

에너지 가격의 장기균형과 시장통합에 대한 연구: 오차수정모형을 통한 접근*

임연이** · 김대욱***

요 약

본 연구는 2004년 1월부터 2015년 9월까지 국제 유연탄가격, 국제 원유가격 및 국제 천연가스 주별 가격자료를 사용하여 국제 에너지 가격의 장기균형과 시장통합 분석을 수행하였다. 오차수정모형을 통한 분석결과에 의하면, 국제 에너지 원간의 장기 균형관계 및 시장 통합의 정도가 기존 연구의 추정치에 비하여 분석기간에 증가한 것으로 나타났다. 특히, 2007년을 기준으로 할 경우, 이전에는 통계적으로 유의미한 장기효과 및 시장통합을 측정할 수 없었으나, 셰일가스 및 셰일오일의 생산이 확산되기 시작한 2007년 이후에는 통계적으로 유의미한 시장통합이 관찰되었다. 이는 국제 에너지 시장의 충격에 대하여, 국제 에너지 가격 간에 균형으로 수렴하기 위한 가격 조정이 셰일가스와 셰일오일이 본격적으로 확산된 이후, 이전에 비하여 보다 빠르게 발생하고 있음을 의미한다. 나아가서 이러한 일련의 연구결과는 향후 우리나라 에너지 기업이 현물 시장에서 에너지를 구입하거나 장기 구매계약을 체결하는 의사결정을 수립할 때에도 도움이 될 수 있을 것으로 기대된다.

주요 단어 : 국제 에너지 가격, 셰일가스, 시장통합, 오차수정모형
경제학문헌목록 주제분류 : Q410

* 본 논문은 제 1저자의 숭실대학교 경제학과 석사학위 논문을 수정·보완하여 작성된 것임을 밝혀둔다. 또한, 본 연구는 2017년도 산업통상자원부의 재원으로 한국에너지기술연구원(KETEP)의 에너지인력양성사업으로 지원받아 수행한 인력양성 성과이다. (No. 20164010201010)

** 임연이(주저자), 숭실대학교 경제학과 박사과정, yeonyi.0124@gmail.com

*** 김대욱(교신저자), 숭실대학교 경제학과 교수, daekim@ssu.ac.kr

I. 서 론

국제 에너지 가격은 국내에서 생산되는 에너지 가격에 비해 변동성이 크며, 이로 인해 원료 조달 비용의 변동성이 전력을 생산하는 발전소 및 관련 에너지 기업에 위험 요인으로 작용할 수 있다. 이러한 이유로 국제 일차 에너지원 가격의 장기균형 관계 및 시장통합에 관한 분석은 국제 에너지 가격 변동에 대응하여 발전 기업이 전력 공급계획을 안정적으로 수립할 수 있게 만드는 유의미한 연구가 될 수 있다. 여기서, 시장통합이란, 시장가격의 등락분석을 통하여 측정된 서로 다른 시장 얼마나 연계되어 있는지를 나타낸다. 서로 다른 두 시장이 통합되었다는 것은 어떤 충격으로 발생한 한 시장에서의 가격 변동이 또 다른 시장의 가격 변동과 연관되어 있으며, 균형에서 일시적으로 이탈한 가격이 즉시 혹은 일정기간의 시차를 두고 조정되어서 다시 균형으로 되돌아간다는 것을 의미한다. 만약, 에너지 시장에서 시장통합이 이루어져 있다면,¹⁾ 불균형상태가 조정을 통해 균형으로 빠르게 되돌아간다는 것을 의미하기 때문에, 전력 공급 계획 수립에 필요한 에너지 가격에 대한 불확실성이 줄어들 수 있다. 또한, 에너지 원간에 시장통합의 여부 및 정도를 파악함으로써 에너지 산업의 시장확정에도 기여할 수 있을 것이다.

국제 에너지 시장에서의 시장통합에 관한 선행연구들 중에서 가장 연구가 활발히 이루어지는 분야는 원유의 지역 간 시장통합에 관한 연구와 석탄의 지역 간 시장통합에 관한 연구, 그리고 천연가스의 지역 간 시장통합에 관한 연구이다. 이러한 일련의 연구는 대부분 서로 다른 지역에서 생산되는 일차 에너지원 간의 지역 간 시장통합을 분석하고 있다. Asche, Osmundsen,

1) 서로 긴밀한 관계에 있으며 완벽한 대체를 이루는 일차 에너지원의 가격은 운송비용 또는 품질차이로 인한 가격 차이가 발생할 뿐, 중장기적으로는 장기 균형관계를 갖는 것으로 나타낼 것이다.

Tveteras(2002)는 다변량 Johansen 공적분 검정을 사용하여 독일로 수출되는 노르웨이, 네덜란드, 러시아 가스의 시장통합의 가능성에 대하여 추정하였다. 또한, Siliverstovs, L'Hegaret, Neumann, Hirschhausen(2005)은 공적분 검정을 통해 유럽, 북미 및 아시아의 천연가스 시장을 대상으로 시장통합을 분석하였다. 이들은 유럽과 일본시장에서는 공적분 관계가 존재하나 북미시장에서는 다른 시장과 공적분 관계가 없으며, 이러한 분석을 통해 북미 천연가스 시장은 두 시장과 분리된 시장이라는 결과를 도출하였다. 한편, Bachmeier and Griffin(2006)은 공적분 및 오차수정모형을 통해 WTI, Brent, Alaskan North Slope, Arun 등의 서로 다른 4개 지역에서 생산되는 원유 시장의 지역 간 시장통합과 미국 석탄 시장의 지역 간 시장통합에 대하여 분석하였다. 분석결과, 원유 시장은 매우 높은 시장통합의 정도를 나타내는 하나의 시장으로 존재한다고 주장하였다. 반면, 유연탄 시장의 경우 미국 내 석탄 시장에서 시장통합이 존재하나 그 정도는 매우 약한 것으로 추정되었다. 한편, Brown and Yucel(2008)은 공적분 검정 및 오차수정모형을 사용하여 국제 원유 가격을 통한 미국 천연가스 가격을 분석하였다. 이들의 연구 결과에 따르면, 냉난방일과 같은 계절성을 대표하는 외생변수를 고려한 오차수정모형을 통해서 천연가스 가격을 추정한 모형이 기존의 천연가스 가격을 예측하던 법칙²⁾ 보다 적합한 것으로 나타났다. 또한, 오차수정모형을 사용한 추정결과에 따르면, 이는 원유가격과 천연가스 가격이 서로 긴밀하게 연결되어 있는 것으로 나타났다.

