

전력계통한계가격(SMP)과 기저발전비율, LNG도입가격, 환율 간 인과관계 분석

(An Analysis on the Causal Relation Among SMP, Base-Load Share, LNG Import Price,
and Exchange Rate)

박민혁* · 문양택 · 박종구**

(Min Hyug Park · Yang Taik Moon · Jung Gu Park)

Abstract

This article examines the causality relationship among SMP, base-load share, LNG import price, and exchange rate in Korean power market during 2002~2012, using unit root test, cointegration test, and vector error correction model(VECM).

The cointegration test shows that 4 variables without unit root have been in the long-run causality. As the results of ECM, SMP is analyzed to have been unilaterally caused from LNG import price and base-load share in the short-run, while it has been unilaterally caused from LNG import price and exchange rate in the long-run. This article has the following policy implications: the adjustment of exchange rate to reduce the risk of LNG import price and the proper securement of base-load share for the long-run stability of SMP.

Key Words : Causality, SMP, Base-load Share, LNG Import Price, Exchange Rate, VECM

* 주저자 : 서울과학기술대학교 에너지환경대학원
에너지정책학과 박사과정 수료
** 교신저자 : 서울과학기술대학교 에너지환경대학원
에너지정책학과 교수
* Main author : Ph.D. Candidate, Dept. of Energy
Policy, The Graduate School of Energy
& Environment, Seoul National
University of Science & Technology
** Corresponding author : Prof., Dept. of Energy
Policy, The Graduate School of Energy
& Environment, Seoul National
University of Science & Technology
Tel : 02-970-6596, Fax : 02-978-6596
E-mail : pjg@seoultech.ac.kr
접수일자 : 2014년 5월 19일
1차심사 : 2014년 5월 24일
심사완료 : 2014년 5월 13일

1. 서 론

전력산업은 경제성장과 국민생활에 동력을 공급하는 중요한 역할을 담당하고 있다. 세계 각국은 효율적인 수요관리와 안정적인 공급을 위해 각국의 사정에 맞는 전력가격을 시행하고 있다. 미국과 EU는 전력가격을 전력수급시장에서 결정하고 있으며, 일본은 경영자주성의 확대를 도모하는 관점에서 가격인상과 전기사용자의 이익을 저해할 우려가 있는 경우에만 정부(경제산업성)의 인가를 받고, 그 외 경우에는 기업이 자율로 결정하도록 하고 있다[1].

그런데 한국은 수요와 공급에 의한 시장원리보다는

물가안정, 독점적 에너지시장, 환경적인 요인 등을 고려하여 전력가격에 대한 규제정책을 시행하고 있다. 즉 도매가격과 소매가격으로 나누어, 도매가격은 완전한 시장가격은 아니지만 도매시장에서 수요와 공급에 따라 결정되게 하는 반면, 전력도매가격, 송배전비용, 판매비용, 적정이윤, 부가가치세와 전력산업기반기금 등을 포함한 소매가격에 대해서는 정부(산업통상자원부)가 직접규제하고 있다.¹⁾ 2012년 현재 한국의 전력가격은 총괄원가 회수율이 88.4%에 불과한 낮은 수준이다. 한국의 전력가격은 에너지원에 대한 해외의존도가 높아 수급여건이 유사한 일본과 비교하여 볼 때 거의 1/3수준이다. 또한 에너지 상대가격은 글로벌 스탠더드(전기 > 등유 > 가스)와 동떨어져서 1차 에너지인 석유제품보다 2차 에너지인 전력의 가격이 더 낮아지는 역전현상을 나타내고 있다. 2000년대 이후 국제 에너지가격이 급등세를 보였음에도 불구하고 정부의 규제로 인상률이 매우 낮아 전력소비가 상대적으로 빠르게 증가하는 추세를 보이고 있다[2].

이러한 원가 이하의 전력가격은 에너지시장을 왜곡시키고 있는 것으로 분석되고 있다[3]. 구체적으로 에너지 효율성이 저하되는데도 개선노력이 미흡하며, 생산비용의 회수를 불가능하게 하여 전기생산성 향상을 위한 설비교체나 투자가 미흡한 형편이다. 또한 석유 에너지가 전력으로 대체되는 쏠림현상이 나타나면서 전력다소비형 산업구조가 고착화되고 있으며, 수요가 발전설비능력을 초과하는 사태까지 초래되고 있다. 이러한 전력가격의 문제점에 대응하여 전력가격의 인상이 논의되고 있지만, 여전히 물가안정, 산업경쟁력 등과 같은 명분에 묶여 적절한 인상이 억제되고 있다.

