+ = \sum_{t=0}^3 b_{t-i}^-$ 로 검정한 결과를 살펴보면, 뉴질랜드와 한국의 경우 비대칭성이 유의수준 10%에

서도 통계적으로 유의하지 않다. 일본의 경우 MOS 가격을 독립변수로 사용한 모형에서는 비대칭성이 유의수준 10%에서 통계적으로 유의하지 않다. 하지만 Dubai 가격을 독립변수로 사용한 모형에서는 비대칭성이 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하게 나타난다. 특이한 사항은 가격이 상승하는 경우와 하락하는 경우 모두에서 보통휘발유가격이 상승하는 것으로 나타난다. 즉, Dubai 가격이 리터당 100원 상승하면 보통휘발유가격이 107원 상승하는 반면 리터당 100원 하락하면 보통휘발유가격은 오히려 14원 상승하는 것으로 나타난다. 캐나다의 경우도 MOPS와 Dubai 가격을 독립변수로 사용한 모형에서 각각 유의수준 5%와 10%에서 비대칭성이 통계적으로 유의하게 나타난다. 참고로, MOPS 가격을 사용한 모형에서 상승폭과 하락폭은 각각 140원과 74원, Dubai 가격을 사용한 모형에서 상승폭과 하락폭은 각각 145원과 86원으로 추정되어 4주간의 상승폭이 하락폭에 비해 크다는 것을 알 수 있다.

이제 국제 휘발유가격 혹은 원유가격의 변동에 대한 보통휘발유가격의 비대칭성에 영향을 미치는 요인을 살펴보기 위해 다음의 수식 (5)와 같은 OLS 회귀분석을 실시한다.

$$ASYM_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 MARGIN_t + \hat{\beta}_2 VOL_{price,t} + \hat{\beta}_3 VOL_{USD,t} + \epsilon_t \quad (5)$$

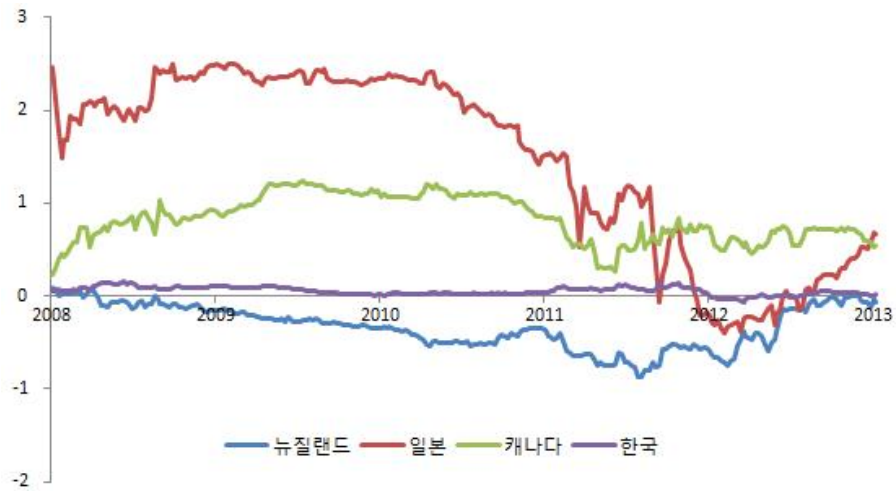
여기서, $ASYM_t$ 는 수식 (4)를 반복적으로 추정하여 구해진 비대칭성의 추이를 나타내는 변수로서 4주간 누적된 양의 값 $\sum_{t=0}^3 b_{t-i}^+$ 와 음의 값 $\sum_{t=0}^3 b_{t-i}^-$ 의 차이에 해당한다. 이 변수는 200주간의 표본자료를 매주 갱신하여 산출한다. 즉, 1주에서 200주간의 표본자료를 활용하여 4주간 누적된 양의 값과 음의 값의 차이를 구한 다음, 다시 2주에서 201주간의 표본자료를 활용하여 4주간 누적된 양의 값과 음의 값의 차이를 구하는 방식으로 총 267개의 자료를 구성한다. $MARGIN_t$ 는 $ASYM_t$ 변수와 마찬가지로 200주간의 이동 표본자료를 활용하여 보통휘발유가격과 MOP 혹은 Dubai 가격의 차이의 평균값을 구한