이 외에도, 국제 에너지 가격에 관한 연구로 전력시장과 그의 주요 원료인 원유, 석탄, 천연가스 시장과의 시장통합에 관한 연구³⁾ 등이 존재하며, 오차수정모형을 이용한 국제 원유 가격과 석유 제품 사이의 비대칭적인 가격조정 현상에 관한 연구⁴⁾가 있다.

2) 10-to-1 rule, 6-to-1 rule, burner-tip parity rules

3) 전력시장과 주요 연료 시장과의 시장통합에 관한 연구로는 Mjelde & Bessler(2009)가 존재한다. 한편, 천연가스가격과 전력가격의 상관관계에 관한 연구로는 Serletis and Shahmoradi(2006), Bosco · Bruno · et al(2010), 국내의 채영진(2014), 박민혁 · 문양택 · 박중구(2014) 등이 있다.

이러한 일련의 연구에서 볼 수 있듯이, 국제 일차 에너지 시장에서의 지역 간 시장통합에 대한 분석은 비교적 활발히 이루어져 왔다. 그러나 국제 일차 에너지 시장의 통합에 대한 연구는 Bachmeier and Griffin(2006)의 분석결과가 거의 유일하게 존재한다. 본 연구는 1991년부터(유연탄과 원유의 간의 분석은 1990년부터 2004년까지) 2004년까지의 WTI, Wyoming Coal, Henry Hub 천연가스 가격 데이터를 사용하여 국제 일차 에너지원 별 시장통합의 가능성을 분석하였다. 분석결과에 따르면, 국제 일차 에너지원의 시장이 하나의 시장으로 통합되어져 있을 가능성은 매우 적은 것으로 나타났다. 저자는 시장통합이 이루지지 않는 주요한 이유로, 원유 및 천연가스는 서로 다른 용도로 사용되기 때문에 대체 연료로서의 가능성이 희박하다고 주장하였다. 또한, 선진국에서는 천연가스와 석탄이 전력생산에 광범위하게 사용되기 때문에 둘 사이에 강력한 연계가 있을 것이라 기대되지만, 서로 다른 연료를 연소시키는 발전소 사이의 대체에는 일정한 제약이 있을 것이라고 설명하였다. 그러나 위 선행연구의 분석 기간 이후에 신흥국들의 경제성장의 둔화, 세계 금융 위기 등 거시적인 경제 흐름의 변화되었다. 특히, 셰일혁명 및 이와 연관된 급격한 유가 하락 등 에너지 시장의 패러다임도 크게 변화하였으며, 이는 일차 에너지원 가격의 장단기 균형관계 및 시장통합의 정도에 변화를 주었을 가능성이 존재할 수 있을 것이다.

본 연구가 기존의 선행연구와 비교하여 갖는 차별성은 다음과 같다. 첫 번째, 본 연구는 선행연구의 분석 기간인 2004년 이후의 데이터를 활용하여 셰일오일 및 셰일가스의 활성화, 저유가 시대 등 최근 발생한 에너지 시장의 패러다임의 변화가 국제 일차 에너지원 시장 간의 통합 정도를 어떻게 변화시

4) 이는 Bacon(1991)에 의해서“Rockets and Feathers”현상이라고 명명된 이후에, 국내외 여러 연구에서 이에 대한 다양한 실증적 분석결과가 존재한다. 관련된 국내외의 연구로는 먼저, 해외에서는 Bacon(1991)이외에 Karrenbrock(1991), Manning(1991), Engle and Granger(1986), Borenstein, Cameron, Gilbert(1997), Lewis(2003) 및 Deltas(2008) 등의 연구가 존재한다. 한편, 국내에는 나인강(2002), 허은녕·오선아(2005), 이달석·신정수(2006), 임상수(2007), 김진웅·김종호(2009) 등의 연구가 있다.

켰는지에 대한 연구를 수행하였다. 두 번째로, 기존의 연구는 기본적인 오차 수정모형을 사용하여 장기 균형 관계 및 시장통합의 정도를 추정한 것에 비하여, 본 연구에서는 시장통합에 관련된 기존의 문헌을 참고하여 국제 일차 에너지 가격의 변동을 보다 정확하게 추정할 수 있는 변수들을 추가하여 오차수정모형을 발전시켰다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. II장은 본 연구에서 사용된 분석 자료와 실증분석 모형에 관하여 설명하고, III장에서는 실증분석결과에 대하여 논의하고자 한다. 마지막으로 IV장은 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 모형을 통한 실증분석

1. 분석자료

〈표 1〉 기초통계분석

(단위: \$/mmbtu)

구분	평균	표준편차	최솟값	최댓값	관측치수
국제 유연탄 가격	3.32	1.20	1.50	8.12	611
국제 원유 가격	13.17	3.89	5.78	24.56	611
국제 천연가스 가격	5.32	2.33	1.86	14.49	611