전력가격은 다양한 변수들에 의해 결정되기 때문에 체계적인 접근이 필요하다. 그러나 그간 전력가격에 대한 학술적 연구는 주로 경제성장과 인과관계에 대해 이루어져 왔으며[4-6] 전력가격과 에너지원의

가격, 환율 등 결정요인에 대한 분석은 미흡하였다. 본 논문은 한국 전력시장의 왜곡을 완화하기 위해 전력시장과 전력가격의 정상화가 필요하다는 관점에서 정부의 규제정책에서 비교적 자유로운 전력도매가격의 결정요인에 대한 분석을 시도하기로 한다.²⁾ 특히 도매가격 결정요인 중 정상조정계수가 원별 가격전망에 대한 불확실성과 조정과정에서 일관성을 갖지 못하기 때문에 이를 제외하고, 전력수급에 의해 결정되는 계통한계가격(system marginal price, SMP)과 그 결정요인이라고 할 수 있는 기저발전량비용, LNG도입가격, 환율 등 간 인과관계를 분석하기로 한다.³⁾ 분석의 방법론으로는 불안정한 통계를 바탕으로 단위근검정과 변수 간 장기적 관계의 형성여부를 추정하는 공적분검정, 그리고 공적분이 존재할 경우 장·단기 인과관계를 추정하는 벡터오차수정모형 등을 활용하기로 한다.

본 논문은 I 장 서론에 이어 II장에서 선행연구를 실시하기로 한다. III장에서는 분석방법론을 결정하고 이에 따라 분석된 결과를 IV장에서 밝히기로 한다. 마지막으로 V장에서는 분석내용을 요약하고 정책적 시사점을 찾아보기로 한다.

2. 선행연구

전력시장에서 인과관계와 관련한 연구는 국내외적으로 전력소비와 경제성장에 초점이 맞춰져 온 반면, 연료단가나 환율 등 변수와 관련한 연구는 상대적으로 많지 않다.

먼저 전력가격과 연료단가 간 인과관계를 분석한 연구를 보면, Mohammadi (2009)는 시장기반 가격결정은 부분적으로 연료가격의 변동에 따라 달라지며, 비

1) 도매시장가격은 전기사업법 제33조, “전력시장에서 이루어지는 전력의 거래가격(전력거래가격)은 시간대별로 전력의 수요와 공급에 따라 결정되는 가격으로 한다”라는 규정에 따라 시행되고 있다. 반면, 소매시장 전력가격은 전기사업법 제16조(전기의 공급약관)에 따라 산업통상자원부의 직접규제를 받고 있다.

2) 네트워크 전력시장에서 독점시장구조, 환경오염 등 외부효과로 인한 시장실패를 보정하기 위해 정부가 전력가격을 인가하는 체계를 유지하는 동안 전기요금의 원가회수율 수준 보장, 발전용 가스요금의 인하, 연료비 연동제 실시 등 복합적인 정책이 필요하다.

3) SMP는 전력거래소가 예측한 시간대별 전력수요에 맞게 발전변동비가 저렴한 순서대로 투입되고, 이때 최종적으로 투입된 발전기의 변동비이며 해당시간 대의 시장가격을 결정한다.

용기반의 가격결정은 평균비용 혹은 한계비용 이상의 전력가격을 형성하게 된다고 분석하고 있다. 또한 1960~2007년까지 미국에서 전력과 가스, 오일, 석탄 등 연료의 가격 간 장·단기 인과관계를 분석한 결과, 장기적으로는 석탄가격이 전력가격에 단방향으로, 그리고 단기적으로는 석탄과 가스가격이 전력가격에 단방향으로 영향을 미치고 있는 것으로 추정하였다. Emery and Liu (2002)는 뉴욕시장에서 전력과 가스 선도계약 시장 간에 장기적으로 인과관계가 있음을 분석하였다. Mjelde and Bessler (2009)는 PJM시장에서 전력가격과 가스, 석탄, 오일, 우라늄 가격 간 인과관계를 연구한 결과는 최고 전력가격은 가스가격의 변동으로부터 초래되고 있다고 분석하였다. Serletis and Shahmoradi (2006)는 1996~2004년까지 캐나다 알버타주의 전력가격과 가스가격 간에 양방향 인과관계를 나타내고 있다고 분석하였다. Asche et al. (2006)는 영국에서 전력가격과 EU가스가격과 인과관계가 없다고 분석하고 있다. Bosco et al. (2010)는 6개 EU국가의 전력시장을 대상으로 전력가격이 가스가격으로부터 장기적으로 강한 인과관계를 가지고 있다고 분석하였다. Chae 등(2012)은 2001년~2011년 한국의 전력도매가격과 LNG가격 간에 장·단기 인과관계를 분석한 결과, LNG가격이 전력도매가격에 단방향으로 인과관계를 맺고 있는 것으로 추정하였다.