것이다. 이 변수는 리터당 원으로 환산된 것으로, 국제 휘발유가격 혹은 원유 가격과 최종소비자가격 사이의 스프레드(spread) 혹은 마진(margin)에 해당한다. $VOL_{price,t}$ 는 MOPS 혹은 Dubai 가격의 변동성을, $VOL_{USD,t}$ 은 대미환율의 변동성을 나타내는 변수이다. 이들 변동성은 앞서와 마찬가지로 200주간의 이동 표본자료를 활용하여 다음의 수식 (6)에 따라 산출된 것으로, 해당 변수의 주간 수익률의 표준편차에 $\sqrt{52}$ 를 곱하여 연간 변동성으로 환산한 것이다.

$$VOL_{x,t} = \left[(1/m) \sum_{t=1}^m (\ln X_{t+i-1} - \ln X_{t+1-2})^2 \right]^{1/2} \quad (6)$$

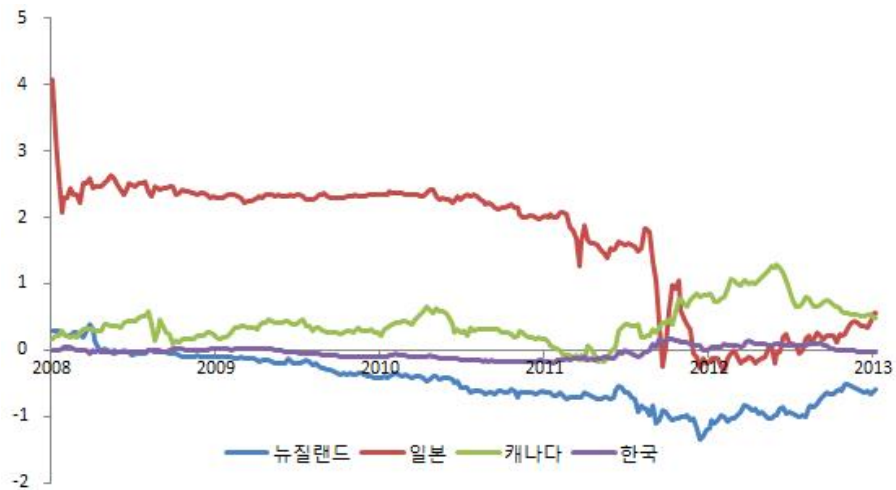
[그림 4]와 [그림 5]는 각각 MOP와 Dubai 가격 대비 비대칭성 추이를 보여준다. 일본과 캐나다의 비대칭성이 상대적으로 높게 나타나고, 상승시 변동폭이 하락시 변동폭보다 월등히 크게 나타난다. 한국은 상대적으로 비대칭성이 낮게 유지되고 있다. 뉴질랜드의 경우 상승시 변동폭이 하락시 변동폭보다 오히려 적게 나타난다. [그림 6]과 [그림 7]은 각각 MOP와 Dubai 가격 대비 마진 추이를 보여준다. 우리나라의 마진은 상대적으로 일정한 반면, 나머지 3개국은 마진은 완만히 상승하였다는 것을 알 수 있다. [그림 8]은 MOP와 Dubai 가격, 그리고 대미환율의 변동성 추이를 나타낸다. 이들 변수의 변동성 추이는 대체로 비슷한 양상을 보이지만, MOPS와 Dubai 가격의 변동성이 대미환율의 변동성에 비해 2배 이상 높게 나타난다.

[그림 4] MOP 대비 비대칭성 추이(단위: 원/리터)