본 연구에서는 국제 일차 에너지원 가격의 장기균형 관계 및 시장통합에 관한 분석을 수행하기 위하여 2004년 1월 첫째 주부터 2015년 9월 셋째 주까지의 주 별 국제 일차 에너지원 가격을 사용하였다. 국제 유연탄 가격의 지표로 Newcastle coal index,⁵⁾ 국제 원유 가격은 WTI index,⁶⁾ 국제 천연가스

5) www.globalcoal.com

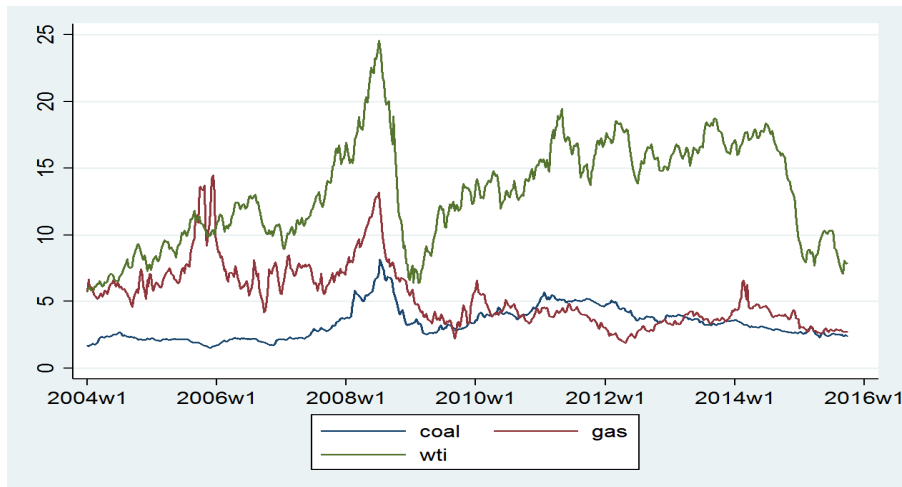
6) www.petronet.or.kr

가격은 Henry Hub index⁷⁾를 사용하였으며, 분석의 편의를 위하여 \$/mmbtu⁸⁾로 단위를 환산하여 사용하였다.

위의 <표 1>은 본 연구의 기초 통계자료를 나타낸다. 국제 일차 에너지원의 평균 가격은 원유 가격이 \$13.17/mmbtu로 가장 높았으며, 그 다음으로는 국제 천연가스 가격이 \$5.32/mmbtu, 국제 유연탄 가격이 \$3.32/mmbtu를 나타내었다. 아래 [그림 1]은 본 연구에서 사용하고 있는 세 가격변수의 변화 추이를 그래프로 나타내고 있다.

[그림 1] 국제 일차 에너지 가격

(단위 : \$/mmbtu)



7) www.eia.gov

8) BTU(British thermal unit)는 1기압 하에서 질량 1파운드의 물을 1°F 올리는데 필요한 열량을 나타내며, mmbtu는 백만 btu를 나타낸다. 원유와 천연가스, 유연탄 가격은 각각 barrels, mmbtu, ton으로 사용하는 단위가 다르기 때문에 정확한 가격 비교가 불가능해, 열량 단위인 mmbtu로 단위를 통일하여 분석하였다. 즉, 원유 1톤=7.3배럴=10,700,000kcal, 1kcal=4btu로, 원유 1배럴 = 5.8mmbtu가 된다. 이와 같은 방식으로 석탄 1톤=6,000,000kcal =24mmbtu로 계산할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 원유와 유연탄 본래의 가격 데이터를 각각 5.8, 24로 나누어 가격 단위를 환산하였다.

2. 실증모형

시계열 자료를 사용하여 계량분석을 수행할 경우, 시계열이 불안정적(non-stationary)이면, 기존의 회귀분석이론을 통한 추정에 오류가 존재할 수 있다. 즉, 시계열이 어떠한 추세나 확률적 추세를 갖게 된다면, 시계열 변수 간 상관관계가 존재하지 않음에도 불구하고, 높은 R^2 값과 t통계량 값의 상관관계가 도출되는 허구적 회귀(spurious regression) 현상이 발생할 가능성이 있다. 이러한 불안정성은 단위근 검정(unit-root test)을 통하여 판별할 수 있으며, 만약 불안정적으로 판별된다면 이러한 시계열은 차분을 통해 안정적인 시계열로 변형시킬 수 있다. 그러나 차분변수는 시계열이 가지고 있는 고유의 정보들을 유실시키므로, 과거변수가 현재의 종속변수에 미치는 영향에 대한 동태적인 분석을 할 수 없으며, 나아가서 장기적인 변화에 대한 내용을 분석하기 어려운 문제점을 내포하고 있다. 하지만, 단위근 검정에 의해서 해당 변수가 불안정적인 시계열 자료로 판정되더라도 허구적 회귀가 발생하지 않는 경우가 존재할 수 있다. 즉, X_t , Y_t 가 불안정적인 시계열이라고 할지라도, 선형 결합함수인 $Z_t = Y_t - \beta X_t$ 를 안정적으로 만드는 계수 β 가 존재할 수 있으며, 이러한 경우를 두 변수가 공적분 관계에 있다고 말한다. 공적분의 존재여부는 선형결합함수의 잔차에 대하여 추정한 후, 이에 대한 단위근 검정을 실시하여 확인할 수 있다. 이러한 공적분 관계와 차분변수를 동시에 고려한 것이 바로 오차수정모형(error-correction model)이다. 따라서 오차수정모형은 변수를 차분함에 따라 장기적인 변화에 대한 시계열이 갖는 고유의 정보들이 소실된다 하더라도, 장기적 균형으로부터 벗어나는 불균형 오차인 Z_t 를 모형에 함께 고려함에 따라 X_t , Y_t 가 장기적으로 일정한 관계를 유지하며 변동하는 것을 함께 분석할 수 있다. 따라서 안정적인 차분변수를 통해 허구적 회귀현상 없이 두 시계열의 단기적 영향을 명시적으로 보여줌과 동시에, 장기적으로 균형으로 가는 조정과정을 보여줌으로써 단기 및 장기 영향에 대한 분석이 모두

가능하다는 장점이 존재한다.

