

원유가격과 전력가격의 연계성*

정수관** · 원두환***

요 약

본 연구는 2001년 4월부터 2019년 9월까지 국제 원유시장 기준이 되는 WTI유, 두바이유, 브렌트유 가격과 우리나라 전력시장가격(SMP: system marginal price)의 연계성에 대해서 분석하였다. 전통적인 공적분 검정 방법은 국제금융위기와 셰일오일 개발 등으로 인한 시장 구조변화와 비선형적 조정과정을 고려하지 못하는 한계가 있기 때문에 비선형 조정과정을 반영하는 threshold 공적분 분석 방법을 이용하였다. 강건성을 확인하기 위해 전체 기간을 이용한 분석과, 두 번의 구조변화가 발생한 시점(2008년 8월, 2014년 10월)으로 구분한 부분 기간에 대해 각각 분석하였다. 전통적인 공적분 검정 결과는 기간에 따라 유동적 이지만, threshold 검정 결과는 기간과 관계없이 국제유가와 전력가격 간 장기 균형 관계가 일관성 있게 나타났다. 오차의 조정과정은 대칭적으로 이루어지는 것으로 나타났다.

주요 단어 : 비선형 공적분, 원유가격, 전력가격, 구조변화
경제학문헌목록 주제분류 : Q32, Q47

* 이 논문 또는 저서는 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2017S1A5B8057488).

** 창원대학교 경영대학 글로벌비즈니스학부(주저자), sukwan@changwon.ac.kr

*** 부산대학교 경제통상대학 경제학부 교수(교신저자), doohwan@pusan.ac.kr

I. 서 론

우리나라 도매전력시장은 공급입찰에 참여한 발전기의 발전비용에 따라 가격이 결정되는 변동비 반영시장이다. 도매전력가격인 계통한계가격(SMP: system marginal price)은 원유, LNG, 유연탄 등 연료가격에 연동되기 때문에 연료가격이 상승하면 SMP가 상승하게 된다. 따라서 기저발전인 석유 및 석탄발전보다 첨두부하인 LNG발전이 SMP를 결정하는 데 중요한 역할을 한다. 우리나라는 천연가스의 대부분을 액화천연가스(LNG: liquefied natural gas)로 수입하는데 LNG의 경우 투명하고 신뢰할만한 현물거래시장이 존재하지 않아서 국제 원유가격 전망에 기초한 장기계약으로 LNG를 도입하고 있다.¹⁾ 원유가격은 LNG 도입단가와 연계되어 있고, 다른 연료(석탄, 신재생에너지) 가격과 관련성이 높아서 전력시장을 분석하는데 중요한 요인으로 볼 수 있다(Mohammadi, 2001; Troster et al., 2018).

국제원유시장과 우리나라 전력시장의 연계성은 원유시장의 충격으로 발생한 원유가격 변동이 전력시장의 가격 변동과 연관되어 있다는 것을 의미한다. 즉 원유가격과 전력가격은 장기균형관계를 이루며, 장기균형에서 이탈한 가격의 차이는 일정 기간 시차를 두고 균형으로 회복할 수 있다. 만약 원유시장과 국내 전력시장이 연계되어 있다면 국제유가 변동에 대한 전력공급과 가격 예측이 가능하기 때문에 전력공급 계획 수립에 불확실성이 줄어들 수 있다. 따라서 국제 원유가격과 국내 전력가격의 연계성을 분석하는 것은 에너지 산업의 의사결정자나 연구자에게 중요한 정보를 제공할 수 있다. 연료가격과 전력

1) 우리나라를 포함한 동아시아 국가의 LNG 도입가격은 일본에서 수입하는 원유가격 및 물량을 배럴당 US달러로 환산한 평균 복합단가인 JCC(Japan Crude Cocktail)와 인도네시아의 원유류의 실제 수출가격인 ICP(Indonesia Crude Price) 등에 연동되어 결정되고 있다 (조홍중·한원희, 2015).

가격의 연계성에 관한 국내외 다수 연구가 존재하지만, 연료시장과 우리나라 전력시장의 연계성에 관한 연구는 LNG에 국한되고 있다(예: Chae et al., 2012; 박민혁 외, 2014). 국제 원유가격과 전력가격의 연계성을 분석한 연구는 부족한 실정이다.

본 연구에서는 국제 원유시장과 우리나라 전력시장의 연계성을 가격변수를 이용하여 살펴볼 것이다. 분석결과의 강건성을 확인하기 위해 구조변화가 발생한 시점을 기준으로 구분한 부분 기간별 연계성에 대해서 연구를 수행할 것이다. 특히 다음 두개의 이슈를 중심으로 분석한다. 첫째, 국제 원유시장의 대표 유종인 미국의 텍사스원유(WTI), 중동의 두바이유(Dubai), 유럽의 브렌트유(Brent) 가격과 우리나라 전력시장 가격인 계통한계가격(SMP: system marginal price) 간 장기적인 균형관계가 있는가? 둘째, 만약 장기적인 균형관계가 존재한다면 균형관계에서 벗어난 오차가 균형으로 조정하는 과정이 대칭적 혹은 비대칭적으로 이루어지는가? 분석을 위해 전통적인 공적분 분석방법과 threshold 공적분 모형을 이용할 것이다. 전통적인 공적분 분석은 장기균형에서 벗어난 오차가 균형으로 조정하는 과정이 동일하다고 가정하고, 기간에 따라 분석결과가 유동적이라는 한계가 있다. 이에 비해 threshold 공적분 분석은 오차가 균형으로 조정하는 과정이 다를 수 있음을 가정하기 때문에 표준 공적분 방법보다 유연성이 높은 일반화된 모형이라는 장점이 있다. 즉, 전통적인 공적분 분석방법은 선형 대칭 조정과정을 가정한다면, threshold 공적분 분석방법은 비선형·비대칭 조정과정을 전제한다. 그런 연후에 오차수정모형을 통해 단기동학과 가격 오차가 장기균형으로 조정하는 정도를 분석할 것이다.

