

## 한국의 경제성장과 전력수요간의 인과성에 관한 연구: 분기별 자료를 이용하여

백문영<sup>1</sup> · 김우환<sup>2</sup>

<sup>1</sup>연세대학교 경제학과, <sup>2</sup>모나쉬대학교 경영학과

(2011년 10월 24일 접수, 2011년 12월 7일 수정, 2011년 12월 7일 채택)

### 요약

본 연구는 한국의 경제성장과 전력수요 사이의 Granger-인과성을 조사한 것이다. 실증분석을 위해 1970년 1분기부터 2009년 4분기까지의 분기별 실질 GDP와 전력소비 시계열 자료를 활용하였다. 두 시계열에 단위근이 존재하고 공적분 관계가 있음을 확인한 후 오차수정모형을 구성하였으며, Hsiao (1979)의 순차적 모형식별 과정을 적용해서 자기회귀항의 최적시차를 결정하여 모형을 추정하였다. Hsiao 방식의 Granger-인과성 분석결과, 한국의 경제성장과 전력수요는 양방향의 인과관계를 보였다. 추정된 개별 오차수정모형을 기반으로 Engle-Granger 방식의 추가적인 인과성 분석 결과로부터는 (1) 경제성장과 전력수요 사이의 단기적인 양방향성 인과관계, (2) 양방향성 강 인과관계, 그리고 (3) 장기적으로는 전력수요로부터 경제성장으로의 단방향성 인과관계를 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 기존의 선행연구의 결과와는 상반되는 것이나, 지속적인 경제성장을 추구하는 한국의 상황에서 더 의미 있는 정책적 시사점을 줄 수 있다.

주요어: 경제성장, 전력수요, Granger-인과성, 공적분, Hsiao 순차적 과정, 오차수정모형, Granger-인과성 검정.

### 1. 서론

한 나라의 경제성장의 많은 부분들이 공급된 전력을 활용한 생산 및 소비의 경제활동과 긴밀한 연관성을 가질 것이라는 추측은 어렵지 않다. 이것은 실질 국내총생산(이하 실질 GDP로 표현함)로 측정되는 경제성장과 전력소비(electricity consumption) 또는 전력수요 사이의 높은 상관관계로 관찰된다. 그러나 이러한 관계가 곧 인과관계(causal relation)를 의미하지는 않는다. 경제성장과 전력수요 변수들 사이에 관찰되는 높은 통계적 상관관계의 관찰에서 더 나아가 두 변수간 인과관계의 유무와 그 인과관계의 방향에 대해서 관심이 높다. 특히 경제 전체를 운용하는 정책담당자의 입장에서는 경제정책 또는 에너지 관련 산업정책의 수립시 실질 GDP와 전력소비 사이의 인과관계가 중요한 문제로 인식될 수 있다. 이러한 배경 하에 다양한 선행 연구가 수행되었으나, 인과성 검증에 활용된 모형과 분석 자료에 따라 다소 상반되는 결론을 제시하고 있다. 본 논문은 경제성장과 전력수요간의 인과성에 관한 선행 연구를 재검토 하고, 오차수정모형(error-correction model; ECM)을 활용하여 Granger-인과성(causality)를 조사하고자 한다. Hsiao (1979)의 순차적 모형식별방법을 활용하여 개별 ECM의 최적 시차를 결정하고, 이 결과를 바탕으로 경제성장과 전력소비간 인과성의 유무와 그 인과관계의 방향을 조사해 보고자 한다.

경제성장과 전력수요간 인과관계에 대한 이론적 가설은 크게 네 가지로 요약될 수 있다. 첫째, 전력소비의 증가가 경제성장을 유발한다는 가설이다. 이 가설이 유효하다면, 전력소비를 줄이려는 에너지 절감

<sup>1</sup>교신저자: (120-749) 서울특별시 서대문구 신촌동 134, 연세대학교 상경대학 경제학과, BK 연구교수.

E-mail: m.y.baek@yonsei.ac.kr

정책은 경제성장을 저해할 수 있다는 것을 암시한다. 둘째, 경제성장이 전력소비의 증가를 유도한다는 가설이다. 이러한 경우에는 에너지 절감을 위한 국가적인 노력이 경제성장에 부정적인 영향을 미치지 않을 것이라는 의미가 있다. 셋째, 전력소비와 경제성장간의 상호의존성(interdependent relation)에 대한 가설이 있다. 이것은 전력수요의 증가와 경제성장은 상호 영향을 미친다는 양방향(bidirectional) 인과성을 의미하는 것으로, 전력관련 에너지 절감 정책이 경제성장을 지연시킬 수 있으며, 또한 경기변동(economic fluctuation)이 전력소비 규모의 변화를 유발한다고 보는 것이다. 마지막으로 경제성장과 전력수요 사이에는 인과관계가 발견되지 않는다는 중립성 가설(neutrality hypothesis)이다. 이 가설에 따르면, 경제성장이 전력소비에 (또한 전력소비가 경제성장에) 미치는 영향은 미미하다는 것을 의미하게 된다. 이러한 네 가지 가설을 바탕으로 한 경제성장과 전력수요간의 인과성 규명은 다양한 정책적 시사점을 함축하고 있음을 알 수 있다.