본 연구에서는 먼저 공적분 검정을 통하여 국제 일차 에너지원 시장 간의 장기 균형관계 및 시장통합의 유무를 확인하고, 나아가서 오차수정모형에서 추정된 계수를 통하여 그 통합의 정도를 측정하고자 한다. 아래 식은 본 연구에서 사용한 오차수정모형을 나타낸다.

$$\Delta Y_t = \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \beta_i \Delta X_{t-i} + \lambda (Y_{t-1} - \phi_0 - \phi_1 X_{t-1} - \sum TIME) + \varepsilon_t$$

- $\Delta Y_t, \Delta X_t$: 1계 차분변수
- ΔY_{t-1} : t-1기의 종속변수를 1계 차분한 변수
- ΔX_{t-i} : t-i기의 독립변수를 1계 차분한 변수
- $Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1} - \sum TIME$: 오차수정항(Error-correction term), X_t 와 Y_t 에 대하여 OLS를 실시하여 구한 잔차항
- λ : 속도조정계수,⁹⁾ 장기균형에서 벗어난 불균형오차가 종속변수의 균형 상태에 얼마나 빠른 속도로 돌아오게 되는지를 표시
- $\sum TIME$: 연간, 월간, 주간 더미변수를 사용하여 추세 및 계절성 등 시간의 흐름에 따른 효과를 통제하는 변수

본 논문에서 설정한 모형은 기존의 선행연구와 비교할 때에 추가된 변수들이 몇 가지 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 우선, 시계열 변수는 예측 가능한 요소와 무작위 오차로 구성되어 있는데, 이 두 가지를 분리해 내는 것이 시계열 분석의 주요한 목적 중 하나라고 할 수 있다. 예측 가능한 요소에는 시간의 흐름에 따라 생길 수 있는 확률적 추세 및 계절성 등이 있는데, 선행 연구에서는 이러한 요소를 고려하지 않았으나, 본 연구에서는 $\sum TIME$ 변수

9) 공적분 검정 외에 속도조정계수가 통계적으로 유의미한지 여부를 검정하는 것으로 공적분 관계 여부를 확인할 수 있다. 그러나 속도조정계수의 유의성이 기각되더라도, 공적분 관계가 존재하지 않는다는 것을 의미하는 것이 아니며, 단지 불균형 오차가 단기적 동태조정에 미치는 영향이 작음을 의미한다.

를 통하여 이를 통제하였다. 또한, 본 모형에서는 종속변수의 과거치를 추가하였으며, 본 연구의 주요 목적인 시장통합의 정도를 측정하는데 사용되는 단기 균형관계에 대해 보다 정확하고 자세한 분석을 위하여 각 변수에 1기의 시차를 설정¹⁰⁾하여 차분한 변수를 추가하였다.

III. 추정 결과

1. 단위근 검정결과

국제 일차 에너지원 가격 변수들의 단위근 검정 결과는 <표 2>에 나타나 있다. 세 변수 모두 검정통계량이 Dickey-Fuller가 제시한 임계치¹¹⁾보다 절댓값이 작아 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 이는 해당 변수의 시계열이 불안정적이라는 것을 의미하며, 따라서 각 변수를 일차 차분하여 안정화 시킨 후에 분석을 진행하였다. 일차 차분한 시계열 변수를 단위근 검정한 결과에 의하면 모든 일차 차분한 변수에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하였으며, 이는 일차차분한 시계열 변수가 안정적인 변수임을 의미한다.

<표 2> 단위근 검정 결과

Variable	수준		일차 차분	
	Z(t)	p-value	Z(t)	p-value
국제 유연탄 가격	-1.584	0.4916	-17.591	0.0000
국제 원유 가격	-1.824	0.3685	-19.628	0.0000
국제 천연가스 가격	-2.149	0.2251	-20.308	0.0000

10) 시차설정은 AIC, BIC 기준을 사용하였다.

11) 1% 유의수준의 임계치는 -3.509이고, 5% 유의수준에서는 -2.890이며, 10% 유의수준에서는 -2.580이다.

2. 공적분 검정 및 실증분석 모형의 추정결과

공적분 검정은 회귀잔차를 이용하는 Engle-Granger 단위근 검정방법을 사용하였다. 종속변수와 설명변수를 이용하여 $Y_{t-1} = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + v_{t-1}$ 회귀식을 추정한 후, 회귀잔차를 구하여 단위근 검정을 실시하였다. 만약 회귀잔차가 비정상적인 시계열이라는 귀무가설이 받아들여진다면, 두 변수 간 공적분 관계가 존재하지 않으며, 반대로 기각된다면 공적분 관계가 존재하게 된다.¹²⁾