II. 선행연구

에너지와 전력시장의 연계성에 관한 연구는 주로 공적분 분석을 활용한다. Asche et al.(2006), Bosco et al.(2006) 등은 유럽지역을 대상으로 화석연료가격과 전력가격의 연계성을 분석하였고, Serletis and Herbert(1999), Mjelde

and Bessler(2009), Mohammadi(2009) 등은 북미지역의 에너지시장과 전력 가스시장의 연계성을 분석하였다.

Asche et al.(2006)은 1995년부터 3년 동안 천연가스가격, 원유가격, 전력가격의 동태적 관계를 분석하였다. 그 결과 천연가스가격, 원유가격, 전력가격 간 장기균형관계가 존재하고, 원유가격이 주도적 역할을 한다는 것을 발견하였다. 전력가격과 연료가격은 매우 통합된 시장이라는 것을 보였다. Bosco et al.(2006)은 2004년부터 2006년까지 유럽에서 전력시장의 상호 연관성을 검토하였다. 유럽의 전력시장(APX, EEX, EXAA, Powernext) 가격 간 공동추세를 보이는 것을 발견하고, 이를 유럽 전력시장의 강한 통합증거라고 주장하였다.

Serletis and Herbert(1999)는 1996년부터 1997년까지 북미지역의 천연가스 가격, 원유가격, 전력 가격 간 공적분 관계를 분석하였는데, 천연가스가격과 원유가격 사이에는 유의한 공적분 관계가 발견되었으나, 전력가격은 연료가격들과는 유의한 관계가 발견되지 않았다. Mohammadi(2009)는 1960~2007년 미국의 연간자료를 이용하여 전력가격과 화석원료(석탄, 천연가스, 원유) 가격 간 장·단기 동학을 분석하였다. 석탄가격과 전력가격 사이에 유의한 장기균형 관계가 있는 것으로 나타났다. 반면 천연가스가격과 원유가격은 전력가격과 장기적 관계가 없는 것으로 나타났다. 또한 전력가격이 균형으로 조정하는 과정에 비대칭성은 발견되지 않았다. Mjelde and Bessler(2009)는 북미지역의 전력가격과 발전연료(천연가스, 우라늄, 석탄, 원유) 가격 간 동태적 관계를 분석하였다. 연료가격과 전력가격 간 장기적인 균형관계가 존재하지만, 어떤 연료시장이 전력시장과 연계성을 갖는지 발견할 수는 없었다.

국내 시장을 분석한 연구로 Chae et al.(2012)과 박민혁 외(2014)가 있다. Chae et al.(2012)는 2001년부터 2011년까지 월별자료를 이용하여 발전용 LNG수입가격과 전력가격간의 인과관계를 분석하였다. 장·단기적으로 LNG가격이 전력가격에 영향을 미치지만, 전력가격이 LNG가격에는 영향을 미치지 못하는 것으로 분석하였다. 박민혁 외(2014)는 한국의 SMP와 그 결정요인 간 인과관계에 대한 분석을 시도하였다. SMP는 장·단기적으로 LNG도입가격에 영향을 받는데, 단기적으로는 양(+)의 관계가 있지만, 장기적으로는 음(-)의

관계를 맺고 있는 것으로 분석되었다.²⁾

연료가격과 전력가격에 관한 연구는 많이 이루어지고 있지만, 연료시장과 우리나라 전력시장의 연계성에 관한 연구는 부족한 실정이다. 특히 국제 원유가격과 우리나라 전력가격의 동조화와 비선형 조정과정에 관한 연구는 아직 없다.³⁾

Ⅲ. 비선형 공적분 검정

1. 공적분 검정

원유가격과 우리나라 전력시장가격 간 연계성을 확인하는데 공적분 검정이 활용된다. 공적분 관계가 존재하면 국제석유시장과 우리나라 전력시장 간 연계성이 있지만, 그렇지 않다면 두 시장의 연계성이 낮다고 본다. 불안정한 시계열자료를 이용한 회귀분석은 에너지시장 간 실제 관련성이 없더라도 상호연관성이 있는 것으로 나타나는 가성회귀(spurious regression) 문제를 내포하고 있다. 따라서 불안정한 시계열을 차분하여 안정적인 시계열로 변환하여 사용하거나 공적분 관계를 이용해 추정한다. 불안정한 시계열이라도 변수 간 공동추세를 가진다면 공적분(장기균형 관계)이 있다는 것을 의미한다. 공적분 관계가 존재하지만, 차분 시계열을 이용하는 것은 장기균형 관계에 관한 정보를 무시하는 모형설정의 오류를 범하게 된다.

회귀식의 잔차에 대한 안정성을 확인하는 공적분 검정법은 Engle and

2) 박진호 외 (2016)는 셰일가스 혁명과 각국의 시장 자유화 등으로 국제가스시장의 구조 변화의 가능성이 있다(박진호 외, 2016). 가스시장과 밀접한 연관성을 갖고 있는 국제석유시장도 셰일 혁명으로 구조변화의 가능성이 높다(정수관, 2018).

3) 박해선·이상직(2015)은 TVECM(threshold vector error correction model)을 이용하여 원유가격 간 비선형 동적조정과정을 분석한 결과 국제유가 간 비선형 동적조정과정의 가능성을 제시하였다.

Granger(1987)에 의해 제안되었고, Phillips and Quliaris(1990)에 의해 확장되었다. Engle and Granger 방법은 잔차에 대해 ADF 단위근 검정을 수행하고, Phillips and Quliaris 방법은 Phillips and Perron(1988) 검정을 실행하는 것이다. 본 연구에서는 Phillips and Quliaris 방법을 사용하였다. 식(1)은 공적분 회귀식으로 잔차가 안정적이면 공적분 관계가 존재한다고 판단한다.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \mu_t \quad (1)$$

여기서 y_t 는 전력가격, x_t 는 원유가격으로 모두 $I(1)$ 이고, β 는 추정계수를 각각 나타낸다.