한국의 경제성장과 전력수요간의 인과성을 주제로 한 선행연구로는 Yu와 Choi (1985), Glasure와 Lee (1998), Oh와 Lee (2004), 그리고 Yoo (2005) 등이 있다. 우리나라에서 공표되는 시계열자료가 대부분 1970년도부터 시작된다는 점을 고려하여, 많은 자료를 활용할 수 있는 2000년 이후 최근의 연구인 Oh와 Lee (2004) 그리고 Yoo (2005)의 연구를 간략히 정리하고자 한다. Oh와 Lee (2004)의 연구는 1970년에서부터 1999년까지의 연간(annual) 자료를 가지고 ECM을 활용하여 수행되었으며, 이들은 에너지소비 규모와 경제성장간에는 단기적으로는 단방향성(unidirectional) Granger-인과성을, 장기적인 관계에서는 양방향성(bidirectional) 인과성을 보인다고 밝혔다. 한편 Yoo (2005)는 1970~2002년 기간의 연간 자료를 활용하여 전력수요와 경제성장간의 인과성을 ECM을 이용하여 조사하였다. 그는 전력소비로부터 경제성장으로의 단기적 인과성을, 반면 장기적 인과성은 경제성장으로부터 전력소비의 방향을 보인다는 분석 결과를 제시하였고, 아울러 강 인과성은 전력소비로부터 경제성장으로의 단방향성을 보였다고 주장했다.

한편, 경제성장과 전력수요간의 인과성을 몇 개 나라별로 조사하여 비교한 연구에 한국 사례가 부분적으로 포함되어 있는 최근 연구가 있다. Chen 등 (2007)은 전 세계 24개 국가의 자료를 활용하여 경제변수와 전력변수간의 인과성에 대한 국제적인 비교를 하였다. 이들의 연구에서는 1971~2001년의 한국 연간 자료를 이용하여, 경제성장으로부터 전력소비로의 단방향성 인과성을 주장하고 있어, 비슷한 자료기간의 Yoo (2005)의 결과와는 차이를 보인다. 또한 Narayan과 Prasad (2008)의 연구도 한국의 사례를 포함하고 있는데, 1960~2002년의 한국 연간 자료를 가지고 조사한 바에 의하면 한국은 경제성장과 전력소비 사이에 양방향 인과성을 보고하고 있다.

본 논문에서는 경제성장과 전력수요간의 인과관계에 대한 기존의 최근 연구결과가 엇갈리고 있다는 인식하에, 기존연구에서 이용된 자료보다 더 긴 기간의 시계열자료를 가지고 경제성장과 전력소비 사이의 Granger-인과성을 조사하고자 한다. 특히 본 연구는 이전의 연구가 모두 연간(annual) 시계열 자료를 가지고 인과성을 조사하였다는 점에 주목하여, 실질 GDP와 전력소비의 분기별(quarterly) 시계열 자료를 이용하여 실증분석을 수행하고자 한다. 또 다른 연구동기로는, 한국 사례만을 다룬 Oh와 Lee (2004) 및 Yoo (2005)의 선행 연구에서 보완되어야 할 측면이 있다고 보기 때문이다. Oh와 Lee (2004)의 VECM에 기반한 인과성 조사는 분석 결과에 영향을 많이 주는 자기회귀항 시차 결정과정 이 투명하게 이루어지지 못한 부분이 있다. 그리고 Yoo (2005)의 연구는 이용된 VECM의 경우 AIC (Akaike's information criterion)를 적용하여 최적 시차값이 결정되긴 하였으나, 그가 추정한 모형에서 자기회귀항의 적정 시차로 결정된 8년과 9년은 단기 동태적 관계(short-run dynamic relation)에 적용되기에는 지나치게 긴 시차가 아닌가 하는 의문을 가지게 한다. 본 연구에서 활용된 Hsiao (1979)의 방법론은 이러한 선행 연구들의 약점을 보완해 주게 된다. 이러한 Hsiao (1979) 접근방법은 Yoo (2006)에서 아세안 4개 국가들의 정상적인(stationary) 시계열 자료들에 대한 VAR모형 추정시 활용된

바 있으며, 본 연구에서는 비정상적(non-stationary) 시계열을 대상으로 한 ECM 식별과 모수추정 과정으로 확대 적용한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 2장에서는 두 시계열 자료간의 인과성을 조사하는 방법으로 적용된 Hsiao 방식과 Engle-Granger 방식의 접근방법들을 간략히 정리해본다. 그리고 3장에서는 본 연구의 실증분석에 활용된 실질 GDP와 전력소비 시계열 자료의 일반적 특징과 단위근 검정 및 공적분 검정의 결과를 제시하고, 본 논문의 주요 관심사인 실질 GDP와 전력소비 사이의 인과성 분석 결과에 관한 논의가 있을 것이다. 마지막 4장에서는 본 논문의 주요 결과를 요약하고 그 의미를 살펴본다. 끝으로 본 연구의 한계점을 논의하고 향후 연구과제 등을 제시하고자 한다.