다음으로 전력가격과 환율 간 관계를 분석한 연구는 많지 않다. 그러나 환율은 연료단가에 영향을 미쳐 전력가격과 밀접한 관계를 갖고 있다. 특히 대부분의 발전연료를 국외로부터 수입하며 그 거래를 기축 통화인 달러로 진행하고 있는 국가의 경우 환율의 전력가격에 미치는 영향은 크다고 할 수 있다. Blomberg and Harris (1995)는 오일가격과 환율과의 관계를 규명하고 있다. Chen and Chen (2007)는 G7 국가들을 대상으로 오일가격과 환율 간에 장기적 인과관계를 나타내고 있다고 분석하였다. Yousefi and Wirjanto(2004)는 OPEC국가에서 오일가격과 환율 간 인과관계를 분석한 결과 달러가 강세일 때 산유국은 이익을 보고 있다고 추정하였다. Lemming (2003)은 노르웨이 전력시장과 환율과의 관계에서 비용위험을 증가시킬 수 있다고 발표했다. 비슷한 방법으로 온타

리오 에너지위원회(2008)는 발전용 연료의 구매를 달러로 하기 때문에 환율이 전력가격에 영향을 미치는 요소 중 하나라고 발표했다. Veith et al. (2009)는 발전소의 주가와 배출권 간의 관계를 분석하면서 환율이 전력가격에 영향을 미치고 있다고 주장하였다. Munoz and Dickey (2009)는 스페인 전력시장과 환율, 그리고 오일가격 등이 공적분되어 있을 뿐만 아니라 환율과 오일 가격의 변동성이 전력가격에 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 이러한 분석결과에 비하여 Tadahiro 등(2012)은 Granger and Engle(1969)에 의한 전통적 인과관계를 보완한 CCF기법을 통해 환율과 오일가격은 전력가격에 영향을 미치지 않는다는 결론을 내리고 있다.

다음으로 한국의 전력시장에서 현행 비용근거시장(cost-based pool, CBP)에 근거한 시장가격이라 할 수 있는 SMP가 용량을 입찰하여 최소변동비용에서 결정되고 있기 때문에 전원구성비가 전력가격에 영향을 미칠 수 있다는 추론이 가능하다. 2008년 이후 예비비용 하락과 함께 나타난 SMP 상승의 표면적인 원인은 국제유가 상승에 있으나, 기저전원 부족에 따른 전원의 왜곡구성에도 그 원인이 있다는 가정에 대한 검토가 필요하다. 국제유가 등 연료비 상승으로 인한 비용 증가는 통제가 불가능하나, 적절한 전원구성과 투자는 통제 가능한 변수이므로 이러한 전원구성비를 대변하는 변수로서 총발전량 중 유연탄과 원자력을 기반으로 한 발전량이 차지하는 비중인 기저발전량비율을 활용하기로 한다.

본 논문은 이러한 선행연구의 결과에 따라 한국의 SMP를 결정하는 요인으로서 기저발전량비율, LNG 도입가격, 환율 등을 설정하기로 한다.

3. 연구방법론

3.1 기초통계

본 연구에 사용된 통계는 2002년 1월부터 2012년 12월 까지 11년간 월간 SMP, 기저발전량비율, LNG 도입가격, 환율 등이다. SMP와 기저발전량비율은 전력거래소 자료를, LNG도입가격은 에너지경제연구원의 자료

표 1. 선행연구 결과 요약
Table 1. Literature review

| Source | Country | Period | Data | Variables | Result |
|-----------------------------|---------|-----------|---------|----------------|--|
| Tadahiro, Hamori (2012) | Japan | 2005~2011 | Daily | EP OP ER | No relation with EP |
| Chae, Kim, Yoo(2012) | KOREA | 2001~2011 | Monthly | EP GP | GP→EP |
| Munoz and Dickey (2009) | Spain | 2005~2007 | Daily | EP OP ER | OP→EP, OP→ER ER→EP in volatility OP→ER in volatility |
| Mohammadi (2009) | US | 1960~2007 | Annual | EP OP GP CP | CP→EP, GP→EP EP→CP |
| Mjelde and Bessler (2009) | US | 2001~2008 | Weekly | EP OP GP CP UP | EP→GP |
| Brown and Yucel (2008) | US | 1997~2007 | Daily | EP GP | EP→GP, GP → EP |
| Asche et al. (2006) | UK | 1995~1998 | Monthly | EP OP GP | OP→EP |
| Woo et al. (2006) | US | 1999~2004 | Daily | EP GP | EP→GP, GP→EP |
| Emery and Liu (2002) | US | 1996~2000 | Daily | EP GP | GP→EP |
| Serletis and Herbert (1999) | US | 1996~1997 | Daily | EP OP GP | No relation with EP |

주: EP=전력가격, OP= oil price, GP=gas price, ER=환율, CP=Coal Price, UP= Uranium Price

를, 환율은 한국은행 자료를 사용하였다. 본 연구에서 분석은 탄력성 계산의 용이성 등을 감안하여 원자료 값에 자연로그를 취하여 진행하였다. 표 2는 로그 값을 취하기 이전 변수별 원값의 기초통계이다.