〈표 3〉 공적분 검정 결과

Variable	추정치
유연탄 & 원유	-6.656***
유연탄 & 천연가스	-5.701***
원유 & 천연가스	-4.585***

주: 1) H_0 : no co-integration, H_1 : co-integration

2) *, **, *** : 각각 10%, 5%, 1% 유의수준

추정결과에 따르면, <표 3>과 같이 세 가지 경우 모두 귀무가설을 기각하였으며, 이는 모든 경우에 공적분 관계가 존재함을 의미한다. 공적분 관계가 존재한다는 것은 두 변수가 단기적으로는 이탈 현상이 일어날 수 있으나, 조정과정을 통해 일정한 관계를 유지하며 장기 균형 경로를 따른다는 것을 말하며, 이는 두 변수 사이에 장기 균형 관계가 존재함을 시사한다. 또한, 공적분의 존재는 시장통합이 이루어져있음을 의미한다. 그러나 이와 같은 공적분 검정은 시장통합의 정도는 측정할 수 없는 한계점이 있다. 본 연구에서는 이를 극복하기 위하여 차분변수와 함께 공적분 관계를 나타내는 오차수정항을

12) 오차항에 대하여 검정해야하지만, 실제로 이를 관찰하기 어렵기 때문에 추정된 잔차를 사용한다. 따라서 이 경우에는 Davidson & Mackinnon(1993)에서 제시한 임계치로 검정하는 것이 바람직하다.

사용하여 시장통합의 정도를 측정하였다.

아래 <표 4>는 오차수정모형의 추정결과를 나타낸다. 본 연구에서는 국제 일차 에너지원 가격 간의 장기균형 관계 및 시장통합에 관한 분석을 수행하기 위하여 유연탄과 원유, 유연탄과 천연가스, 그리고 천연가스와 원유의 경우로 나누어 세 가지 모형에 대한 분석을 수행하였다.

〈표 4〉 오차수정모형의 추정결과

ΔY_t ΔX_t	Coal Oil	Coal Gas	Gas Oil
α_1	0.3063*** (0.0364)	0.3454*** (0.0381)	0.2214*** (0.0389)
β_0	0.0128 (0.0098)	-0.0016 (0.0117)	0.1425*** (0.0343)
β_1	0.0486*** (0.0100)	0.0223* (0.0117)	0.0273 (0.0347)
λ	-0.0914*** (0.0132)	-0.0498*** (0.0109)	-0.1018*** (0.0158)
ϕ_0	1.0773*** (0.0917)	1.5458*** (0.1400)	0.7904* (0.4131)
ϕ_1	0.1562*** (0.0079)	0.0846*** (0.0165)	0.2485*** (0.0228)
Instant%	31.1%	26.4%	57.3%
R-squared	0.2258	0.1423	0.1242
Adj R-squared	0.2207	0.1366	0.1184

주 : *, **, *** : 각각 10%, 5%, 1% 유의수준

오차수정모형의 추정결과에 따르면, 먼저, 세 가지 형태의 분석모형 모두에서 종속변수의 가격변동을 설명하는데 있어서, 종속변수 자신의 이전 가격이 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 설명변수가 단기적인 영향을 주는 것에서는 차이가 존재하였다. 즉, 천연가스와 원유로 설정

한 모형을 제외하고는 단기적으로 즉시 영향을 주는 것이 아니라, 1기의 시차를 두고 영향을 주는 것으로 나타났다. 구체적으로 국제 유연탄 가격을 종속 변수로 한 모형의 경우, 국제 원유 가격의 1기 전 가격에 변화에 대하여 약 4.86% 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 국제 천연가스 가격의 1기 전 가격 변화에 대해서는 약 2.2% 정도 반응 하는 것으로 추정되었다. 한편, 국제 천연가스와 원유로 설정한 모형의 경우, 시차를 두지 않고 국제 천연가스 가격이 국제 원유 가격의 변동분에 약 14.2% 정도 즉시 반응하는 것으로 추정되었다.

오차수정항의 X_{t-1} 의 계수 ϕ_1 은 장기적으로 독립변수가 1단위 상승하였을 때 종속변수의 변화를 나타낸다. 따라서 본 연구결과에 따르면, 국제 원유 가격이 \$1/mmbtu 상승하면, 국제 유연탄 가격은 \$0.1562/mmbtu, 국제 천연가스 가격은 \$0.2485/mmbtu의 변동이 있게 된다. 또한, 국제 천연가스 가격이 \$1/mmbtu 변화할 때 국제 유연탄 가격은 \$0.0846/mmbtu 만큼 변동하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 기존의 선행연구와 비교하여 국제 원유 시장과 국제 천연가스 시장을 제외한 나머지 두 경우에 대해서 계수의 절댓값이 상승함을 의미한다.¹³⁾

한편, 두 시장이 연계되어 통합을 이루고 있다면, 한 시장에서의 변화가 다른 시장에 즉각 영향을 줄 수 있다. 따라서 장기적인 변화(ϕ_1) 중 순간적으로 실현되는 단기의 변동($\beta_0 + \beta_1$)의 비중이 어느 정도 차지하는지를 계산함으로써 본 연구의 주요한 관심 대상인 시장통합의 정도를 측정할 수 있으며, 이는 Instant%의 추정치(즉, $\frac{\beta_0 + \beta_1}{\phi_1}$)로 설명이 가능하다.

13) Bachemier and Griffin(2006)의 분석결과, 유연탄 시장과 원유 시장의 장기 효과 계수 ϕ_1 은 0.003, 유연탄 시장과 천연가스 시장의 ϕ_1 은 0.018로 추정되었다. 반면, 원유 시장과 천연가스 시장의 경우 ϕ_1 의 값이 3.12로 본 연구의 연구 결과보다 높게 추정되었으나, 선행연구의 경우 원유시장과 천연가스 시장의 분석에서만 일별 데이터를 사용하였으며, Wyoming 가격 데이터를 사용하였기 때문에 추정 결과에 차이가 존재할 수 있다.

