

## 기온이 전력수요에 미치는 영향 분석

김혜민\* · 김인겸\* · 박기준\* · 유승훈\*\*†

\*국립기상과학원 연구기획운영과, \*\*서울과학기술대학교 에너지환경대학원 에너지정책학과  
(2015년 5월 8일 접수, 2015년 6월 15일 수정, 2015년 6월 18일 채택)

### The effect of temperature on the electricity demand: An empirical investigation

Kim Hye-min\*, Kim In-gyum\*, Park Ki-Jun\*, Yoo Seung-Hoon\*\*†

\*Research Planning and Management Division, National Institute of Meteorological Research

\*\*Department of Energy Policy, Graduate School of Energy & Environment, Seoul National University  
of Science & Technology

(Received 8 May 2015, Revised 15 June 2015, Accepted 18 June 2015)

#### 요 약

본 연구에서는 2005년부터 2013년 동안의 분기별 평균기온자료와 소득, 전력가격, 전력사용량 자료를 사용하여 전력수요함수를 추정하였다. 시계열 데이터의 효과적 활용을 위하여 내생시차변수 모형을 활용하였고, 수요함수의 모수에 대한 강건한 추정치를 얻기 위해 최소자승법 추정법을 사용하였다. 전력수요의 단기 가격탄력성 및 소득탄력성은 각각 -0.569, 0.631로 추정되었으며 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다. 또한 전력수요의 장기 소득탄력성과 가격탄력성은 각각 1.589, -1.433으로 소득탄력성과 가격탄력성 모두 탄력적인 것으로 추정되었으며 이 또한 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 기온과 전력수요와의 관계는 여러 선행 연구들에 의해 U자 모양을 갖는 것으로 추정된 바 있으며, 본 연구에서 추정한 임계기온은 15.2°C인 것으로 나타났다. 내생시차변수모형을 이용한 경우 이중로그모형을 이용하여 추정했을 때 보다 통계적 설명력이 높고 적합도 또한 높아지는 것으로 나타났다.

**주요어** : 기온, 전력수요, Koyck 모형, 내생시차변수 모형

**Abstract** - This paper attempts to estimate the electricity demand function in Korea with quarterly data of average temperature, GDP and electricity price over the period 2005-2013. We apply lagged dependent variable model and ordinary least square method as a robust approach to estimating the parameters of the electricity demand function. The results show that short-run price and income elasticities of the electricity demand are estimated to be -0.569 and 0.631, respectively. They are statistically significant at the 1% level. Moreover, long-run income and price elasticities are estimated to be 1.589 and -1.433, respectively. Both of results reveal that the demand for electricity is price- and income-elastic in the long-run. The relationship between electricity consumption and temperature is supported by many of references as a U-shaped relationship, and the base temperature of electricity demand is about 15.2°C. It is shown that power of explanation and goodness-of-fit statistics are improved in the use of the lagged dependent variable model rather than conventional model.

**Key words** : temperature, electricity demand, Koyck model, lagged dependent variable model

†To whom correspondence should be addressed.

Department of Energy Policy, Graduate School of Energy & Environment, Seoul National University of Science & Technology 232, Gongreung-ro, Nowon-gu, Seoul, Korea  
Tel : 02-970-6802 E-mail : shyoo@seoultech.ac.kr

## 1. 서론

전기는 산업생산에 있어서 필수적인 투입요소일 뿐만 아니라 현재는 인간 생활에 있어서 필수적인 요소가 되었다. 시도별 전력판매량 정보를 살펴보면 1961년<sup>1)</sup> 약 1.1GWh에서 2014년 약 475GWh로 폭발적인 증가를 보였음을 알 수 있다. 이와 같이 전력수요는 과거에서부터 지금까지 지속적으로 증가하고 있으며, 이러한 추세로 보아 향후에도 전력의 수요는 증가할 것이라 예상된다. 2011년에 발생한 순환정전사태를 겪으며 산업계를 비롯하여 정부와 가계 모두가 예상치 못한 피해를 입게 되었고, 이후 정부는 정확한 수요예측의 중요성을 더욱 강조하기 시작했다.