표 2. 기초통계 Data
Table 2. Basic data

| 구 분 | SMP(원/kWh) | 기저발전량 비율(%) | LNG 도입가격(\$/톤) | 환율(원/\$) |
|--------------|------------|-------------|----------------|----------|
| Mean | 91.722 | 0.759 | 64.733 | 1115.107 |
| Median | 82.665 | 0.76 | 64.1 | 1134.8 |
| Maximum | 185.14 | 0.85 | 131.31 | 1453.35 |
| Minimum | 36.08 | 0.65 | 18.54 | 914.81 |
| Std. Dev. | 38.212 | 0.042 | 30.604 | 122.636 |
| Skewness | 0.538 | -0.347 | 0.287 | 0.241 |
| Kurtosis | 2.275 | 2.786 | 1.941 | 2.713 |
| Sum | 12107.4 | 100.31 | 8544.8 | 147194.1 |
| Observations | 132 | 132 | 132 | 132 |

그림 1은 대수를 취한 SMP, 기저발전량비율, LNG 도입가격, 환율에 대한 시계열변화 추이를 나타낸 것

이다. LNG도입가격과 SMP는 점차 증가하는 추세를 보이고 있는 반면, 기저발전량비율은 점차 하락하는 추세를 나타내고 있다. 다만 환율은 2008년 금융위기 시점을 전후로 하여 크게 변동성을 보이고 있다. 4변수들이 대체적으로 특정한 추세를 보이고 있는 것으로 보아 시계열통계들이 불안정하다는 것을 판단할 수 있다.

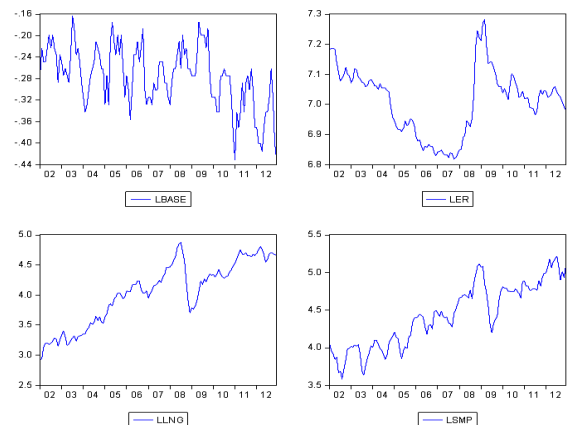


그림 1 변수별 추세곡선
Fig. 1. Trends of logged statistics

표 3은 4변수 간 자기상관계수를 보여주고 있다. SMP와 기저발전량비율, LNG도입가격이 비교적 강한 상관관계를 보여주고 있다. 즉 LNG도입가격과 SMP 간에 양의 상관관계가 있고 기저발전 점유율과 SMP 간에는 음의 상관관계가 존재하고 있음을 알 수 있다.

표 3. 변수간 상관관계
Table 3. Correlation of variables

| 구분 | SMP | BASE | LNG | ER |
|------|--------|--------|--------|--------|
| SMP | 1 | -0.591 | 0.769 | 0.100 |
| BASE | -0.591 | 1 | -0.446 | 0.141 |
| LNG | 0.769 | -0.446 | 1 | -0.322 |
| ER | 0.100 | 0.141 | -0.322 | 1 |

주 : BASE는 기저발전량비율, LNG는 LNG도입가격, ER은 환율을 나타냄.

3.2 연구방법론

연구방법론은 인과관계 분석에 널리 쓰이며 모형내의 변수들간의 동태적 상관관계를 분석할 수 있고, 한 변수의 외부충격이 전체 모형에 미치는 영향은 물론 모든 변수들의 동시적인 외부충격이 각 변수들에 미치는 영향을 분석할 수 있는 계량경제 분석기법을 활용하기로 한다.

우선 시계열 통계에 기반을 둔 실증분석들은 시계열 통계가 안정적(stationary)이라고 가정한다. 하지만 시계열 특성상 많은 변수들은 불안정하며, 이에 따라 허구적 회귀(spurious regression) 문제와 통계적 추정에서 생기는 추정치의 표준오차들이 편의(Bias)를 가질 수 있다.

만약 불안정한 시계열통계에 안정적 시계열에만 적용되는 전통적 회귀분석을 적용하게 되면 경제변수 간 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 외견상 상관관계가 있는 것처럼 보이므로 [7] 이러한 가성회귀를 보완하기 위하여 단위근 검정(unit root test)을 실시한다. 그 결과 단위근이 존재하여 시계열 통계가 불안정한 것으로 판정되면 해당 시계열은 차분(differencing)한 후 그 차분된 시계열로 안정성 여부

를 다시 판정한다. 단위근 검정은 시차의 선정에 많은 영향을 받는데 시차를 지나치게 늘이면 추정모형의 편의(bias)는 줄지만 분산이 늘어나게 되어 단위근의 검정력은 감소한다. 이러한 문제점을 해결하기 위해 높은 차수를 선택하는데 따르는 벌칙을 평균오차제곱행렬의 행렬식에 더한 통계량을 최소화하는 수치를 택한다. 이를 위한 대표적 방법이 AIC(Akaike's Information Criterion)에 활용되는 Augmented Dickey-Fuller(ADF, 1984)검정과 Phillips-Perron(PP, 1998) 검정 등이다. 본 논문에서 단위근 검정은 ADF 검정 방법과 PP검정법을 활용하며, 두 검정법에 차이가 있을 경우 PP검정법에 의하여 최적시차를 결정하기로 한다. 그 이유는 ADF검정법이 자기상관 문제를 명시적으로 고려하는 장점을 가지지만 이분산이 없다고 가정하는 제약성을 가지는 반면, PP검정법은 다양한 종류의 자기상관과 시간의존적인 이분산성에 대해 강건한 것으로 알려져 있기 때문이다[8].