## 2. 인과성검증 방법론

Granger-인과성의 조사는 본질적으로 시계열의 특성에 의존한다. 표준적인 Granger-인과성의 검정방법은 관련 시계열들이 모두 정상적(stationary)일 경우 적용될 수 있다. 그러나 만일 인과관계에 있다고 여겨지는 두 시계열이 비정상적(non-stationary)일 경우 그리고 그 시계열들이 공적분(cointegration)관계에 있을 경우에는, 표준적인 Granger-인과성 검정방식이 아닌 오차수정모형(error correction model; ECM)을 이용한 인과성 검정을 수행하게 된다. 따라서 인과성 조사의 첫 번째 단계는 단위근 존재의 유무를 파악하여 시계열의 정상성 여부를 판별하는 것이다. 본 연구에서는 단위근 검정을 위해 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정 (Dickey와 Fuller, 1979)과 Phillips-Perron(PP) 검정 (Phillips와 Perron, 1988)을 활용하기로 한다. 개별 시계열의 정상성을 파악한 후, Johansen 공적분 검정 (Johansen과 Juselius, 1990)을 활용하여 공적분 관계를 분석한다. 분석 결과, 개별 시계열이 정상적이고 공적분 관계가 존재하지 않으면 벡터 자기회귀모형(VAR)을 활용하지만, 각각의 시계열이 비정상적이나 공적분 관계는 존재하지 않는다면 차분된 자료의 VAR 모형을 사용하여야 한다. 마지막으로, 개별 시계열이 비정상적이며 공적분 관계가 존재하면 오차수정모형을 활용하여야 한다.

본 연구에서는 공적분된 시계열간의 Granger-인과성을 조사하는 방법으로서 Hsiao (1979)의 순차적 과정(Hsiao's sequential procedure for identifying a VAR model)을 채택한다. Hsiao가 제안한 식별절차는 원래 VAR모형의 모수추정을 효율적으로 수행하기 위해 고안된 것으로 모형식별과정에서 다음과 같은 Akaike (1969)의 최종 예측오차(final prediction error; FPE)

$$FPE(m, n) = \frac{T + m + n + 1}{T - m - n - 1} \cdot \sum_{i=1}^T \frac{(y_t - \hat{y}_t)^2}{T} \quad (2.1)$$

를 적용하는 방법이다. 위 식 (2.1)에서  $T$ 는 시계열 자료의 개수,  $m$ 과  $n$ 은 개별 ECM의 모수의 개수 그리고  $\hat{y}_t$ 는  $y_t$ 의 예측값을 의미한다.

이변량(bivariate) 시계열  $x_t$ 와  $y_t$ 가 차분-정상적(difference-stationary), 즉  $y_t \sim I(1)$ ,  $x_t \sim I(1)$ 이고 공적분 관계에 있는 경우, 두 시계열에 대한 ECM은 아래와 같이 표현된다.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \delta_1 EC_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{m_1} \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_1} \gamma_{1j} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{1t}, \quad (2.2)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \delta_2 EC_{2,t-1} + \sum_{j=1}^{m_2} \beta_{2j} \Delta x_{t-j} + \sum_{i=1}^{n_2} \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{2t}, \quad (2.3)$$

여기서  $EC_{i,t-1}$ ,  $i = 1, 2$ 는 오차수정항(error correction term),  $\beta_{ij}$ 와  $\gamma_{ij}$ 는 회귀계수 그리고  $\varepsilon_{it}$ 는 확률오차항을 의미한다. 오차수정항은 장기적 균형관계와 연관되며, 비정상적 시계열간의 공적분 회

귀(cointegrating regression)에서 구해지는 잔차의 1기 이전값(lagged value)이다. ECM을 추정하기 위해서 우선 식 (2.2)와 (2.3) 우변의 차분된 자기회귀항의 시차 ( $m_1, n_1$ )과 ( $n_2, m_2$ )을 결정해야 하고, 모형에 포함된 모수를 최소제곱법 또는 최우추정법 등의 방법을 활용하여 최종적으로 추정하여야 한다.

Hsiao (1979)는 이변량 VAR 모형의 자기회귀항들의 최적시차를 순차적으로 결정하는 모형식별 절차를 제시하였는데, 주요 내용은 다음과 같다. 첫 번째 단계에서,  $y_t$  정보만을 활용하여 식 (2.4)에 표현된 자기회귀(AR)모형의 시차를 단계적으로 변화시켜 가며(즉  $i = 1, 2, 3, \dots$ ), 추정된 모형의 FPE 값이 최소가 되는 수준에서 시차를 결정한다(본 연구에서는 최대 시차값을 12분기(3년)로 제한하였다).

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \delta_1 EC_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{m_1} \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{1t}. \quad (2.4)$$

첫 번째 단계에서 결정된 시차는 임시적으로 결정된 것으로 이를  $s$ 라 하자. 두 번째 단계는 식 (2.5)에 표현된  $x_t$  차분항의 시차를 결정하는 과정으로,  $s$ 가 주어진 상태에서

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \delta_1 EC_{1,t-1} + \sum_{i=1}^s \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_1} \gamma_{1i} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{2t}. \quad (2.5)$$

첫 번째 단계와 동일하게  $\Delta x_{t-j}$ 의 시차를 단계적으로 늘려가면서 추정된 모형의 FPE를 최소로 하는 적정 시차  $n_1^*$ 를 결정한다. 이러한 두 단계를 거쳐서 결정된 시차를 ( $s, n_1^*$ )이라 하면, 다음의 식 (2.6)을 활용하여 첫 번째 단계에서 임시로 결정한  $y_t$  차분항의 시차를 1부터  $s$ 까지 다시 변화시켜가며 FPE를 최소로 만드는 최적시차  $m_1^*$  ( $1 \leq m_1^* \leq s$ )을 최종 결정하게 된다.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \delta_1 EC_{1,t-1} + \sum_{i=1}^s \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_1^*} \gamma_{1i} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{1t}. \quad (2.6)$$

이러한 순차적인 절차를 거쳐  $y_t$ 에 대한 최적 차수를 결정하게 되고, 최적 시차 ( $m_1^*, n_1^*$ )를 고려한  $y_t$ 에 대한 ECM은 아래와 같다.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \delta_1 EC_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{m_1^*} \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_1^*} \gamma_{1i} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{1t}. \quad (2.7)$$

마찬가지로, 이상의 순차적인 절차를  $x_t$  시계열의 ECM에 대해서 반복하여 최적시차 ( $m_2^*, n_2^*$ )를 결정할 수 있다.