정부는 전력의 중요성과 영향력이 커지면서 2년에 한 번씩 전력수급기본계획을 수립하여 발표하고, 이에 따라 발전설비와 발전원의 규모를 정하고 있다. 제1차 전력수급기본계획에서 제5차 전력수급기본계획까지는 전력수요예측을 위해 통계학적 이론을 기반으로 하였으나, 제6차 전력수급기본계획의 전력수요 예측 시에는 계량경제학적 이론을 기반으로 전력수요를 예측하였으며, 기존에 고정계수로서 사용되던 소득탄력성 부분은 6차로 넘어오면서 시간에 따라 변하는 시간변동계수의 관점에서 다뤄지기 시작했다. 최대전력 예측 시에도 기온효과가 새롭게 추가되며 기온과 기온반응도, 전력수요를 이용하여 최대전력을 예측하는 것으로 추정 방법이 달라졌다. 그러나 최근 들어 하계와 동계의 평균 기온차가 평년보다 적게 나타나고, 예상보다 낮은 경제성장률로 인한 전력수요증가 속도 둔화 등 여러 요인들이 발생하며 실제 전력수요량과 예측량의 차이가 크게 발생하였고, 과다 전력수요예측에 대한 지적이 일어났다.

임슬예 외(2013)는 횡단면 자료를 이용하여 국내 주택용 전력수요함수를 추정하였으며, 전력수요의 가격탄력성 및 소득탄력성은 각각 -0.68과 0.14로 추정되었다. 김영덕, 박민수(2013)는 석유제품과 전력의 수요형태 변화에 대한 실증분석에서 전력수요의 가격탄력성이 90년대 이후 석유제품과는 다른 패턴을 보인다고 밝힌 바 있다. 90년대 이후 석유제품의 가격탄력성은 더욱 탄력적으로 변화한 반면, 수요의 가격탄력성이

비탄력적인 것으로 나타났던 가정용과 산업용 전력은 오히려 더욱 비탄력적으로 변화하였으며, 이는 규제가 격인 전력이 가격에 대해 둔감한 것이 반영된 것이라고 밝혔다. 이 외에도 여러 선행 연구에서 전력수요의 가격탄력성 및 소득탄력성을 다룬 바 있으며, 전력의 경우 가격탄력성과 소득탄력성 모두 비탄력적인 재화의 특징을 가진 것으로 밝혀진 바 있다.

이처럼 전력수요의 경우 가격과 소득 이외의 많은 다른 요인들이 그 수요에 영향을 미치기 때문에 실제 전력수요와 전력수요 예측의 차이를 줄이기 위한 노력으로 많은 연구가 진행되고 있으나 전력수요에 영향을 미치는 요인을 특정하기는 쉽지 않다.

본 논문은 기온변수를 추가하여 전력수요함수를 추정함으로써 우리나라 전기수요의 장·단기 가격 및 소득탄력성을 추정하고자 한다. 본 논문의 나머지 부분은 다음과 같이 구성된다. 제2절은 전력수요함수 추정에 기온변수를 추가한 선행연구들에 대해 고찰한 후 제3절에서는 추정모형에 대해 설명하고 제4절은 주요 분석결과를 제시한다. 그리고 마지막 제5절은 연구결과를 요약하고 시사점을 도출한다.