식(1)을 추정한 후 획득한 잔차(μ_t)항이 안정적인지 여부를 살펴보기 위해 다음과 같은 단위근 검정 모형이 이용된다.

$$\Delta \mu_t = \rho \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta \hat{\mu}_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

귀무가설은 공적분 관계가 없음($H_0 : \rho = 0$)이고, 대립가설은 공적분 관계가 있음이다. 귀무가설의 기각은 잔차가 안정적이라는 것을 의미한다.

2. Threshold 공적분 검정

에너지 시장에 세계금융위기와 셰일혁명과 같이 큰 사건이 발생하고 이후 에너지 시장에 구조변화가 존재한다면 표준 공적분 검정방법의 경우 이를 적절하게 반영하지 못하기 때문에 유효성이 떨어질 수 있다(Grangery and Hansen, 1996). 표준 공적분 검정방법은 선형 공적분 관계와 오차의 조정과정이 매기에 즉각적으로 이루어지고, 오차의 증가 혹은 감소가 동일한 방식(대칭적)으로 이루어진다고 가정한다. 그러나 현실에서는 거래비용, 메뉴비용,

시장지배력 등으로 오차의 증가나 감소로 균형으로 조정과정이 다르게 나타날 수 있다(Mohammadi, 2009b). Threshold 공적분 검정은 이러한 특성을 반영하여 변수 간 비선형적인 관계를 반영하여 분석할 수 있다. 양(+) 혹은 음(-)의 오차가 균형으로 조정하는 과정의 비선형성을 반영하는 threshold 공적분 검정을 위한 식은 다음과 같다(Balke and Fomby, 1997).

$$\Delta\mu_t = \rho_1 I_t \mu_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta\mu_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

여기서 μ_t 는 장기균형추정식의 잔차를 나타내는 변수, I_t 는 지시함수로 임계변수가 임계값(c)보다 크면 1의 값을 갖고, 임계값보다 작으면 0의 값을 갖는다. ρ_1 , ρ_2 는 각 국면에 속하는 조정계수로 지시함수에 따라 임계값에 비대칭적 수렴을 허용한다.

임계변수(threshold variable)가 잔차항의 수준변수(μ_{t-1})이면 TAR(threshold autoregressive)모형이고, 임계변수가 잔차항의 차분변동($\Delta\mu_{t-1}$)이면 MTAR(momentum-TAR)모형이 된다.

TAR 모형에서 I_t 는 다음과 같이 설정된다.

$$\begin{aligned} I_t &= 1 & \text{if } \mu_{t-1} &\geq c \\ &= 0 & \text{if } \mu_{t-1} < c \end{aligned} \quad (4)$$

MTAR 모형에서 I_t 는 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} I_t &= 1 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} &\geq c \\ &= 0 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} < c \end{aligned} \quad (5)$$

TAR 모형은 c 를 기준으로 공적분 잔차의 크기에 따라 비대칭성을 발견하기 위한 것이라면 M-TAR 모형은 공적분 잔차 변동의 크기에 따라 구분되는

비대칭성을 발견하기 위한 것이다.

Threshold 공적분 검정은 Enders and Siklos(2001)가 제안한 두 단계 절차를 따른다. 먼저 공적분 관계가 없다는 귀무가설($H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$)을 검정한다. 귀무가설이 기각하면 공적분 관계가 존재한다고 판단하고, 그렇지 않으면 공적분 관계가 없다고 판단한다. 둘째 공적분 관계가 존재하면 대칭성을 검정한다. 귀무가설은 오차의 조정과정이 대칭적($H_0 : \rho_1 = \rho_2$)이라는 것이고 대립가설($H_0 : \rho_1 > \rho_2$)은 조정과정이 비대칭적이라는 것을 의미한다.

IV. 자료 및 실증결과

1. 자료 분석

국제유가를 결정하는 대표유종인 WTI, 브렌트유, 두바이유 가 가격과 우리나라 전력시장 계통한계가격(SMP: system marginal price)의 연계성을 분석하기 위해 2001년 4월부터 2019년 9월까지의 월별자료를 사용하였고 2015년 기준 가격으로 표준화시켰다. 국제유가 자료는 페트로넷에서, 계통한계가격은 한국전력거래소에서 각각 획득하였다.⁴⁾

<표 1>은 자료의 기초통계량을 제시하고, [그림 1]은 추이를 보여준다. 주목할 만한 두 가지 사실이 있는데, 첫째 원유가격과 SMP가격은 비슷한 움직임을 보여준다는 것이다. 전력가격은 두바이유 가격(0.74), 브렌트유 가격(0.74), WTI 가격(0.79) 간 상관계수가 상당히 큰 양(+)의 값으로, 유가와 전력가격은 연관성이 높다. 둘째 2008년을 기점으로 가격의 움직임에 큰 변화가 감지된다는 것이다. 2008년 직전까지 에너지가격은 상승추세였지만, 그 이후

4) 페트로넷(www.petronet.com), 전력거래소(www.krx.co.kr) 웹사이트는 본 연구에서 사용 가능한 관련 자료를 제공한다.

등락을 거듭하고 있다. 2008년 발생한 세계금융위기와 미국의 셰일오일 영향력 확대에 에너지시장에 변화가 발생하였을 가능성이 있다.⁵⁾ 이는 원유시장과 전력시장의 관계에도 어떤 영향을 미쳤을 수 있다.

〈표 1〉 자료의 기초통계량

변수	평균	표준편차	최소	중간	최대
WTI	63.92	25.76	19.40	60.20	133.90
dubai	64.53	29.09	17.69	60.81	131.20
brent	67.26	29.45	19.06	63.02	133.60
smp	95.63	36.41	36.08	88.11	185.14
상관계수					
	WTI	dubai	brent	smp	
WTI	1.00	0.97	0.98	0.74	
dubai	0.97	1.00	0.99	0.79	
brent	0.98	0.99	1.00	0.79	
smp	0.74	0.79	0.79	1.00	

주: 국제유가는 US\$/barrel이고, smp는 원/kWh임

[그림 1] 시계열의 추이

원유가격(US\$/배럴)과 전력가격(원/kWh)의 측정단위 차이를 고려하여 자연로그를 취한 값을 사용하였다. 공적분 검정을 앞서 변수 간 동일차수의 적분과정을 확인하기 위해 PP(Phillip-Perron) 검정을 실행하였고, 그 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 추세는 없지만, 표류항을 포함한 모형이고, Schwert (1989) 기준인 $p_{\max} = 12(\frac{n}{100})^{1/4}$ 을 따라서 최적 시차 길이는 4이다.⁶⁾ 단위근 검정결과, 수준변수의 경우 단위근을 갖는다는 귀무가설이 1% 수준에서 유의하지 않지만, 1차 차분한 변수의 경우 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.