다음으로 단위근 검정을 통하여 각 변수들의 안정성 여부를 검토하고 난 후 변수들 간에 장기적으로 안정적인 관계를 가지는지 여부를 확인하기 위하여 공적분 검정(cointegration test)을 실시한다. 공적분의 존재는 일련의 경제변수들이 상호 괴리된 것처럼 보이더라도 장기적으로 일정한 관계를 유지하고 있다는 것을 의미한다. 공적분 검정은 시계열 자료가 불안정하여 차분 변수를 활용할 경우 장기적 효과를 상실하기 때문에 수준(level) 변수들을 대상으로 분석하는 것이 필요하다. 즉 개별시계열이 누적적이어서 단위근을 갖지만 이들 시계열 간에 안정적 시계열을 생성하는 선형결합(linear combination)이 존재하면 이들 시계열은 공적분 관계에 있다고 정의되며, 이들 시계열간 회귀 분석은 의미를 갖게 된다[9].

다음으로 각 변수들이 각각 불안정한 시계열이지만 공적분이 되어 있다면 표준적인 Granger-인과성 검정을 활용한 인과관계에 대한 추론은 유효하지 못하다. 이 경우 오차수정모형에 근거한 보다 포괄적인 인과성 검정을 해야 한다(Engle & Granger, 1987). 반면 각 변수들이 각각 불안정 시계열이면서 시계열의 선형결합 역시 불안정하다면 표준적인 Granger-인과성 검정을 적용해야 한다(Toda & Phillips 1993). 따라서

표준적인 Granger-인과성 검정을 수행하기에 앞서 시계열 간 공적분의 존재 여부에 대해 검정하는 것이 필요한 것이다[10]. 또한 공적분 검정에 있어 적정시차의 결정이 매우 중요하다. 적정 시차가 선정되지 않으면 편의(bias)가 발생하거나 검정력이 약화되기 때문이다. 공적분 검정 방법에는 크게 Engle & Granger(1987)의 방법과 Johansen & Juselius(1990)의 방법이 있는데, 본 연구에서는 Johansen 방법을 이용하여 공적분 존재 유무를 검정한다.

공적분이 존재한다는 것은 시계열 간 선형결합 후 남은 오차수정항이 안정적으로 되어 그 균형치도 0의 값을 갖게 되므로 누적적 시계열 간에 안정적 상관관계가 있다는 사실을 강하게 지지하게 된다. 따라서 공적분의 존재는 일련의 경제변수들이 상호 괴리되는 것처럼 보이더라도 장기적으로 일정한 관계를 유지한다는 가정과 부합되게 된다.

다음으로 시계열이 단위근을 가져 불안정적이라 할 지라도 이들 시계열간 공적분이 존재할 경우 일치성을 갖는 회귀계수의 추정량을 구하기 위해 벡터오차수정모형(vector error correction model, VECM)을 활용하기로 한다. VECM은 독립변수의 차분항이 종속 변수에 미치는 영향뿐만 아니라 오차 수정항의 변화가 종속변수에 미치는 영향도 찾아낼 수 있기 때문에 장·단기 인과관계를 모두 파악할 수 있는 장점을 가진다(Engle and Granger, 1987). 본 논문은 오차수정모형을 통한 인과성검정모형을 다음 식 (1), 식 (2), 식 (3), 식 (4) 등과 같이 설정하기로 한다.

$$\begin{aligned} \Delta LSP_t = & \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \gamma_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta LSP_{t-i} + \delta_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta LBASE_{t-k} \\ & + \theta_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta LER_{t-k} + \phi_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta LLNG_{t-k} + \epsilon_{1t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Delta LBASE_t = & \alpha_2 + \beta_2 EC_{t-1} + \gamma_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta LSP_{t-i} + \delta_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta LBASE_{t-k} \\ & + \theta_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta LER_{t-k} + \phi_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta LLNG_{t-k} + \epsilon_{2t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \Delta LLNG_t = & \alpha_3 + \beta_3 EC_{t-1} + \gamma_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta LSP_{t-i} + \delta_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta LBASE_{t-k} \\ & + \theta_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta LER_{t-k} + \phi_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta LLNG_{t-k} + \epsilon_{3t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta LER_t = & \alpha_3 + \beta_3 EC_{t-1} + \gamma_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta LSP_{t-i} + \delta_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta LBASE_{t-k} \\ & + \theta_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta LER_{t-k} + \phi_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta LLNG_{t-k} + \epsilon_{3t} \end{aligned} \quad (4)$$