Hsiao의 순차적 모형식별 절차에 따라 최적시차 ( $m_1^*, n_1^*$ ) 및 ( $m_2^*, n_2^*$ )를 결정해 가는 과정에서,  $y_t$ 와  $x_t$ 사이의 인과성의 존재여부에 대한 검정을 수행할 수 있다. 예를 들어,  $y_t$ 의 경우 최적시차  $m_1 = s$ 인 1차원적 AR( $s$ )모형 식 (2.4)의 FPE와 최적시차 ( $m_1^*, n_1^*$ )로 식별된 식 (2.7)의 FPE를 비교하였을 때, 전자보다 후자의 FPE 값이 더 작다면  $x_t$  시계열의 과거 정보를 통해 나타나는 Granger-인과성이 있다고 판정하는 것이다.

Hsiao (1979)의 순차적 모형식별 절차를 거친 VECM을 추정한 후, 우리는 추정된 개별 ECM내의 모수 값들에 대한 검정을 통해서, Engle-Granger 방식 (Engle과 Granger, 1983; Granger, 1988)의 단기적 인과성, 장기적 인과성, 그리고 이 둘을 결합한 강 인과성을 검정할 수 있다. 이에 관한 구체적인 내용은 3장에서 분석 결과와 함께 설명하고자 한다.

표 3.1. 실질 GDP와 전력소비 시계열의 기초통계량

변수	평균	표준편차	왜도	첨도	상관계수
ln(전력소비)	16.7806	1.1888	-0.2998	1.7815	0.9882
ln(실질GDP)	6.6446	0.8607	-0.3184	1.8937	

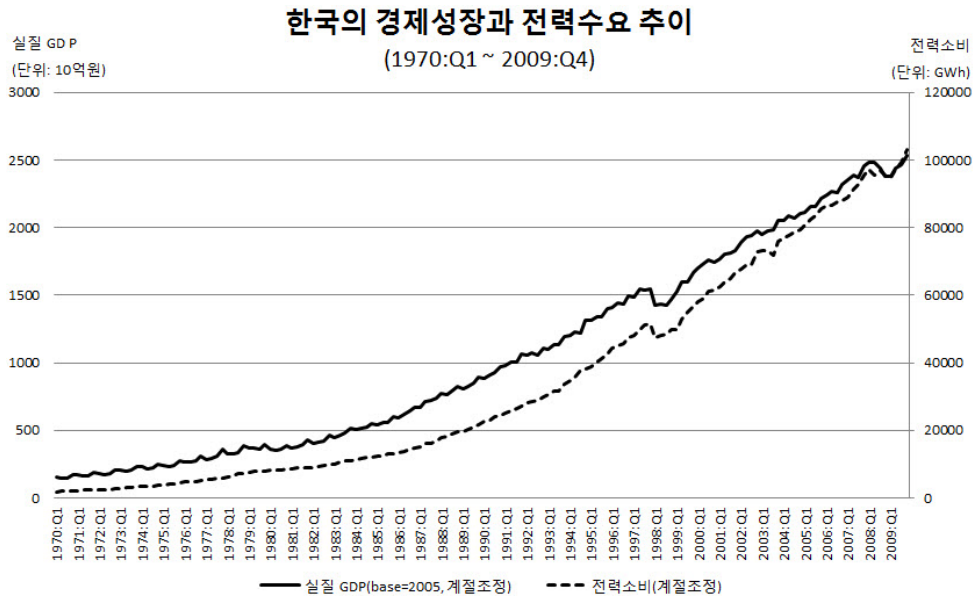


그림 3.1. 실질 국내총생산과 전력소비량의 시계열 그림

### 3. 실증분석

#### 3.1. 분석 자료

본 논문의 실증분석에 사용된 자료는 1970년 1분기부터 2009년 4분기까지의 실질 GDP와 전력소비의 시계열 자료이다 (자료개수 = 160). 전술한 바와 같이, 연도별 자료를 활용한 선행연구인 Oh와 Lee (2004)와 Yoo (2005)와는 달리 분기별 자료를 활용한다. 실질 GDP 자료는 한국은행이 공표하는 분기별 명목 GDP 자료를 2005년 기준의 GDP 디플레이터로 나누어 구하였으며, 한국전력거래소(Korea Power Exchange)에서 공개되는 월별 전력판매량 자료를 분기별 자료로 변환하여 전력소비의 시계열 자료로 활용하였다.