5) 2008년 세계금융위기 이후 원유시장에 중대한 변화가 발생하였다. 상대적으로 품질이 높은 WTI 가격이 두바이유 및 브렌트유 가격보다 높게 형성되었지만, 세계금융위기 이후 미국의 셰일오일 생산량이 증가하며 가격 역전 현상이 나타났다. 이러한 변화가 원유시장과 전력시장의 관계에도 영향을 미쳤을 수 있다.

6) 원유, 가스, 전력을 포함한 에너지의 가격은 특정한 추세를 보이지 않기 때문에 추세를 포함하지 않는 모형이 적절하다(Serletis and Herbert, 1999).

따라서 본 연구에서 사용하는 모든 시계열은 1차 차분 후 안정적인 I(1)과정으로 판단할 수 있다.⁷⁾

〈표 2〉 단위근 검정

	PP 검정	
	수준변수	차분변수
lnsmp	-2.070	-10.694***
lnwti	-1.095	-10.471***
lnDubai	-1.898	-11.152***
lnbrent	-2.130	-13.013***

주: ***는 1%수준에서 유의함

2. 실증분석 결과

국제원유(WTI, 두바이유, 브렌트유)가격과 전력가격 간 Phillips and Quliaris (1990) 방법과 Johansen(1991) 방법으로 공적분 검정이 실행되었고, 그 결과는 <표 3>과 같다. Phillips and Quliaris 검정은 세 모형 모두 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다.⁸⁾ 국제 원유가격과 우리나라 전력가격이 연동되어있다는 것을 의미한다. Johansen 공적분 검정은 공적분 위수가 0($r=0$)이라는 귀무가설을 기각하지만 $r \leq 1$ 이라는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. Johansen 공적분 검정은 세 모형 모두 공적분 관계가 존재한다는 것을 확인시켜 준다.

〈표 3〉 공적분 검정(전 기간: 2001.4~2019.9)

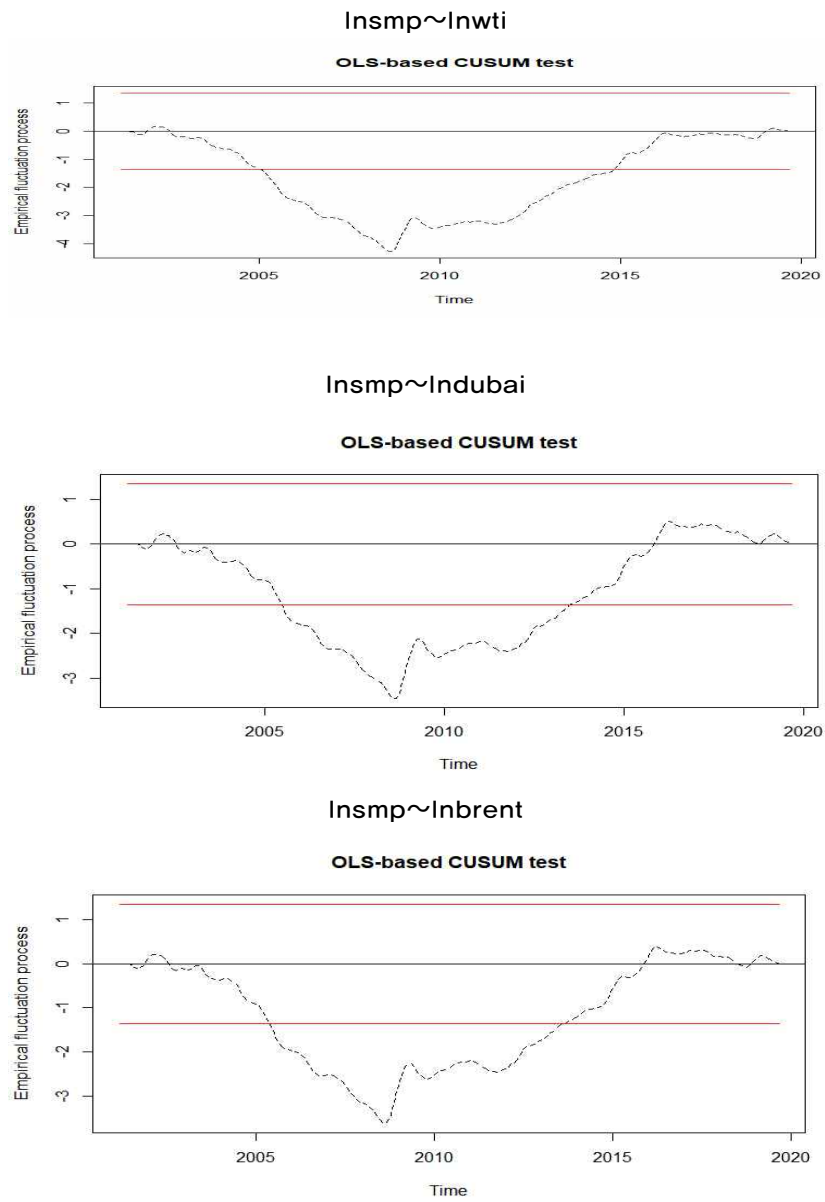
7) 구조변화를 반영한 Zivot and Andrews(2002) 단위근 검정 결과 역시 모든 시계열이 I(1)임을 확인할 수 있었다.
8) 회귀식의 잔차에 대해 단위근 검정을 위한 Philip-Perron Z(alpha) 통계량이 계산되고, 공적분 검정을 위한 임계값과 비교되었다.