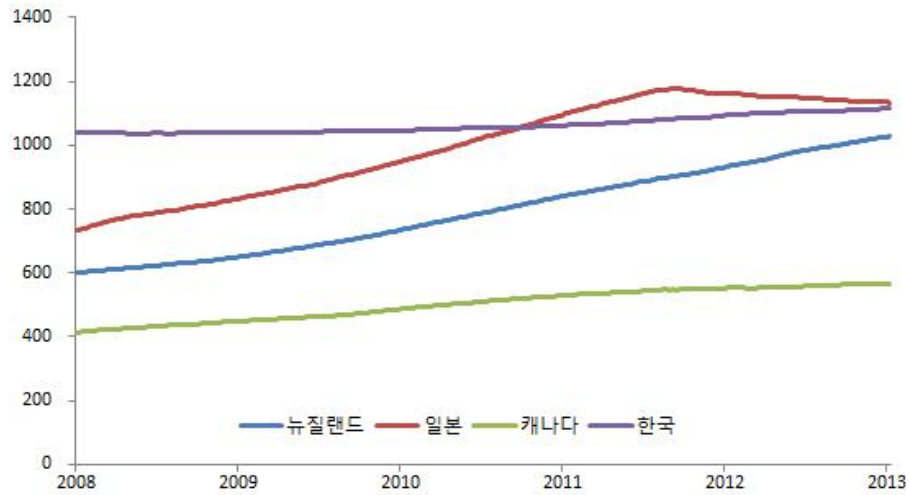
주: 200주간의 이동 표본자료를 활용한 결과

[그림 5] Dubai 대비 비대칭성 추이(단위: 원/리터)



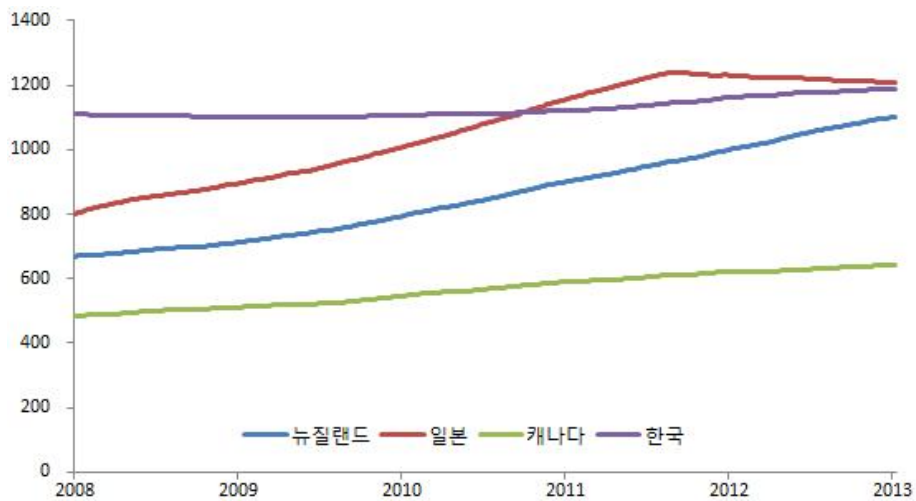
주: 200주간의 이동 표본자료를 활용한 결과

[그림 6] MOPS 대비 마진 추이(단위: 원/리터)



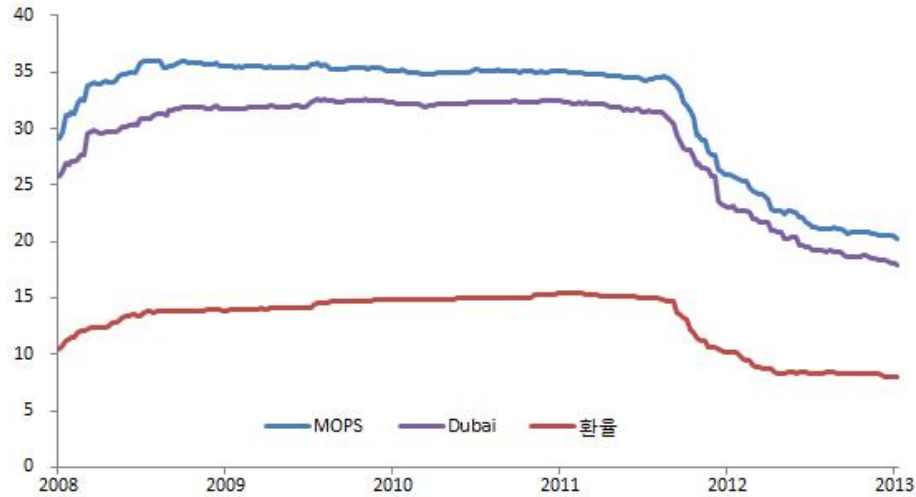
주: 200주간의 이동 표본자료를 활용한 결과

[그림 7] Dubai 대비 마진 추이(단위: 원/리터)