## 2. 선행연구

전력에 관하여 수요함수를 추정한 연구사례는 많이 있으나 그에 비해 기온변수를 추가하여 전력수요함수를 추정한 사례는 많지 않다. 국내에는 기온변수를 추가하여 전력수요함수를 추정한 연구보다는 기상변수의 민감도나 임계기온에 대한 연구가 진행된 바 있다. 임슬예 외(2013)는 전국의 가구를 대상으로 조사한 횡단면 자료로 주택용 전력의 수요함수를 추정한 바 있으나 기온에 관하여는 고려하지 않았다. 신동현, 조하현(2014)은 한국의 일일 최대전력수요와 기상요인들 간의 비선형 관계를 분석하여 일일최대 전력소비의 기상변수 민감도와 임계기온에 관하여 연구하였다. 이 결과 임계기온은 모델별로 약 18℃, 약 16℃ 등으로 추정되었다. Jung and Kim(2014)은 전력수요 예측을 위해 계절효과 및 기온을 고려한 연구를 진행하였으며, 회귀모형, ARIMA모형, AR-GARCH모형을 일평균온도와 냉·난방지수를 고려하였을 때로 나누어 총 6개의 각

1) 1961년에는 서울, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 10개의 시도로 구분되었으나, 시간이 흐름에 따라서 시도가 추가되어 2014년에는 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주, 세종, 개성 18개 시도로 구분되어 데이터가 구축되어있음

각의 모형을 비교한 바 있다. Lee et al.(2013)은 시계열 모형을 이용하여 일일최대전력수요를 예측하는 연구를 하였으며, 계절성을 고려하여 계절형 ARIMA 모형, Holt-Winters 지수평활모형, 수정된 Holt-Winters 지수평활법, AR-GARCH, 그리고 평균기온을 고려한 REG-ARIMA모형을 이용하여 전력수요 예측 성능을 비교하였다.

Lee and Chiu(2011)는 OECD의 24개 국가를 대상으로 하여 기온과 전력수요와의 관계에 대해 전력수요, 실질소득, 전력가격과 기온을 변수로 사용하여 연구하였으며 전력수요와 기온간의 U자형 비선형관계가 존재하는 것을 지적하였고, 임계기온은 53°F로 추정하였다. Bessec and Fouquan(2008)은 유럽의 15개 국가들을 대상으로 전력수요와 기온의 비선형관계를 연구하였으며, 국가별 평균 기온에 따라 3그룹으로 나누어 Panel Smooth Transition Regression(PSTR)을 이용하여 전력수요와 기온의 U자형 비선형관계를 분석한바 있다. Fung et al.(2005)은 홍콩의 에너지 수요와 관련하여 기온의 영향을 분석하였고, 기온이 1°C 상승할 때 에너지 수요 변화를 추정함과 동시에 기온과 전력수요간에 V자형 비선형관계를 분석하였다. Moral-Carcedo and Vicens-Otero(2005)는 스페인의 전력수요와 기온변수와의 비선형관계에 대해서 Logistic Smooth Transition Regression(LSTR)을 이용하여 연구하였고, 임계기온은 약 16°C인 것으로 분석되었으며, 전력수요와 기온의 U자형 비선형관계를 찾아낸 바 있다. Ling et al.(2014)은 상하이의 도심기온이 전력수요에 미치는 영향을 분석하였으며, 임계기온은 여름철과 겨울철 각각 22°C와 10°C인 것으로 추정되었다.

선행연구들로부터 얻을 수 있는 중요한 시사점은 기온이 전력수요에 상당한 영향을 끼친다는 것과 전력수요와 기온의 관계가 U자형, 또는 V자형 등 비선형을 이룬다는 것이다. 전력의 경우 다른 에너지원과 다르게 가격과 소득에 큰 영향을 받지 않는 필수재의 성격을 가지기 때문에 기온과 같은 변수에 대한 연구가 다수 진행된 것으로 보인다.

### 3. 연구방법

본 연구에서 기온이 전력수요에 미치는 영향을 분석하기 위해 사용한 변수로는 전력수요량, 전력가격, 소득, 기온이며 2005년부터 2013년까지의 분기별 자료를 사용하여 추정하였다. 전력수요량은 한국전력공사에서

제공하는 시군구별 전력판매량 자료를 이용하였고, 전력가격은 국가통계포털에서 제공하는 소비자물가지수(2010년 기준)를 이용하였다. 소득은 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 실질 GDP(2010년 기준)를 이용하였으며, 기온은 기상청 국가기후데이터센터에서 제공하는 전국평균기온을 이용하여 분석하였다.