	Phillips and Quliaris 검정	Johansen	
	통계량		통계량
lnsmp~lnWTI	-36.025***	$r \leq 1$	3.79+
		$r=0$	48.88
lnsmp~lnDubai	-41.402***	$r \leq 1$	3.43+
		$r=0$	51.42
lnsmp~lnbrent	-39.602***	$r \leq 1$	3.37+
		$r=0$	48.60

주: 1) Engle-Granger 공적분 검정에서 ***는 1%수준에서 유의함
 2) Johansen 공적분 검정에서 +는 5% 수준에서 귀무가설을 채택

[그림 2]는 공적분 회귀식에 대한 CUSUM(cumulative sum) 검정 결과를 보여준다. CUSUM 검정은 주어진 자료의 표본기간을 연속적으로 변화시켜가며 반복추정한 후 추정계수의 안정성을 검정하는 것이다. CUSUM 통계량이 실선(5% 유의수준의 임계값)을 벗어나면 회귀식에 구조변화가 있고, 실선 안에 머무르면 구조변화가 없다고 판단한다. CUSUM 통계량(점선)이 5% 유의수준의 임계값(실선)을 벗어나는 영역이 있기 때문에 국제유가와 전력가격 간 공적분 회귀식에 중대한 구조변화가 발생하였다는 것을 확인할 수 있다. Gregory and Hansen(1996)이 지적하듯이 구조변화가 존재함에도 이를 고려하지 않는다면 검정결과를 신뢰하기 어려운 측면이 있다.

[그림 2] CUSUM 구조변화 검정



원유가격과 전력가격 조합 간 구조변화(structural break)가 있는지 여부를 검증하기 위해 Bai and Perron(2003)이 제안한 검증방법을 이용하였다. Bai and Perron 방법은 시기별로 장기균형관계에 구조적 변화가 있지만, 구조변화가 발생한 횟수 및 시기를 사전에 알 수 없을 때 구조변화시점과 횟수를 발견할 수 있다. <표 4>는 검정결과를 나타낸다. BIC 기준으로 국제원유가격과 전력가격 간 조합 간 구조변화가 2회(m=2) 있고, 구조변화가 있었던 시기는 2008년 8월, 2014년 9월로 판별된다. 2008년 8월은 세계금융위기가 발생한 시기이고, 2014년 9월은 미국의 셰일오일 생산량의 증대로 국제에너지시장에 변화가 발생한 시기이기 때문에 검정결과는 현실에 부합한다.

〈표 4〉 구조변화 검정

	m=0	m=1	m=2	1 breakdate	2 breakdates
lnsmp~lnWTI	24.498	-82.584	-97.926	2008(8)	2008(8), 2014(9)
lnsmp~lnDubai	-22.064	-89.964	-109.919	2008(8)	2008(8), 2014(9)
lnsmp~lnBrent	-13.450	-89.060	-109.296	2008(8)	2008(8), 2014(9)

주: 1) BIC 값

구조변화가 존재할 때 표준 공적분 분석결과는 신뢰성이 낮기 때문에 이를 보완하는 비선형모형인 threshold 공적분 방법을 이용하여 다시 한 번 분석을 하였다. <표 5>는 세 모형의 잔차에 대해 TAR모형과 M-TAR모형을 추정한 결과와 공적분 검정 및 비대칭성 검정 결과를 나타낸다. 공적분이 없다는 귀무가설($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$)에 대해 TAR 모형과 M-TAR 모형의 F 통계량은 모두 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 그러나 오차가 장기균형으로 조정하는 과정이 대칭적이라는 귀무가설($H_0: \rho_1 = \rho_2$)에 대해 모든 모형의 F 통계량은 5%수준에서 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉 원유가격과 전력가격은 장기균형관계는 존재하지만, 균형관계에서 벗어난 오차가 균형으로 조정하는 과정에 비대칭성은 없다는 것을 의미한다.

〈표 5〉 Threshold 공적분 추정결과(전 기간: 2001.4~2019.9)

	TAR 모형			M-TAR 모형		
	TAR-1	TAR-2	TAR-3	MTAR-1	MTAR-2	MTAR-3
시차	1	1	1	1	1	1
ρ_1	-0.149*** (0.039)	-0.164*** (0.041)	-0.160*** (0.041)	-0.132*** (0.041)	-0.142** (0.043)	-0.142** (0.042)
ρ_2	-0.144*** (0.044)	-0.197*** (0.041)	-0.180*** (0.048)	-0.160*** (0.040)	-0.216*** (0.046)	-0.197*** (0.044)
γ	0.365*** (0.063)	0.378*** (0.063)	0.366*** (0.063)	0.362*** (0.063)	0.371*** (0.062)	0.360*** (0.063)
$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$	12.516***	15.486***	14.368***	12.66***	16.135***	14.765***
$H_0 : \rho_1 = \rho_2$	0.007	0.276	0.106	0.265	1.413	0.808

주: ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

앞선 Bai and Perron(2003) 구조변화 검정에서 발견된 두 번의 구조변화 시기(2008년 8월, 2014년 9월)를 기준으로 세 구간(2001년 4월~2008년 8월, 2008년 9월~2014년 9월, 2014년 10월~2019년 9월)으로 구분하여 원유가격과 전력가격 간 공적분 관계를 살펴보았다. <표 6>은 Phillips-Quliaris 검정과 Johansen 공적분 검정결과를 나타낸다. Phillips-Quliaris 검정은 부분 기간에서 원유가격과 전력가격 간 공적분 관계를 발견할 수 없지만 Johansen 공적분 검정에서는 부분 기간 각각에서 공적분 위수 1개를 발견하였다.

Phillips-Quliaris 검정은 전체 기간에서는 공적분 관계를 발견하지만, 세부 구간에서는 공적분 관계를 발견하지 못하는 상반된 결과를 제시한다.