주: 200주간의 이동 표본자료를 활용한 결과

[그림 8] 주요 설명변수의 변동성 추이(단위: %/연)



주: 200주간의 이동 표본자료를 활용한 결과

<표 5>는 수식 (5)를 활용하여 비대칭성에 영향을 미치는 주요 변수에 대한 OLS 추정 결과를 보여준다. 표에서 t-값은 중첩된 표본자료를 사용한 회귀분석의 특성을 고려하여 이분산성과 자기상관을 고려한 공분산 추정방식(heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance estimation)을 활용하여 조정된 값이다(Newey and West, 1987). 추정 결과는 국가별로, 그리고 독립변수 선택에 따라 상이하게 나타난다. 뉴질랜드의 경우 마진은 양의 값을, MOPS나 Dubai 가격 변동성의 영향은 음의 값을, 그리고 대미환율의 변동성은 양의 값으로 나타난다. 이로써 마진이 높아지면 비대칭성도 커진다는 것을 알 수 있다. 국제 휘발유가격이나 원유가격의 변동성이 커지면 오히려 비대칭성은 작아지는 반면 대미환율의 변동성이 커지면 비대칭성은 크게 나타난다. 한국의 경우 마진의 영향은 양의 값을, 국제 휘발유가격이나 원유가격 변동성의 영향도 양의 값을 나타내지만, 대미환율 변동성의 영향은 음의 값으로 나타난다.

〈표 5〉 비대칭성에 영향을 미치는 주요 변수에 대한 OLS 추정 결과

추정계수		상수	MARGIN	VOLPRICE	VOLUSD	Adj. R2
뉴질랜드	MOPS	4.63*** (4.85)	0.003*** (-5.88)	-0.13*** (-2.78)	0.13* (1.76)	0.75 -
	Dubai	4.85*** (8.13)	0.004*** (-15.97)	-0.16*** (-3.77)	0.23*** (3.33)	0.89 -
일본	MOPS	7.11*** (7.44)	-0.01*** (-11.49)	-0.24*** (-4.41)	0.64*** (5.81)	0.93 -
	Dubai	4.75*** (7.53)	0.005*** (-15.09)	-0.18*** (-3.68)	0.55*** (6.28)	0.93 -
캐나다	MOPS	2.52 (1.60)	0.003 (-1.42)	-0.07* (-1.90)	0.17** (2.21)	0.29 -
	Dubai	-1.24 (-1.40)	0.003*** (3.18)	0.14*** (2.97)	-0.33*** (-3.75)	0.64 -
한국	MOPS	-1.84* (-1.71)	0.001 (1.62)	0.03** (2.59)	-0.04** (-2.39)	0.43 -
	Dubai	-3.22** (-2.40)	0.003** (2.50)	0.07*** (4.46)	-0.13*** (-5.51)	0.66 -

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미

IV. 결론 및 시사점

본 연구에서는 뉴질랜드, 일본, 캐나다, 한국을 대상으로 국제 유가의 변동에 따른 보통휘발유 소비자가격의 비대칭성을 정량적으로 추정하였다. 또한 비대칭성에 영향을 미치는 주요 요인을 살펴보았다. 추정 결과에 따르면, 국가별로, 그리고 설명변수의 선택에 따라 비대칭성의 존재뿐 아니라 정도에 있어서 차이가 발생한다. 보다 흥미로운 사실은 비대칭성에 영향을 미치는 요인

으로서 보통휘발유 소비자가격과 국제 휘발유가격 혹은 원유가격의 차이, 유가의 변동성과 환율의 변동성을 확인할 수 있었다. 물론 국가별로, 그리고 설명변수의 선택에 따라 영향의 방향과 정도는 상이하게 나타난다. 유가 혹은 환율의 변동성이 커질 경우 비대칭성의 정도도 높아진다는 사실은 정유사업이나 주유소 소매사업에 있어 시장에서 인지하는 위험이 증가하는 것에 대해 이들 사업자들이 보다 높은 보상으로서 일종의 위험프리미엄(risk premium)을 요구하는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구에서는 4개 국가의 보통휘발유 소비자가격에서 나타나는 가격 비대칭성의 원인을 정유회사의 암묵적 담합과 같은 반경쟁적 관행과 연계시키지는 못 하였다. 특히, 마진이 증가하면 비대칭성도 증가한다는 사실만으로 석유시장에서 정유회사나 주유소 사업자들이 폭리를 취한다고 결론을 내리기에 증거가 불충분하다고 판단된다. 이러한 이유로 말미암아, 석유부문의 시장구조나 경쟁 정도를 적절히 설명할 수 있는 대리변수를 활용하여 석유시장에서 의심되는 비대칭성과 이들 변수간의 관계를 분석하는 작업이 향후 필요할 것이다.