본 연구에서 연간 자료가 아닌 분기별 자료를 이용하게 됨으로써 추가로 고려해야 하는 사항이 있다. 분기별 시계열 자료에는 전형적으로 계절성(seasonality)이 나타나는데, 한국은행이 발표하는 분기별 명목 GDP는 계절조정된(seasonally adjusted) 자료로 발표되고 있다. 분기별 명목 GDP 자료의 계절조정은 Census-X12라는 방법론을 적용하여 이루어고 있어서 전력소비 시계열도 같은 방법으로 계절조정을 하였다. 그리고나서 이 두 시계열에 모두 자연대수를 취하였다. 계절조정된 실질 GDP와 전력소비 자료의 기초통계량과 시계열 그림은 위 표 3.1과 그림 3.1에 제시되어 있다.

위 그림에서 보는 바와 같이 실질 GDP와 전력소비 시계열은 서로 매우 유사한 추이를 보이고 있고, 상관계수는 0.9982로 매우 높다는 것을 알 수 있다.

표 3.2. 단위근 검정 결과 (ADF 및 PP 검정 활용)

검정방법	변수	검정통계량	5% 임계치
ADF (시차 = 4, 추세 포함)	$y_t$	-0.796	-3.443
ADF (시차 = 4)	$\Delta y_t$	-4.494	-2.886
PP	$y_t$	-0.548	-3.4432
PP	$\Delta y_t$	-11.372	-2.886
ADF (시차 = 4, 추세 포함)	$x_t$	-0.821	-3.443
ADF (시차 = 4)	$\Delta x_t$	-4.881	-2.886
PP	$x_t$	-1.224	-3.4432
PP	$\Delta x_t$	-17.221	-2.886

Note:  $x_t$ 와  $y_t$ 는 계절조정 후 자연대수를 취한 시계열을 의미하고,  $\Delta x_t$ 와  $\Delta y_t$ 는 차분된 시계열을 의미한다. 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설에 대하여, 원 변수에는 단위근이 존재하지만 차분을 취한 변수는 단위근이 없다는 것을 알 수 있다.

표 3.3. Johansen 공적분 검정 결과 (시차 수 = 4 적용)

귀무가설	Trace 통계치	5% 임계치	Max-eigenvalue	5% 임계치
$r = 0$	20.7819	15.41	19.8476	14.07
$r \leq 1$	0.9343	3.76	0.9343	3.76

Note:  $r$ 은 공적분 관계의 개수를 의미하고, 일반적으로 ECM 모형의 위수(rank)와 관련있다.

### 3.2. 단위근 검정과 공적분검정

본 절에서는 전력소비와 실질 GDP 시계열에 대한 단위근 검정, 공적분 검정결과를 보이고, 앞에서 기술한 오차수정모형(ECM)을 추정하여 Granger-인과성을 검정하는 두 가지 접근방법의 분석결과를 제시한다. 실증분석 결과에 나타나는  $y_t$ 는 계절조정이 적용되고 자연대수를 취한 전력소비 시계열(수준변수)을 의미하며,  $x_t$ 는 계절조정되고 자연대수가 취해진 실질 GDP 시계열(수준변수)이다.

단위근 존재 여부를 확인하기 위하여 ADF 검정과 PP 검정을 수행하였다. 그림 3.1에서 볼 수 있듯이, 실질 GDP와 전력소비 시계열 모두 강한 선형 추세를 보여주고 있으므로 단위근 검정시 추세를 포함하였고, 분기별 시계열 자료임을 감안해서 시차 4를 포함하여 단위근 검정을 수행하였다. 단위근 검정 결과는 표 3.2에 주어져 있다.

ADF 검정은 실질 GDP 및 전력소비 수준(level)변수  $y_t$ 와  $x_t$ 는 모두 단위근을 포함하고 있다는 귀무가설(null hypothesis)을 5% 유의수준에서 기각하지 못하나, 1차 차분된 시계열( $\Delta y_t, \Delta x_t$ )의 경우 동일한 유의수준에서 단위근 귀무가설을 기각한다. 따라서 ADF 검정결과는 두 시계열 모두 차분-정상적(difference-stationary)임을 알 수 있다. 유의수준 5% 하에서 수행한 Phillips-Perron 단위근 검정결과 역시 실질 GDP와 전력소비 변수가 모두  $I(1)$ 이며 차분-정상적 시계열임을 의미하고 있다.

단위근 검정 결과, 두 시계열 모두 차분-정상적 시계열이기 때문에 모형 설정에 앞서 공적분 관계를 검정하여야 한다. 공적분 검정을 위해 Johansen과 Juselius (1990)의 방법을 적용하였고, 분석 결과는 표 3.3에 제시되어 있다.

공적분 검정 결과에 따르면, 실질 GDP와 전력소요 시계열 사이에는 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 Trace 통계치나 Maximum-eigenvalue 통계치를 이용할 때 5% 유의 수준에서 기각되며, 공적분 관계의 수는 많아야 1개라는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하고 있지 않음 보여주고 있다. 즉, 실질 GDP 및 전력소비 시계열은 1개의 공적분 관계가 있고, 따라서 이후 Granger-인과성 검정을 위한 모형은 오차수정모형(ECM)이 적합하게 됨을 알 수 있다.