〈표 6〉 공적분 검정(부분 기간)

	Phillips and Quliaris 검정			Johansen			
	2001.04~ 2008.08	2008.09~ 2014.09	2014.10~ 2019.09		2001.04~ 2008.08	2008.09~ 2014.09	2014.10~ 2019.09
lnsmp~ lnWTI	-15.456	-7.605	-10.316	r<=1	3.47+	2.90+	9.27+
				r=0	21.76	25.02	26.73
lnsmp~ lnDubai	-16.687	-5.856	-8.1995	r<=1	5.45+	3.03+	5.77+
				r=0	22.72	26.93	20.84
lnsmp~ lnbrent	-16.562	-5.744	-8.9124	r<=1	3.59+	2.66+	6.43+
				r=0	22.38	26.16	21.63

주: 1) Engle-Granger 공적분 검정에서 ***는 1%수준에서 유의함
 2) Johansen 공적분 검정에서 +는 5% 수준에서 귀무가설을 채택

<표 7>, <표 8>, <표 9>는 세 개의 부분구간에 대해 threshold 공적분 검정을 실행한 결과를 나타낸다. 모든 모형은 부분 기간에 공적분 관계를 가지는 것으로 나타났다. 그러나 오차의 조정과정에서 비대칭성은 발견되지 않았다.

Threshold 공적분 검정이 표준 공적분 검정보다 유연하고 일반화된 모형이라는 점을 고려한다면, 원유가격과 전력가격 간 장기균형관계가 존재하고, 오차가 균형으로 조정하는 과정이 대칭적으로 이루어진다고 볼 수 있다. 오차의 조정과정이 대칭적이라는 사실은 부분 기간에서도 일관성 있게 나타났다.

〈표 7〉 Threshold 공적분 추정결과 (구간 1)

	TAR 모형			M-TAR 모형		
	TAR-1	TAR-2	TAR-3	MTAR-1	MTAR-2	MTAR-3
시차	1	1	1	1	1	1
ρ_1	-0.275*** (0.096)	-0.296** (0.041)	-0.295*** (0.099)	-0.273** (0.090)	-2.389** (0.089)	-0.254** (0.091)
ρ_2	-0.286*** (0.084)	-0.320*** (0.041)	-0.297*** (0.085)	-0.288** (0.088)	-0.390*** (0.094)	-0.338*** (0.091)
γ	0.370*** (0.102)	0.386*** (0.063)	0.370*** (0.101)	0.371*** (0.101)	0.403*** (0.101)	0.360*** (0.101)
$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$	9.403***	10.681***	9.901***	9.407***	11.550***	10.175***
$H_0 : \rho_1 = \rho_2$	0.008	0.034	0.002	0.014	1.418	0.444

주: ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

〈표 8〉 Threshold 공적분 추정결과 (구간 2)

	TAR 모형			M-TAR 모형		
	TAR-1	TAR-2	TAR-3	MTAR-1	MTAR-2	MTAR-3
시차	1	1	1	1	1	1
ρ_1	-0.120** (0.088)	-0.204** (0.088)	-0.205** (0.088)	-0.224*** (0.072)	-0.214*** (0.074)	-0.214*** (0.074)
ρ_2	-0.117 (0.073)	-0.135* (0.075)	-0.135* (0.076)	-0.041 (0.008)	-0.089*** (0.090)	-0.092 (0.090)
γ	0.239** (0.115)	0.257** (0.113)	0.261** (0.114)	0.219* (0.063)*	0.245** (0.113)	0.249** (0.113)
$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$	3.742**	4.121**	4.142**	4.911***	4.582**	4.567**
$H_0 : \rho_1 = \rho_2$	0.553	0.371	0.376	2.675	1.199	1.137

주: ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

〈표 9〉 Threshold 공적분 추정결과 (구간 3)

	TAR 모형			M-TAR 모형		
	TAR-1	TAR-2	TAR-3	MTAR-1	MTAR-2	MTAR-3
시차	1	1	1	1	1	1
ρ_1	-0.169** (0.080)	-0.182** (0.081)	-0.185** (0.083)	-0.154* (0.087)	-0.177** (0.083)	-0.183** (0.085)
ρ_2	-0.202* (0.102)	-0.202* (0.104)	-0.209* (0.106)	-0.213** (0.091)	-0.207** (0.100)	-0.210** (0.102)
γ	0.308** (0.127)	0.300** (0.127)	0.292** (0.127)**	0.304** (0.126)	0.298** (0.125)	0.290** (0.126)
$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$	4.098**	4.288**	4.290**	4.187**	4.306**	4.295**
$H_0 : \rho_1 = \rho_2$	0.064	0.024	0.106	0.219	0.054	0.042

주: ***,**,*,*는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

본 연구에서는 공적분 관계는 존재하고, 비대칭적 조정이 없기 때문에 통상적인 오차수정모형을 실행하여 장기균형에서 벗어난 오차의 조정의 정도와 단기동학을 분석하였다. <표 10>은 관심의 대상인 국제유가의 변동에 대한 전력가격의 반응을 살펴보기 위해 전체 기간에 SMP 가격변동을 종속변수로 둔 오차수정모형을 추정한 결과를 나타낸다.

오차수정계수는 1% 수준에서 유의한 -0.228 -0.236, -0.241로, 유가와 전력가격 간 직전 시기($t-1$)에 발생한 불균형은 다음기(t)기에 23~24% 정도 회복되는 것으로 나타났다. 장기적으로 국제유가와 전력가격은 양(+)의 관계이지만, 단기적으로 국제유가 변동은 전력가격 변동에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 10〉 오차수정모형: 전체 기간

	$\Delta \ln SMP_t$	$\Delta \ln SMP_t$	$\Delta \ln SMP_t$
$\Delta \ln SMP_{t-1}$	0.189 (0.119)	0.192 (0.119)	0.194** (0.118)
$\Delta \ln WTI_{t-1}$	-0.238** (0.1030)		-0.245** (0.102)
$\Delta \ln dubai_{t-1}$		-0.238** (0.119)	
$\Delta \ln brent_{t-1}$			-0.245** (0.102)
ECT_{t-1}	-0.229*** (0.0578)	-0.236*** (0.0584)	-0.241*** (0.058)
상수	-0.009 (0.009)	-0.009 (0.009)	-0.009 (0.009)

$$ECT_{t-1}^1 = \ln SMP_{t-1} - 1.737 - 0.687 \ln WTI_{t-1}$$

$$ECT_{t-1}^2 = \ln SMP_{t-1} - 2.805 - 0.413 \ln dubai_{t-1}$$

$$ECT_{t-1}^3 = \ln SMP_{t-1} - 2.464 - 0.493 \ln brent_{t-1}$$

주: ()는 표준오차이고, ***, **, *는 1%, 5%, 10%수준에서 유의함.