접수일(2014년 1월 28일), 게재확정일(2014년 2월 24일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 김진웅·김종호, “국제 유가 변동에 대한 국내 휘발유 가격의 비대칭적 반응”, 에너지경제연구 8, 2009, 105-131.
- 김진형, “석유제품의 가격 비대칭성에 관한 연구”, 자원·환경경제연구 16, 2007, 833-854.
- 나인강, “국내 휘발유 가격의 비대칭성”, 에너지경제연구 1, 2002, 1-17.
- 문영석, 에너지가격, 에너지소비 및 산업생산활동에 대한 석유가격 자유화의 영향 분석, 에너지경제연구원 기본연구보고서, 2004.
- 오선아·허은영, “국제시장가격변동에 따른 국내석유제품가격의 비대칭분석”, 에너지경제연구 6, 2007, 59-78.
- 이달석, 자동차 연료의 소매가격 및 소매마진액 변동요인 분석, 에너지경제연구원 기본연구보고서, 2005.
- 임상수, “원유 가격에 대한 휘발유 가격의 비대칭성”, 에너지경제연구 6, 2007, 175-198.
- 정부 관계부처 합동, “석유시장 투명성 제고 및 경쟁 촉진방안”, 2011. 4. 6.
- Bacon, R., “Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of UK Retail Gasoline Prices to Cost Changes,” Energy Economics 13, 1991, 211-218.
- Borenstein, S., Cameron, A. and Gilbert, R., “Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?” Quarterly Journal of Economics 112, 1997, 305-339.
- Deltas, G., “Asymmetries in Retail Gasoline Price Dynamics and Local Market Power,” Department of Economics, University of Illinois, Urbana-Champaign, 2007.
- Engel, R. and Granger, C., “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, Econometrica 55, 1987, 251-276.
- Granger, C. and Lee, T., “Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships

- Using Multicointegration and Non-Symmetric Error Correction Models,” *Journal of Applied Econometrics* 4, 1989, 145-159.
- Grasso, M. and Manera, M., “Asymmetric Error Correction Models for the Oil-Gasoline Price Relationship,” *Energy Policy* 35, 2007, 156-177.
- Karrenbrock, J., “The Behavior of Retail Gasoline Prices: Symmetric or Not?” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 73, 1991, 19-29.
- Lewis, M., “Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An Examination of the Retail Gasoline Market,” *Journal of Economics and Management Strategy* 20, 2011, 409-449.
- Newey, W. and West, K., “A Simple, Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica* 55, 1987, 703-708.
- Verlinda, J., “Do Rockets Rise Faster and Feathers Fall Slower in an Atmosphere of Local Market Power? Evidence from the Retail Gasoline Market,” *Journal of Industrial Economics* 56, 2005, 581-612.

ABSTRACT

International Comparison on
the Gasoline Price Asymmetries

Won-Cheol Yun*

In the petroleum markets, there have been continuing debates about price asymmetries. This study adopts an asymmetric error correction model (ECM) to describe asymmetric price behavior in the gasoline markets of New Zealand, Japan, Canada, and South Korea. This model is estimated on the weekly data set of regular unleaded gasoline over the period covering January 2005 to December 2013. The model tries to capture the temporal responses of domestic retail prices to the changes in the MOPS gasoline and Dubai crude oil prices. This study also investigates how the margins and the volatilities of prices and exchange rates influence the price asymmetry.

Key Words : Gasoline Price, Asymmetric Price Behavior, Asymmetric ECM
JEL Codes : C51, L11, G40

* Professor, Dept. of Economics and Finance, Hanyang University. wcyun@hanyang.ac.kr