구체적으로 국제 유연탄 시장과 국제 원유 시장에서는 0.1562의 장기적인 변화가 생겼을 경우, 1기 후에는 0.0486 반응하여, 시장통합의 정도인 Instant%는 31.1%로 나타났다. 또한, 국제 유연탄 시장과 국제 천연가스 시장 간 장기 변화 0.0846이 일어났을 때에는, 1기 후 0.0846 즉각 반응하는 것으로 나타나 Instant%는 26.4%의 시장통합이 이루어진 것으로 나타났다. 한편, 국제 천연가스 시장과 국제 유연탄 시장은 시차를 두지 않고 즉각 0.1425 반응하는 것을 알 수 있으며, Instant%는 57.3%로 세 경우 중에서 가장 큰 통합 정도를 가진 것으로 추정되었다. 이는 Brown and Yucel(2008)를 비롯한 일련의 연구 결과와 유사하게, 천연가스 가격이 원유 가격에 연동되어 있기 때문으로 판단된다. 즉, 이는 국제 일차 에너지원 가격 간의 시장통합이 유연탄 시장과 다른 두 에너지원 시장의 경우에는 약하고, 천연가스 시장과 원유시장 간에는 상대적으로 강한 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로, 충격에 의해 발생한 불균형에 대하여 즉시 조정되지 못한 부분은 속도조정계수(λ)의 비율로 점진적으로 조정된다. 이러한 추정치는 세 경우 모두에서 기존의 선행연구¹⁴⁾보다 절댓값이 크게 추정되었으며, 이는 충격이 발생한 이후에 빨리 균형 상태로 보다 빠르게 복귀하게 됨을 의미한다.

한편, 본 연구의 분석대상인 세 시장 간의 통합의 정도는 이전에 비해서 크게 상승한 것으로 추정되었다.¹⁵⁾ 기존의 연구와 비교하여 이와 같이 시장 통합의 정도가 크게 변화한 원인 중의 하나는 셰일가스 및 셰일오일의 확산에 따라 세 에너지원의 수요와 공급에 변동이 발생하였기 때문으로 추정된다. 본 연구에서는 이를 확인하기 위하여 셰일가스와 셰일오일의 생산량이 폭발적으로 증가하기 시작한 2007년 1월을 기준으로 시간을 구분하여 추정치를 비교하고자 한다.¹⁶⁾

14) 선행연구의 속도조정계수는 각각 0.026, 0.028, 0.073으로 추정되었다.

15) Bachemier and Griffin(2006)의 분석결과에 따르면, 시장통합의 계수는 각각 0.6%, -7.7%, 2.2%로 추정되었다.

16) 본 연구에서는 국제금융위기의 영향으로 국제 일차 에너지가격이 최고가격을 기록하였던 2008년 7월을 기준으로 시간을 나누어 분석을 시도하였다. 그 결과, 2008년 7월

<표 5>는 2007년 1월을 기준으로 자료를 구분하여 분석한 결과를 나타낸다.¹⁷⁾ 세 가지 모형에서 공통적으로 단기적인 영향이 관찰되지 않았으며, 국제 유연탄 시장과 국제 원유 시장 간에는 장기적 변화를 나타내는 계수 또한 유의미하지 않게 추정되었다. 한편, 셰일가스가 본격적으로 생산되기 시작한 2007년부터는 국제 유연탄시장과 국제 원유시장 간에는 시장통합의 정도가 약 29.7%, 국제 유연탄 시장과 국제 천연가스 시장 간에는 약 16.7%, 마지막으로 국제 천연가스 시장과 국제 원유 시장 간에는 무려 81%로 추정되었다. 이와 같은 결과는 셰일가스 및 셰일오일의 생산량 증대가 국제 천연가스 시장과 국제 원유시장 간의 통합의 정도를 크게 증가시켰음을 의미한다. 또한, 위의 추정 결과에 따르면, 단기적으로 국제 유연탄과 원유 시장, 국제 유연탄과 천연가스 시장 간에는 1기의 시차를 두고 반응하였으나, 국제 천연가스 시장과 국제 원유시장 간에는 즉각적인 반응이 관찰되었다. 나아가서, 장기효과를 나타내는 추정치 또한 세 경우 모두에서 유의미한 계수가 도출되었다.

이러한 일련의 분석결과는 원유는 타 에너지원의 생산 및 수송에 사용되며, 기초 가격으로써 영향을 주는 요소이기 때문에 원유 시장과 유연탄 시장, 천연가스 시장의 시장 통합의 정도가 유연탄 시장과 천연가스 시장의 시장통합의 정도보다 높게 분석되는 것으로 해석된다. 또한, 국제 천연가스와 원유 가격의 경우, 셰일가스와 셰일오일의 생산량 확대에 의하여 국제 천연가스와 국제원유의 수급상황이 크게 개선되었다. 이러한 결과는 두 에너지원 간 가격이 연동되어 있다는 Brown and Yucel(2008)의 연구와 같은 맥락이며, 이는 두 에너지원간 연계성이 증가하였음을 의미한다.

이후에 유연탄 시장과 원유시장의 시장통합이 40%, 천연가스 시장과 원유 시장의 시장통합이 160.3%로 증가하였다. 이는 셰일혁명이 일어나고 시간이 흐름에 따라 시장통합의 정도가 강해졌다는 본 연구결과와 일맥상통하는 하는 것으로 판단된다.