표 3.4. Hsiao 절차에 의한 모형식별과 Granger-인과성 검정 결과

모형	FPE
$\Delta y_t = \alpha_1 + \delta_1 EC_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{s=11} \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{1t}$	0.00037369
$\Delta y_t = \alpha_1 + \delta_1 EC_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{m_1^*=11} \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_1^*=4} \gamma_{1i} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{1t}$	0.00036428
$\Delta x_t = \alpha_2 + \delta_2 EC_{2,t-1} + \sum_{j=1}^{s=10} \beta_{2j} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{2t}$	0.00048843
$\Delta x_t = \alpha_2 + \delta_2 EC_{2,t-1} + \sum_{j=1}^{n_2^*=10} \beta_{2j} \Delta x_{t-j} + \sum_{i=1}^{m_2^*=6} \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{2t}$	0.00043488

### 3.3. Granger-인과성 검정

실질 GDP 및 전력소비 시계열은 공적분 되어있다는 것을 파악하였으므로, 이제 VECM에 근거한 Granger-인과성에 대한 조사를 수행해본다. 다음의 표 3.4는 앞서 2.2절에서 기술된 Hsiao (1979)의 순차적인 절차를 응용해서 실질 GDP와 전력소비 시계열에 대한 오차수정모형(ECM)을 개별적으로 식별하고, 최적 시차구조를 가지는 개별 ECM을 추정한 결과를 보인 것이다. 전력소비( $y_t$ ) 방정식의 경우 최적시차는 ( $m_1^* = 11, n_1^* = 4$ )으로 식별되었으며 그리고 실질 GDP( $x_t$ ) 방정식에서는 최적시차 ( $m_2^* = 10, n_2^* = 6$ )으로 결정되었다.

Hsiao (1979)가 제안한 순차적 모형식별과정에서 Granger-인과성 검정 결과는 다음과 같이 설명된다. 첫째, 전력소비 시계열에 대한 AR( $s = 11$ ) 모형의 추정시 얻은 FPE는 같은 시계열에 대한 ECM( $m_1^* = 11, n_1^* = 4$ ) 추정으로부터 얻어진 FPE 보다 크다. 이것은 AR(11) 식에 실질 GDP의 과거 값들의 정보( $\Delta x_{t-j}$ )가 전력수요 시계열( $\Delta y_t$ )의 변화를 추가적으로 설명하고 있다는 것을 의미하는 것으로 실질 GDP(즉, 경제성장)는 전력소비를 Granger-인과하고 있다고 말할 수 있다. 둘째, 실질 GDP 시계열에 대한 ECM( $n_2^* = 10, m_2^* = 6$ ) 추정시 얻은 FPE 값이 실질 GDP 시계열에 대한 AR( $s = 10$ ) 모형 추정 후 얻은 FPE 보다 작은 것으로 나오고 있다. 이것은 전력소비에 대한 과거 값들의 정보( $\Delta y_{t-i}$ )는  $t$ 시점의 실질 GDP 시계열( $\Delta x_t$ )의 움직임에 대한 설명에 추가적인 기여를 한다는 것을 뜻한다. 따라서 전력소비는 실질 GDP를 Granger-인과하고 있다고 해석된다. 결론적으로 Hsiao 방식의 Granger-인과성의 조사 결과는 한국의 경제성장과 전력수요 사이에는 양방향적인(bidirectional) Granger-인과관계가 성립함을 보여주고 있는 것이다.

Hsiao 순차적 모형식별방법을 적용하여 결정된 최적시차로 식별된 ECM은 아래와 같고, 이 모형을 활용하여 Engle-Granger 방식의 Granger-인과성 검정을 추가로 수행할 수 있다.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \delta_1 EC_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{m_1^*=11} \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_1^*=4} \gamma_{1i} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{1t},$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \delta_2 EC_{2,t-1} + \sum_{j=1}^{n_2^*=10} \beta_{2j} \Delta x_{t-j} + \sum_{i=1}^{m_2^*=6} \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{2t}.$$

위와 같은 VECM에 의한 Granger-인과성 검정은 단기적 인과성(short-run causality), 장기적 인과성(long-run causality) 그리고 강 인과성(strong causality)에 대한 것으로 나누어 수행될 수 있다. 이것은 각각의 ECM 내 모수들을 대상으로 통계적 검정 ( $F$ -검정,  $t$ -검정)을 하는 것이다. 표 3.5는 ECM 추정결과에 근거한 Granger-인과성 검정결과이다.

표 3.5. 추정된 VECM에 근거한 Engle-Granger 방식의 인과성 검정 결과

가설 내용	귀무가설	검정통계량	유의확률
(1) 경제성장( $\Delta y_t$ )은 전력수요( $\Delta x_t$ )를 Granger-인과하지 않는다.	$\gamma_{11} = \gamma_{12} = \gamma_{13} = \gamma_{14} = 0$	$F = 2.73$	0.0319
(2) 전력수요( $\Delta x_t$ )는 경제성장( $\Delta y_t$ )을 Granger-인과하지 않는다.	$\gamma_{21} = \gamma_{22} = \dots = \gamma_{26} = 0$	$F = 4.76$	0.0002
(3) 경제성장은 전력수요를 장기적으로 인과하지 않는다.	$\delta_1 = 0$	$t = -1.24$	0.2160
(4) 전력수요는 경제성장을 장기적으로 인과하지 않는다.	$\delta_2 = 0$	$t = -3.09$	0.0020
(5) 전력수요 $\leftarrow$ 경제성장의 강 인과성은 없다	$\delta_1 = 0$ 그리고 $\gamma_{11} = \gamma_{12} = \gamma_{13} = \gamma_{14} = 0$	$F = 2.86$	0.0174
(6) 전력수요 $\rightarrow$ 경제성장의 강 인과성은 없다	$\delta_2 = 0$ 그리고 $\gamma_{21} = \gamma_{22} = \dots = \gamma_{26} = 0$	$F = 5.89$	0.0000