<표 11>, <표 12>, <표 13>은 부분 기간(기간 1, 기간 2, 기간 3)에 대해 유가와 전력가격 간 오차수정모형을 추정결과를 각각 나타낸다. 부분 기간으로 나누어 분석한 결과는 전체 기간의 결과와 유사하다. 유가와 전력가격은 장기적으로 양의 관계를 갖고, 조정계수는 유의한 음의 부호였다. 한 가지 주목할 점은 기간 1에서 단기적으로 유가 변동은 전력가격 변동에 유의한 영향을 미치지 못하지만, 기간 2, 기간 3에서 단기적으로 국제유가 변동은 전력가격 변동에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 유가변동이 전력가격에 미치는 단기효과는 과거보다 최근에 나타나기 시작한 현상이라는 것을 추측할 수 있다.

〈표 11〉 오차수정모형: 구간 1

	$\Delta \ln SMP_t$	$\Delta \ln SMP_t$	$\Delta \ln SMP_t$
$\Delta \ln SMP_{t-1}$	0.274** (0.105)	0.283*** (0.106)	0.283** (0.106)
$\Delta \ln WTI_{t-1}$	-0.170 (0.112)		
$\Delta \ln dubai_{t-1}$		-0.174 (0.121)	
$\Delta \ln brent_{t-1}$			-0.143 (0.103)
ECT_{t-1}	-0.233*** (0.060)	-0.245*** (0.063)	-0.240*** (0.062)
상수	0.008 (0.009)	0.008 (0.009)	0.007 (0.008)
$ECT_{t-1}^1 = \ln SMP_{t-1} - 1.990 - 0.562 \ln WTI_{t-1}$ $ECT_{t-1}^2 = \ln SMP_{t-1} - 2.206 - 0.516 \ln dubai_{t-1}$ $ECT_{t-1}^3 = \ln SMP_{t-1} - 2.111 - 0.533 \ln brent_{t-1}$			

주: ()는 표준오차이고, ***, **, *는 1%, 5%, 10%수준에서 유의함.

〈표 12〉 오차수정모형: 구간 2

	$\Delta \ln SMP_t$	$\Delta \ln SMP_t$	$\Delta \ln SMP_t$
$\Delta \ln SMP_{t-1}$	0.399*** (0.114)	0.379*** (0.078)	0.399*** (0.125)
$\Delta \ln WTI_{t-1}$	-0.242*** (0.127)		
$\Delta \ln dubai_{t-1}$		-0.245*** (0.132)	
$\Delta \ln brent_{t-1}$			-0.211* (0.117)
ECT_{t-1}	-0.280*** (0.078)	-0.261*** (0.078)	-0.276*** (0.0787)
상수	0.007 (0.108)	0.008 (0.011)	0.006 (0.010)
$ECT_{t-1}^1 = \ln SMP_{t-1} - 2.398 - 0.445 \ln WTI_{t-1}$ $ECT_{t-1}^2 = \ln SMP_{t-1} - 2.422 - 0.453 \ln dubai_{t-1}$ $ECT_{t-1}^3 = \ln SMP_{t-1} - 2.426 - 0.445 \ln brent_{t-1}$			

주: ()는 표준오차이고, ***, **, *는 1%, 5%, 10%수준에서 유의함.

〈표 13〉 오차수정모형: 구간 3

	$\Delta \ln SMP_t$	$\Delta \ln SMP_t$	$\Delta \ln SMP_t$
$\Delta \ln SMP_{t-1}$	0.274** (0.105)	0.283** (0.106)	0.283** (0.106)
$\Delta \ln WTI_{t-1}$	-0.170 (0.112)		
$\Delta \ln dubai_{t-1}$		-0.174 (0.121)	
$\Delta \ln brent_{t-1}$			-0.143 (0.103)
ECT_{t-1}	-0.233*** (0.060)	-0.245*** (0.063)	-0.240*** (0.062)
상수	0.008 (0.009)	0.008 (0.009)	0.007 (0.008)
$ECT_{t-1}^1 = \ln SMP_{t-1} - 1.990 - 0.562 \ln WTI_{t-1}$ $ECT_{t-1}^2 = \ln SMP_{t-1} - 2.206 - 0.516 \ln dubai_{t-1}$ $ECT_{t-1}^3 = \ln SMP_{t-1} - 2.111 - 0.533 \ln brent_{t-1}$			

주: ()는 표준오차이고, ***, **, *는 1%, 5%, 10%수준에서 유의함.

V. 결론

본 연구에서는 원유가격과 우리나라 전력시장 가격 간 연계성과 비대칭적인 조정과정의 여부를 살펴보았다. 이를 위해 표준 공적분 검정과 threshold 공적분 검정방법이 수행되었고, 강건성을 확인하기 위해 구조변화가 발생한 시점을 기준으로 구분한 부분기간에 대해 분석이 이루어졌다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 원유가격과 전력가격의 관계에 2008년 8월과 2014년 9월 두 번 구조변화가 발생하였다. 이 시기는 세계금융 위기와 셰일오일 생산이 확대하기 시작한 시기와 거의 일치한다. 둘째, 표준 공적분 방법은 기간에 따라 검정결과가 유동적이지만, threshold 공적분 검정 결과는 전체 기간과 부분 기간 모두 공적분 관계를 발견하였다. 셋째, 원유가

격과 전력가격의 장기균형의 이탈로 발생한 오차가 균형으로 조정하는 과정은 대칭적으로 이루어지는 것으로 나타났다.