- 17) 셰일가스 및 셰일오일의 생산이 확산되기 이전에는 국제 일차 에너지원 시장의 시장통합의 정도는 Instant% 계산에 필요한 단기 혹은 장기효과를 나타내는 계수들이 통계적으로 유의미하지 않았기 때문에 측정이 불가능하였다

에너지 가격의 장기균형과 시장통합에 대한 연구: 오차수정모형을 통한 접근

〈표 5〉 시장통합의 정도 추정결과: 셰일가스 확산 전후비교

	모형 1: 2004 ~ 2006년			모형 2: 2007년~2015년		
ΔY_t ΔX_t	Coal Oil	Coal Gas	Gas Oil	Coal Oil	Coal Gas	Gas Oil
α_1	0.3921*** (0.0716)	0.4029*** (0.0726)	0.2554*** (0.0758)	0.2974*** (0.0419)	0.3297*** (0.0437)	0.1559*** (0.0460)
β_0	-0.0079 (0.0127)	-0.0084 (0.0062)	0.1313 (0.1625)	0.0140 (0.0117)	0.0069 (0.0212)	0.1518*** (0.0259)
β_1	0.0206 (0.0128)	0.0047 (0.0061)	0.2180 (0.1642)	0.0503*** (0.0121)	0.0455** (0.0214)	0.0136 (0.0266)
λ	-0.1147*** (0.0274)	-0.1326*** (0.0306)	-0.1321*** (0.0377)	-0.1024*** (0.0161)	-0.0643*** (0.0136)	-0.0969*** (0.0192)
ϕ_0	2.0664*** (0.2006)	2.3803*** (0.0762)	1.5316 (1.2154)	0.2970* (0.1600)	1.7194*** (0.1596)	1.2572*** (0.2968)
ϕ_1	-0.0160 (0.0167)	0.0404*** (0.0078)	0.8299*** (0.1529)	0.1695*** (0.0088)	0.2731*** (0.0281)	0.1874*** (0.0164)
Instant%	-	-	-	29.68%	16.66%	81%
R-squared	0.2356	0.2309	0.1468	0.2386	0.1646	0.1326
Adj R-squared	0.2152	0.2103	0.1240	0.2318	0.1572	0.1249

주 : *, **, *** : 각각 10%, 5%, 1% 유의수준

반면, 최근 기후 변화 및 대기오염에 대응하기 위하여 유연탄 수요가 탄소가 상대적으로 적게 배출되는 천연가스 수요로 이동하고, 셰일가스 혁명으로 인해 국제 천연가스의 가격 경쟁력이 향상되는 등 천연가스가 유연탄의 대체재로써 각광받고 있기 때문에 유연탄과 천연가스 시장의 시장통합의 정도가

증가했다고 볼 수 있다. 그러나 두 에너지원 간의 대체는 주로 발전원료로 사용되며, 이는 단기적으로 조정이 빠르게 이루어지기 어렵기 때문에 시장통합의 정도가 상대적으로 낮은 것으로 판단된다.

IV. 결론 및 시사점

본 연구는 2004년 1월부터 2015년 9월까지의 국제 유연탄, 국제 원유, 국제 천연가스 가격 간 장기 균형관계 및 시장 통합에 대하여 추정하였다. 분석 결과에 의하면, 국제 유연탄 시장과 국제 원유 시장, 국제 유연탄 시장과 국제 천연가스 시장, 국제 천연가스 시장과 국제 원유 시장 간의 공적분 및 장기 균형관계가 존재하는 것으로 나타났으며, 특히 이전에 비하여 에너지 원간의 시장 통합의 정도는 더욱 강화된 것으로 나타났다. 구체적으로 셰일가스 및 셰일오일의 생산이 확산되기 시작한 2007년을 기준으로 이전과 이후를 비교분석한 결과, 2007년 이전에는 시장 통합의 정도를 측정할 수 없었으나, 2007년 이후에는 국제 유연탄 시장과 국제 원유 시장, 국제 유연탄 시장과 국제 천연가스 시장, 국제 원유 시장과 국제 천연가스 시장의 시장 통합의 정도가 강화된 것으로 추정되었다. 특히, 시장통합 정도를 나타내는 지표가 급격히 상승한 것은 천연가스 가격이 원유 가격에 연동된 상황에서, 셰일가스 생산량 확대로 천연가스 가격이 하락함과 동시에 셰일오일의 생산량 역시 증대되어 두 에너지원의 수급상황이 크게 호전되었기 때문으로 판단된다. 또한, 원유는 타 에너지원의 생산 및 수송에 쓰이며, 기초 가격으로써 영향을 주는 요소이기 때문에 원유와 타 에너지원 간의 시장통합의 정도가 유연탄 시장과 천연가스 시장의 시장통합의 정도보다 높게 추정된 것으로 판단된다. 한편, 유연탄에 대한 천연가스의 연료사용의 대체는 주로 발전원료로 사용되는 경우에 해당되기 때문에, 단기적으로 반응하는 대체관계는 높지 않은 것으로 추

에너지 가격의 장기균형과 시장통합에 대한 연구: 오차수정모형을 통한 접근

정된다. 이로 인하여 시장통합의 정도가 다른 경우보다 상대적으로 낮은 것으로 판단된다.

본 연구결과는 일차 에너지원이 서로 완벽한 시장통합을 이루고 있지는 않으나, 국제 원유 시장과 타 에너지원 간의 통합의 정도는 과거에 비하여 증가한 것으로 나타났다. 이는 국제 에너지 시장에서 충격이 발생하였을 때 균형점으로 되돌아가기 위하여, 국제 에너지 가격 간에 긴밀한 가격 조정이 과거에 비해서 빠르게 발생하고 있음을 의미한다. 이러한 일련의 연구결과는 향후 우리나라 에너지 기업이 현물 시장에서 에너지를 구입하거나 장기 구매계약을 체결하는 의사결정을 수립할 때에도 도움이 될 수 있을 것으로 기대된다.