표 3.6. 인과성 검정 결과 비교 정리

연구자	연구대상 기간	인과성 검정 결과
Oh와 Lee (2004)	1970~1999 (연간자료, 관찰치 = 30)	단기 인과성: 경제성장 $\leftarrow$ 에너지소비 장기 인과성: 경제성장 $\leftrightarrow$ 에너지소비 강 인과성: 경제성장 $\leftrightarrow$ 에너지소비
Yoo (2005)	1970~2002 (연간자료, 관찰치 = 32)	단기 인과성: 경제성장 $\leftarrow$ 전력수요 장기 인과성: 경제성장 $\rightarrow$ 전력수요 강 인과성: 경제성장 $\leftarrow$ 전력수요
본 연구 (2011)	1970~2009 (분기자료, 관찰치 = 160)	단기 인과성: 경제성장 $\leftrightarrow$ 전력수요 장기 인과성: 경제성장 $\leftarrow$ 전력수요 강 인과성: 경제성장 $\leftrightarrow$ 전력수요

표 3.5의 (1)항과 (2)항의 결과는 단기적 Granger-인과성 또는 약 인과성(weak causality)의 가설을 통계적으로 검정한 것이다. (1)과 (2)의 귀무가설은 유의수준 5% 하에서 모두 기각되는 것으로 나타나 한국의 경제성장과 전력수요간에는 단기적으로 양방향의 인과관계가 존재하는 것으로 해석될 수 있다. 같은 표의 (3)항과 (4)항은 장기적 Granger-인과성 가설을 검정한 것이다. 유의수준 5%에서 (3)항의 가설은 기각되지 못하는 반면 (4)항의 가설은 기각되어, 한국에서는 장기적으로 단방향적(unidirectional)으로 전력수요가 경제성장을 Granger-인과하는 결과로 나타나고 있다. 마지막으로 강 인과성의 검정 결과는 표 3.5의 (5)항과 (6)항에 나타난다. 이 결과에 따르면 (5)항과 (6)항의 귀무가설을 모두 기각하고 있으며(유의수준 5%), 따라서 한국의 경제성장과 전력수요 사이에는 강 인과성이 존재하는 것으로 해석될 수 있다.

본 연구의 결과와 2000년 이후 수행된 선행 연구, Oh와 Lee (2004) 그리고 Yoo (2005), 결과들을 비교 정리한 결과는 표 3.6에 주어져 있다. Oh와 Lee (2004)는 연구대상 시계열이 (전기소비가 아닌) 에너지 소비이므로 본 연구의 결과와 직접적으로 비교되기는 힘들다, 반면 Yoo (2005)의 연구는 비록 분석대상 기간과 자료 관측 주기가 다르지만, 동일한 시계열을 대상으로 이루어졌으므로 본 연구 결과와의 비교에 참고해 볼 수 있을 것이다. 본 연구의 결과는 Yoo (2005)의 연구결과와 매우 다른 양상을 보여 주고 있다. 다시 말해 단기, 장기, 강 인과성 모두 Yoo (2005)의 인과성 분석결과와 다르게 나타나고 있다. Yoo (2005)의 결과가 전력수요로부터 경제성장으로의 단방향적 단기적 인과성과 강 인과성을 결과를 제시한 것에 반해, 본 연구는 경제성장과 전력수요(전력소비) 사이에는 양방향적 단기 인과성 및 강



인과관계가 있음을 보이고 있어 결과가 일치하지 않음을 알 수 있다. 또한 장기 인과성의 경우도 Yoo (2005)의 발견과는 반대로 전력수요로부터 경제성장으로의 단방향으로 나타나고 있다.

#### 4. 맺음말

본 논문은 한국 경제발전의 역사적 과정에서 경제성장과 전력수요 사이의 Granger-인과성을 조사한 연구결과이다. 소규모 연간 자료에 의존한 기존 선행연구와는 달리 본 논문에서는 더 긴 자료기간(1970년 1분기~2009년 4분기)과 함께 더 짧은 자료주기인 분기별 자료를 활용하였고, Hsiao (1979)의 순차적 모형식별과정을 오차수정모형(ECM)의 식별에 활용하여 전력수요와 경제성장의 ECM 방정식을 식별 및 추정하였다. 본 논문의 실증적 분석결과들은 선행연구의 약점으로 보이는 측면들을 보완하여 이루어진 것이다.