여기서 SMP 외에 EC는 오차수정항, BASE는 기저발전비용, ER은 환율, LNG는 LNG도입가격을 나타낸다. 또한 Δ 는 차분변수, k 는 시차 개수, $\beta, \gamma, \delta, \theta, \phi$ 는 각각 추정해야 할 시차 다항식의 계수이며, ϵ 는 교란항, EC_{t-1} 은 오차수정항으로 공적분 회귀식에서 잔차의 시차값이다. 위 식에서 EC는 오차수정항의 계수를 포함함으로써 각 차분변수들이 장기와 단기 인과관계를 동시에 제시한다.⁴⁾ 예를 들어 식 (1)에서 $H_0: \phi_{1i} = 0$ 이라는 귀무가설이 기각되면 LNG 도입가격이 SMP에 미치는 인과관계가 성립하며, 오차수정항(EC_{t-1})의 추정계수인 β_1 의 통계량이 (-)이면서 통계적으로 유의하여 귀무가설을 기각하면 LNG도입가격의 SMP에 대한 장기적 인과관계의 성립과 장기관계로부터 이탈 후 장기균형점으로 수렴됨을 나타낸다. 또한 공적분이 존재하는 경우 각 변수의 차분항의 계수와 오차수정항의 추정계수가 유의한지 여부를 F검정과 t검정을 통하여 검증함으로써 두 변수 간 장단기적 인과성의 유무를 판단하게 된다.

4. 분석결과

4.1 단위근 검정

단위근에 대한 검정의 결과, SMP, 기저발전비용, LNG도입가격, 환율 등에서 단위근이 존재하는 것으로 표 4와 같이 분석되었다.

4.2 공적분 검정

다음으로, AIC(Akaike Information Criteria) 또는 SC(Schwartz Criteria) 검정을 통해 최적시차를 추정한 결과, 최적시차는 AIC에 의해 표 5의 3으로 분석되었다.

4) 반면 표준적인 Granger-인과성 검정은 오차수정항을 제외한 각 차분변수들의 추정계수가 통계적으로 유의한지 여부에 따라 단기적 검정에 한정된다.

표 4. 단위근 검정결과
Table 4. Result of unit root test

| 구 분 | ADF검정 P-Value | | PP검정 P-Value | |
|-------|---------------|-------------|--------------|-------------|
| | 수준변수 | 차분변수 | 수준변수 | 차분변수 |
| LSMP | 0.723(0) | 0.000(0)*** | 0.723(1) | 0.000(3)*** |
| LBASE | 0.004(0)*** | 0.000(7)*** | 0.004(2) | 0.000(6)*** |
| LLNG | 0.318(1) | 0.000(0)*** | 0.351(3) | 0.000(5)*** |
| LER | 0.226(3) | 0.000(1)*** | 0.226(5) | 0.000(2)*** |

주) ***는 1% 수준에서 귀무가설을 기각, ()는 시차 수를 나타냄

표 5. 공적분 검정을 위한 최적시차 선정
Table 5. Selection of optimal lag

| Lag | LR | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|------------|------------|------------|
| 1 | 1078.705 | -12.96696 | -12.51207* | -12.78217 |
| 2 | 70.35317 | -13.32066 | -12.50187 | -12.98805 |
| 3 | 51.78642* | -13.52914* | -12.34644 | -13.04870* |
| 4 | 21.61513 | -13.47308 | -11.92648 | -12.84482 |
| 5 | 10.8719 | -13.32057 | -11.41006 | -12.54448 |
| 6 | 20.11696 | -13.26571 | -10.99129 | -12.34179 |
| 7 | 26.20809 | -13.28352 | -10.64519 | -12.21177 |
| 8 | 19.67459 | -13.24166 | -10.23942 | -12.02208 |

주) * : Eviews 모델링에 의한 최적시차

이 때 각 변수 간 공적분이 존재하는지 여부에 대해 Johansen 공적분검정을 실시한 결과, 5% 신뢰범위에서 공적분이 2개 존재하는 것으로 표 6과 같이 분석되었다. 이에 따라 변수간 인과관계는 단순 Granger-인과관계가 아니라 VECM을 적용하여 연구를 진행하였다.

표 6. 공적분 검정결과
Table 6. Results of cointegration test

| | Eigenvalue | Trace Statistic | Critical Value | Prob. |
|-------------|------------|-----------------|----------------|--------|
| None * | 0.4111 | 101.0011 | 47.8561 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.1740 | 33.2167 | 29.7970 | 0.0194 |
| At most 2 | 0.0565 | 8.7471 | 15.4947 | 0.3892 |
| At most 3 | 0.0100 | 1.2910 | 3.8414 | 0.2558 |

주) * : 95% 신뢰수준에서 2개의 공적분이 존재함을 의미

4.3 장 · 단기 인과관계 분석

분석의 결과 공적분이 2개 존재한다는 것은 장기적으로 적어도 2개의 인과관계가 존재함을 의미한다.