분석결과로부터 전력 시장에 대한 몇 가지 함의를 발견할 수 있다. 먼저, 원유시장과 우리나라 전력시장의 연계성을 분석하는데 threshold 공적분 검정 방법이 표준 공적분 검정보다 적절한 것으로 판단된다. 표준 공적분 방법의 결과는 분석 기간에 따라 검정결과가 유동적이라서 신뢰성이 떨어지고, threshold 공적분 방법은 비대칭 조정과정을 반영할 수 있는 유연성 높은 일반화된 모형이기 때문이다.

둘째, 국제 원유가격과 SMP는 장기적으로 균형을 이루고 다는 점이다. 이는 원유시장에 충격이 발생하더라도 가격조정을 통해 균형관계로 곧 회복한다는 것을 의미한다. 따라서 국제유가 움직임의 관찰을 통해 SMP 움직임을 예측할 가능성이 높아질 것으로 기대된다.

셋째, 국제유가가 상승 혹은 하락할 때 발생한 오차가 균형으로 조정하는 과정이 대칭적으로 이루어진다는 것이다. 전력산업은 대규모 장치산업으로 진입장벽이 높은 독과점 형태를 나타낸다. 그렇기 때문에 발전회사들이 유가가 상승할 때 혹은 하락할 때 자신들에게 유리한 방향으로 공급량을 조정할 유인이 존재한다. 조정과정이 대칭적이라는 것은 국제유가변동에 따라 인위적인 전력가격 조정을 통한 차익거래가 어려울 것으로 예상 된다.

접수일(2020년 1월 30일), 수정일(2020년 3월 18일), 게재확정일(2020년 3월 27일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 박민혁·문양택·박중구. 2014. “전력계통한계가격(SMP)과 기저발전비용, LNG 도입가격, 환율 간 인과관계 분석”, 「조명전기설비학회논문지」, 28(7), 97-105.
- 박진호·김철현·김형건. 2016. 「국제 가스시장 구조적 변화에 따른 우리나라 LNG 도입 대응방안 연구」. 에너지경제연구원 기본연구보고서, 16-16.
- 박해선·이상직. 2015. “주요 원유 현물가격간의 비선형 동적조정에 관한 연구”, 「자원환경경제연구」, 24(4), 657-677.
- 정수관. 2018. “구조변화를 고려한 국제원유시장의 통합 연구”, 「에너지경제연구」, 17(1), 153-177.
- 조홍중·한원희. 2015. “구조변화를 고려한 한국의 LNG 가격 추정”, 「자원환경경제연구」, 24(4), 679-708.
- Asche, F., Osmundsen, P., and Sandsmark, M. 2006. “The UK market for natural gas, oil and Electricity: are the Prices Decoupled?” *The Energy Journal* 27(2), 27-40.
- Bai, J., and Perron, P. 2003. “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models.” *Journal of Applied Econometrics* 18(1), 1-22.
- Balke, N. S., and Fomby, T. B. 1997. “Threshold Cointegration.” *International Economic Review* 38(3), 627-645.
- Bosco, B., Parisio, L., Pelagatti, M., & Baldi, F. 2006. “Deregulated Wholesale Electricity Prices in Europe.” University of Milano.
- Chae, Y., Kim, M., and Yoo, S. H. 2012. “Does Natural Gas Fuel Price Cause System Marginal Price, Vice-versa, or Neither? A Causality Analysis.” *Energy* 47(1), 199-204.
- Enders, W., and Siklos, P. L. 2001. “Cointegration and Threshold Adjustment.” *Journal of Business & Economic Statistics* 19(2), 166-176.
- Engle, R. F., and Granger, C. W. 1987. “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 55(2), 251-276.

- Gregory, A. W. and Hansen, B. E. 1996. "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts." *Journal of Econometrics* 70(1): 99-126.
- Johansen, S. 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 59(6), 1551-1580.
- Mjelde, J. W., and Bessler, D. A. 2009. "Market Integration among Electricity Markets and their Major Fuel Source Markets." *Energy Economics* 31(3), 482-491.
- Mohammadi, H. 2009. "Electricity Prices and Fuel Costs: Long-Run Relations and Short-run Dynamics." *Energy Economics* 31(3), 503-509.
- Mohammadi, H. 2011. "Long-Run Relations and Short-Run Dynamics among Coal, Natural Gas and Oil Prices." *Applied Economics* 43(2), 129-137.
- Phillips, P. C., and Perron, P. 1988. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika* 75(2), 335-346.
- Phillips, P. C. B., and Ouliaris, S. 1990. "Asymptotic Properties of Residual based Tests for Cointegration." *Econometrica* 58(1), 165 - 193.
- Perron, P. 1988. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach." *Journal of economic dynamics and control* 12(2-3), 297-332.
- Schwert, G. W. 1990. "Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence." *The Journal of Finance* 45(4), 1237-1257.
- Serletis, A., and Herbert, J. 1999. "The Message in North American Energy Prices." *Energy Economics* 21(5), 471-483.
- Zivot, E., and Andrews, D. W. K. 2002. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis." *Journal of business & economic statistics* 20(1), 25-44.
- Troster, V., Shahbaz, M., and Uddin, G. S. 2018. "Renewable Energy, Oil Prices, and Economic Activity: A Granger-Causality in Qunatiles Analysis." *Energy Economics* 70, 440-452.

ABSTRACT Relation between Oil Prices and Electricity Prices

Sukwan Jung* and DooHwan Won**

This study analyzed the relationship between the oil prices of WTI, Dubai and Brent and the system marginal price (SMP) in Korea from April 2001 to September 2019. A threshold cointegration method is used considering nonlinear adjustment processes. In order to confirm the robustness, we analyzed overall period and the sub-periods based on two structural breaks occurred (August 2008 and October 2014). The results show that there is a long-term equilibrium relationship between oil prices and SMP, but the adjustment process is symmetrical. This is consistent without respect to the periods.

Key Words : Threshold cointegration, Oil prices, System marginal price, Nonlinear adjustment, Structural change

* Assistant Professor, Changwon National University Korea (main author).
sukwan@changwon.ac.kr

** Professor, Pusan National University (corresponding author).
doohwan@pusan.ac.kr