접수일(2018년 1월 22일), 수정일(2018년 3월 5일), 게재확정일(2018년 3월 12일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 김대욱·김종호(2010), “소비자의 탐색활동과 가격분산: 주유소 종합정보시스템의 도입을 중심으로”, 경제학연구, 58(1) : 37-56.
- 김진웅·김종호(2009), “국제 유가 변동에 대한 국내 휘발유 가격의 비대칭적 반응”, 에너지경제연구, 8(2) : 105-131.
- 김영덕(2013), “정유사 휘발유 공급가격의 비대칭적 가격조정에 대한 실증분석”, 자원·환경 경제연구, 22(4) : 613-641.
- 나인강(2002), “국내 휘발유 가격의 비대칭성”, 에너지경제연구, 1(1) : 1-17.
- 남재현·오선아(2009), 정유산업의 경쟁상황과 가격결정패턴, 공정거래위원회.
- 박민혁·문양택·박중구(2014), “전력계통한계가격(SMP)과 기저발전비용, LNG도입가격, 환율 간 인과관계 분석”, 조명·전기설비학회논문지, 28(7) : 97-105
- 오선아·허은녕(2007), “국제시장가격변동에 따른 국내석유제품가격의 비대칭분석”, 에너지경제연구, 6(1) : 59-78.
- 윤원철(2004), “수입 유연탄 장기계약의 적정 비중에 관한 실증분석”, 경제연구, 25(2) : 133-150
- 윤원철(2014), “휘발유가격의 비대칭성에 관한 국제 비교”, 에너지경제연구, 13(1) : 1-21.
- 이달석·신정수(2006), “휘발유 소매가격 결정에 관한 연구”, 에너지경제연구, 5(1) : 1-25.
- 이원우(2011), 유연탄 시장구조변화 분석 및 대응전략, 에너지경제연구원.
- 이종원(2006), 경제예측론, 서울 : 도서출판 해남
- 임상수(2007), “원유 가격에 대한 휘발유 가격의 비대칭성”, 에너지경제연구, 6(2) : 175-198.
- 채영진(2014), “천연가스가격과 계통한계가격 간 인과관계 분석”, 서울과학기술대학교 박사학위 논문.
- Bachmeier·Griffin(2003). “New evidence on asymmetric gasoline price responses”, *Review of Economics and Statistics*, 85(3) : 772-776.

- Bachemier·Griffin·James M(2006). “Testing for Market Integration Crude Oil, Coal, and Natural Gas”, *The Energy Journal*, 27(2) : 55-71.
- Bacon·Robert W(1991). "Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of UK Retail Gasoline Prices to Cost Changes", *Energy Economics*, 13 : 211-218.
- Borenstein·Cameron·Gilbert(1997). “Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 11(1) : 305-339.
- Bosco·Bruno·et al(2008). "Long run relations in European electricity prices.", *Journal of applied econometrics*, 25(5) : 805-832.
- Deltas(2008). “Retail gasoline price dynamics and local market power”, *The Journal of Industrial Economics*, 56(3) : 613-628.
- Hastings(2004). “Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets: Empirical Evidence from Contract Changes in Southern California”, *The American Economic Review*, 94(1) : 317-328.
- Karrenbrock·Jeffrey D(1991). “The behavior of retail gasoline prices: symmetric or not”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July/August, 19-29.
- Kozhevnikova·Maria·Ian Lange(2009). "Determinants of contract duration: further evidence from coal-fired power plants.", *Review of Industrial Organization*, 34(3) : 217-229.
- Lewis, M. S. (2011). “Asymmetric price adjustment and consumer search: An examination of the retail gasoline market”. *Journal of Economics & Management Strategy*, 20(2), 409-449.
- Manning, D. N(1991). “Petrol Price, Oil Prices Rises and Oil Price Falls: Evidence for the United Kingdom Since 1972”, *Applied Economics*, 23 : 1535-1541.
- Noel(2012). “Blowing Up the Rockets and Feathers Conspiracy”, *Law 360 (Competition Law and Energy Law)*, online, January 19.
- Saussier·Stéphane(1999). “Transaction cost economics and contract duration: an empirical analysis of EDF coal contracts.”, *Recherches Économiques de Louvain/Louvain Economic Review*, 65(1) : 3-21.

- Serletis·Apostolos·Akbar Shahmoradi(2016). “Measuring and testing natural gas and electricity markets volatility: evidence from Alberta’s deregulated markets.”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 10(3).
- Stephen P.A. Brown and Mine K. Yucel(2008). “What Drives Natural Gas Prices?”, *The Energy Journal*, 29(2) : 45-60.
- Tappata(2009). “Rockets and feathers: Understanding asymmetric pricing”, *The RAND Journal of Economics*, 40(4) : 673-687.
- Joskow, Paul(1987). “Contract duration and relationship-specific investments: Empirical evidence from coal markets”, *The American Economic Review*, 77(1) : 168-185.

ABSTRACT

An Empirical Study on the Long Run Equilibrium
and Market Integration of International Energy
Prices: Evidence from the Error Correction Model

Yeonyi Lim* and Dae-Wook Kim**

This Study explores the long run equilibrium and market integration of international coal, oil and natural gas prices using weekly data from January 2004 to September 2015. Our test results from error correction model yield increased estimates for the long run equilibrium and the degree of market integration, when compared to previous literature. These higher parameters are likely to be driven by the wide spread of shale oil and shale gas from 2007. These empirical results imply that energy prices of primary fuels are adjusted more quickly to external shocks after 2007. Our results are also expected to be informative when energy firms purchase primary fuels in the spot market or using long term agreements.

Key Words : international energy p rices, Shale gas,
error correction model

* Ph. D student, Soongsil University(main author). yeonyi.0124@gmail.com

** professor, Soongsil university(corresponding author). daekim@ssu.ac.kr