이에 따라 VECM을 활용하여 변수 간 장 · 단기 인과관계의 방향을 분석한 결과는 표 7에 나타났다. LNG도입가격은 SMP에 단방향으로 단기적으로는 (+), 장기적으로는 (-) 인과관계를 나타내고 있다. SMP결정 횟수의 대부분을 LNG가 차지하는 한국의 현재상황에서 LNG도입가격이 SMP에 단방향 장 · 단기 인과성을 보이는 것은 당연하다고 할 수 있다. 이는 Chae 등(2012)의 선행연구 결과와 동일하다. LNG도입가격은 기저발전량비율에 대해서 단기적으로는 인과관계를 갖지 않는 반면, 장기적으로는 (-) 인과관계를 나타내고 있다. 이는 한국의 현재 전원구성비가 기저전원은 적정수준보다 낮고 피크전원은 적정수준보다 높은 것을 반영하고 있는 것으로 분석된다. 한국은 급격한 수요증가, 낮은 예비율 현상 등이 발생할 때 수요측면에서 수요관리를 강화하는 한편, 공급측면에서 쉽고 빠른 방법으로 건설기간이 짧은 LNG 발전소의 건설을 추진해 왔다. LNG도입가격은 환율에 대해 장 · 단기적으로 영향을 미치지 않고 있는 것으로 분석되었다.

다음으로 환율은 SMP에 대해서 단기적으로는 영향을 미치지 않는 반면, 장기적으로는 (-) 인과관계를 가지고 있는 것으로 분석되었다. 환율은 LNG도입가격에 대해서는 단기적으로는 (+) 인과관계를 나타낸 반면, 장기적으로는 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 스페인사레인 Muoz and Dickey (2009)의 연구결과와 동일한 반면, 일본의 Tadahiro, Hamori (2012) 결과와는 상반된다. 환율은 기저발전량비율에 대해서는 단기적으로는 영향을 미치지 못하는 반면, 장기적으로는 (-) 인과관계를 가지고 있는 것으로 분석되었다.

다음으로, 기저발전량비율은 SMP에 대해서 단기적으로 (+) 인과관계를 갖는 반면, 장기적으로는 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다. 또한 기저발전량비율은 LNG도입가격이나 환율에 대해서 장 · 단기적으로 인과관계를 나타내지 않고 있는 것으로 추정되

표 7. 변수 간 인과성에 대한 분석 결과
Table 7. Results of causality test

| 인과관계 (귀무가설) | 단기인과성 F-Statistic(P-Value) | 장기인과성 t-statistic(P-Value) |
|-------------------|---|-------------------------------|
| | Δ LSMP, Δ LER, Δ LBASE, Δ LLNG | ECT-1 |
| SMP↔기저발전량 점유율 | 0.9766(0.406) | -0.0631(0.949) |
| SMP↔LNG도입가격 | 0.6534(0.582) | 1.1599(0.248) |
| SMP↔환율 | 1.6426(0.183) | -1.9744(0.051) |
| 기저발전량 점유율↔SMP | 2.6403(0.052)* | 0.3802(0.7044) |
| 기저발전량 점유율↔LNG도입가격 | 0.7686(0.513) | -0.9004(0.369) |
| 기저발전량 점유율↔환율 | 0.3926(0.758) | 0.3096(0.757) |
| LNG도입가격↔SMP | 7.0847(0.000)*** | -6.1975(0.000)*** |
| LNG도입가격↔기저발전량 점유율 | 1.1592(0.328) | -3.7848(0.000)*** |
| LNG도입가격↔환율 | 1.4179(0.241) | 0.3096(0.757) |
| 환율↔SMP | 0.3814(0.766) | -6.1975(0.000)*** |
| 환율↔기저발전량 점유율 | 2.0001(0.117) | -3.7848(0.000)*** |
| 환율↔LNG도입가격 | 6.1005(0.000)*** | 1.1599(0.248) |

주) ***는 99%에서, *는 90% 신뢰수준에서 유의

었다.

마지막으로 SMP는 LNG도입가격, 환율, 기저발전량비용 등에 대해서 장·단기적으로 인과관계를 가지지 않는 것으로 분석되었다.

5. 결론 및 정책적 시사점

본 논문은 한국의 전력가격이 정책적으로 원가회수를 밀도는 가격에서 결정됨에 따라 야기되는 문제점을 극복하기 위한 정책대안 모색의 일환으로, 현재 도매 시장가격을 반영하고 있는 SMP와 그 결정요인 간 인과관계에 대한 분석을 시도하였다. 분석 결과, SMP는 단기적으로는 LNG도입가격과 기저발전량비용에 의해 단방향으로 (+) 인과관계를 맺고 있는 한편, 장기적으로는 LNG도입가격과 환율로부터 단방향으로 (-) 인과관계를 가지고 있는 것으로 분석되었다. 특히 환율은 SMP에 대해서 직접적으로 장기적 (-) 영향을 미치기도 하는 한편, 간접적으로 LNG도입가격에 단기적 (+), 기저발전량비용에 장기적 (-) 영향을

통해 SMP에 영향을 미치고 있는 것으로 분석되었다. 또한 환율은 LNG도입가격에 단기적 (+) 영향을 미치는데, 이렇게 영향을 받은 LNG도입가격이 다시 기저발전량비용에 장기적으로 (-) 인과관계를 나타내고 있는 것으로 분석되었다.