본 논문에서 한국의 전력소비와 경제성장 사이의 Granger-인과성 조사결과는 유사한 선행연구 (Yoo, 2005)와 다르게 나타나고 있는 것으로 보인다. 즉, 전력소비 및 실질 GDP 시계열에 대하여 최적시차로 식별된 VECM을 통해 Granger-인과성을 조사한 결과, 단기 인과성: 경제성장 ↔ 전력수요, 장기 인과성: 경제성장 ← 전력수요 그리고 강 인과성: 경제성장 ↔ 전력수요 방향의 인과관계가 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 한국의 경우 단기적으로 경제성장이 전력수요를 안정적으로 충족시킬 수 있는 여건(즉, 안정적인 전력공급 기반)과 상호의존적(interdependent) 환경에서 피드백(feed-back) 현상을 보이며 진행되고 있음을 확인한 것이다. 그리고 장기적으로도 전력의 안정적인 공급에 근거한 전력수요의 증가가 경제성장을 유발하는 식으로 계속 기여하게 될 것임을 의미하는 결과라고 하겠다. 따라서 한국의 지속적인 경제성장을 위해서는 장/단기적인 전력의 안정적 공급에 의한 경제 전체의 생산 및 소비 활동의 지원이 여전히 요구된다. 다른 한편으로, 본 논문의 연구결과는 온실가스(greenhouse gas) 배출량 감축을 위한 국제적인 압력이 고조됨에 따라 전력부문을 포함한 에너지 소비 절감정책이 강력히 시행되어야 할 경우, 한국의 경제성장은 장기적으로 부정적인 영향을 받게 될 것임을 암시하기도 한다. 이러한 상황에서 한국은 경제, 산업정책 등으로 전력소비의 효율화 제고를 유도하여 전력소비의 감소가 경제성장의 저하로 나타나지 않도록 하는 노력이 필요할 것이다.

본 연구는 분기별 자료를 활용하여 Granger-인과성을 체계적으로 분석한 기여에도 불구하고, 본 연구의 결과만으로 경제성장과 전력수요간의 인과관계에 대한 확실한 결론을 내리기에는 다소 부족함이 있음을 밝혀두고자 한다. 한국의 경제성장에 중요한 영향을 미치는 요인으로 전력수요 이외에도 고려되어야 할 요인들이 있을 것이나 (예: 자본축적 규모, 노동투입 규모 변화 등), 본 연구에서는 이변량 구조하에서 분석을 수행하였다는 한계가 있다. 경제성장에 영향을 미치는 다른 요인들을 포함시킨 다변량(multivariate) 모형의 틀에서 분석할 때, 경제성장과 전력수요 사이의 인과관계가 더 분명하게 파악될 수 있을 것으로 생각되며, 이는 향후 연구과제로 남겨두기로 한다.

#### 참고문헌

- Akaike, H. (1969). Fitting autoregressive for prediction, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **21**, 243-247.
- Chen, S. T., Cuo, H. I. and Chen, C. C. (2007). The relationship between GDP and electricity consumption in 10 Asian countries, *Energy Policy*, **35**, 2611-2621.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. F. (1979). Distribution of the estimations for AR time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, **74**, 427-431.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. (1983). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, **55**, 251-276.

- Glasure, Y. U. and Lee, A. (1998). Cointegration, error-correction, and the relationship between GDP and energy: The case of South Korea and Singapore, *Resource and Energy Economics*, **20**, 17–25.
- Granger, C. W. (1988). Some recent developments in a concept of causality, *Journal of Econometrics*, **39**, 383–397.
- Hsiao, C. (1979). Autoregressive modeling of Canadian money and income data, *Journal of the American Statistical Association*, **74**, 553–560.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, 169–210.
- Narayan, P. K. and Prasad, A. (2008). Electricity consumption-real GDP causality nexus: Evidence from a bootstrapped causality test for 30 OECD countries, *Energy Policy*, **33**, 1109–1116.
- Oh, W. and Lee, K. (2004). Casual relationship between energy consumption and GDP revisited: The case of Korea 1970–1999, *Energy Economics*, **26**, 51–59.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, **75**, 335–346.
- Yoo, S.-H. (2005). Electricity consumption and economic growth: Evidence from Korea, *Energy Policy*, **33**, 1627–1632.
- Yoo, S.-H. (2006). The causal relationship between electricity consumption and economic growth in the ASEAN countries, *Energy Policy*, **34**, 3573–3582.
- Yu, E. S. H. and Choi, J. Y. (1985). The causal relationship between energy and GNP: An international comparison, *Journal of Energy and Development*, **10**, 249–272.

# Investigation on Granger Causality between Economic Growth and Demand for Electricity in Korea: Using Quarterly Data

Moonyoung Baek<sup>1</sup> · Woohwan Kim<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Department of Economics, Yonsei University

<sup>2</sup>Department of Accounting and Finance, Monash University

(Received October 24, 2011; Revised December 7, 2011; Accepted December 7, 2011)

---

## Abstract

This study investigates the Granger-causality between economic growth and demand for electricity in Korea, using two quarterly time-series data (real GDP and electricity consumption) for 1970:Q1 through 2009:Q4. We apply Hsiao's sequential procedure to identify a vector autoregressive model to a decision of the optimal lags in the vector error-correction model because the two time-series data contain unit roots respectively and they are cointegrated. According to the empirical results in this study, we find that Hsiao's approach to the Granger-causality indicates a bidirectional causal relation between economic growth and demand for electricity in Korea. Following the Granger and Engle's approach, we also find the statistical evidence on (1) short-run bidirectional causality between real GDP and electricity consumption, (2) bidirectional strong causality between them, and (3) long-run unidirectional causality running from demand for electricity to economic growth. Our results show an inconsistency with the existing studies on Korea's case; however, the results appear to provide more meaningful policy implications for the Korean economy and its strategy of sustainable growth.

**Keywords:** Economic growth, demand for electricity, Granger-causality, cointegration, error-correction model, Hsiao's sequential procedure, Granger-causality test.

---

---

<sup>1</sup>Corresponding author: BK Research Professor, Department of Economics, School of Economics, Yonsei University, 134 Shinchon-dong, Seodaemun-gu, Seoul 120-749, Korea. E-mail: m.y.baek@yonsei.ac.kr