현 전력시장은 CBP와 Infra-marginal rents에 의하여 발전소 건설을 유인하고 있지만, 전력시장 정산방식에 의한 기저발전기 건설 인센티브의 상실 및 전력수급기본계획과 전력시장의 연계고리가 취약함을 보여주고 있다. 이러한 결과에 대응한 정책적 시사점으로는 한국 전력도매가격과 소매가격의 시장결정화를 강화하기 위해서는 도입비용을 고려한 경제적인 발전원의 구성(mix)이 필요하며, 환율이 미치는 영향을 최소화하는 방안, 특히 LNG도입가격의 변동위험 감소를 위한 환율조정정책을 강구할 필요가 있다. LNG도입가격이 기저발전량비용에 대해서 장기적으로 (-) 인과관계를 가지고 있다는 것은 우리나라 현재 전원구성 전원계획에 문제점이 있음을 시사하고 있다.

가스 가격이 오를수록 SMP는 상승하고 이에 따라

기저발전소 투자자의 초과 이윤도 증가하므로 LNG 가격이 높아짐에 따라 기저발전 투자도 늘어나야 한다. 하지만 급격한 수요 증가에 따른 피크 대응을 위해 건설기간이 짧은 LNG 비율이 높아진 것은 원가 이하 가격으로 전력 소비가 이루어진 우리나라 전력시장이 갖고 있는 한계점이다. 설비 공사기간과 비용이 비교적 크다고 할 수 있는 원자력, 석탄발전소의 점유율이 어느 정도 이어야 적정한지에 대하여는 추가 연구가 필요하다. 또한 현행 전력거래제도에서 환율이 변하는 경우 연료비용뿐만 아니라 SMP 변화를 통해 모든 발전기의 발전원가를 상승시키게 되므로 SMP 변화가 다른 발전기의 정산금액에 미치는 영향을 감축시키기 위한 Vesting Contract이 도입되어야 할 것이다. 더불어 환율 변동에 대한 중립성 확보를 위해 2011년 7월부터 시행이 되었으나 소비자에게 청구되고 있지 않은 연료비 연동제의 실효성 확보에 대한 검토가 필요하다.

Acknowledgment

이 연구는 서울과학기술대학교 교내연구비의 지원으로 수행되었습니다.

References

[1] KOREA Power Exchange Home Page
<http://www.kpx.or.kr/KOREAN/servlet/MController>

[2] KOREA Energy Economics Institute Home Page
<http://www.keei.re.kr/main.nsf/index.html>

[3] KOREA Electric Power CO Home Page
<http://www.keei.re.kr/main.nsf/index.html>

[4] K.H. Park, J.K. Kim, Sectoral Energy Consumption and Economic Growth in Korea, Korean Energy Economic Review Volume 12, Number 2, September 2013, 59-83.

[5] H.J. Lee, Empirical Analysis on the Short and Long Run Effects between Electricity Consumption and Economic Development in Korea: Result from Cointegration Methodology', Korean Industrial Economic Research VOL. 26 NO.6 (2013), 2605-2619.

[6] J. H. Jo, M. O. Kang, Environmental and Resource Economics Review Volume 21, Number 3, September (2012), 573-593.

[7] Mohammadi, H., Electricity prices and fuel costs: long-run relations and short-run dynamics. Energy Economics 31 (3), (2009), 503-509.

[8] M. Pilar Munoz, David, Are electricity prices affected by

the US dollar to Euro exchange rate? The Spanish case A Dickey Energy Economics 31 (2009) 857-866.

[9] Dolores Furio a, Helena Chulia, Price and volatility dynamics between electricity and fuel costs: Some evidence for Spain, Energy Economics 34 (2012) 2058-2065.

[10] Engle, R.F., Granger, C.W.J., Co-integration and error correction Representation, estimation and testing Econometrica 551-987.

[11] Johansen, S., Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vectors autoregressive models. Econometrica 59 (6), (1991) 1551-1580.

[12] Stock, J. H. and M. W. Watson, "Testing for Common Trends," Journal of the American statistical Association, Vol. 83, 1988.

[13] Yeungjin Chae, Myunghwan Kim, Seung-Hoon, Does natural gas fuel price cause system marginal price, vice-versa, or neither? A causality analysis, Energy 47 (2012), 199-204.

[14] Tadahiro Nakajima, Shigeyuki Hamori, Causality-in-mean and causality-in-variance among electricity prices, crude oil prices, and yen-US dollar exchange rates in Japan Research in International Business and Finance 26 (2012) 371-386.

[15] EIEWS MANUAL, 2007.

◇ 저자소개 ◇



박민혁 (朴民赫)

1966년 4월 6일생. 서울과학기술대학교 에너지환경대학원 에너지정책학과 박사과정 수료.



문양택 (文陽澤)

1974년 11월 4일생. 서울과학기술대학교 에너지환경대학원 에너지정책학과 박사과정.



박중구 (朴重球)

1957년 5월 20일생. 서울과학기술대학교 에너지환경대학원 에너지정책학과 교수.