기온이 전력수요에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 전력수요함수를 추정하는 것이 우선이며, 시차를 고려하지 않은 정태적 모형과 기온변수를 추가한 모형, 그리고 독립변수의 과거값도 설명변수로 포함하는 회귀모형을 사용하여 결과를 비교한다. 시차를 고려하지 않은 모형은 독립변수의 변화가 종속변수에 미치는 동시적 영향만을 분석하는 모형이지만, 실제로 특정 독립변수의 경우에는 일정한 시차를 두고 종속변수에 영향을 주기도 한다. 특히 시계열 자료에 대한 회귀분석에서는 종속변수 또는 독립변수의 시차변수를 설명변수로 포함하는 경우가 많다(이승재 외, 2013).

본 연구에서는 기온과 전력수요의 시계열 데이터를 효과적으로 활용하기 위해 코익(Koyck) 모형이라 불리는 내생시차변수 모형을 이용하여 그 결과를 다른 모형을 이용한 분석결과와 비교하였다. 코익(Koyck) 모형은 내생시차변수를 독립변수로 고려함으로써 탄력성의 값은 단기와 장기로 구분하여 측정할 수 있는 장점을 가진다(유승훈 외, 2005).

전력수요는 사회·경제적 여건에 영향을 받으며 전력수요함수를 추정함에 있어서 다음과 같은 모형을 설정하였다.

$$Q = f(P, Y) \quad (1)$$

이중로그모형에서는 수요와 수요에 미치는 요인의 함수적 관계에 대해 다음의 식(2)와 같은 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 함수형태를 가정하며, 이 때  $u$ 는 교란항이다.

$$Q = A \cdot P^{\alpha_1} \cdot Y^{\alpha_2} \cdot e^u \quad (2)$$

$Q$ 는 분기별 전력수요량,  $A$ 는 상수항,  $P$ 는 전력의 소비자 물가지수,  $Y$ 는 분기별 국내총생산을 의미한다. (2)번식의 양변에 자연로그를 취하면 식(3)과 같은 수요함수가 유도되며 편의상 관측치에 대해  $i$ 라는 하첨자를 붙이고  $i$ 는 개별 수요가 또는 집계자료의 특정 연도가 된다.  $\alpha_0 = \ln A$  이고 전력수요의 가격탄력

성은 탄력성 공식에 따라  $\alpha_1$ , 전력수요의 소득탄력성은  $\alpha_2$ 가 된다.

$$\ln Q_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_i + \alpha_2 \ln Y_i + u_i \quad (3)$$

시계열 자료를 이용하였으므로 관례에 따라 분석결과 제시 및 다음의 식에서는 하첨자  $i$ 를  $t$ 로 대신한다.

같은 방법으로 기온변수를 추가한 수요함수 모형은 식(4)와 같으며, 기온과 전력수요와의 관계는 U자 모형, 즉 2차 함수 그래프와 같은 모양을 가지기 때문에  $T$ 와 함께  $T^2$ 도 추가하여 분석을 진행하였다.  $T$ 는 분기별 전국 평균기온을 나타내며 식(4)를 식(2)와 같은 형태로 가정 하였을 때는 식(5)로 나타낼 수 있다.

$$Q = f(P, Y, T, T^2) \quad (4)$$

$$Q = A \cdot P^{\alpha_1} \cdot Y^{\alpha_2} \cdot T^{\alpha_3} \cdot (T^2)^{\alpha_4} \cdot e^u \quad (5)$$

분석을 위해 양변에 자연로그를 취하면 식(6)과 같은 수요함수가 유도된다.

$$\ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_t + \alpha_2 \ln Y_t + \alpha_3 \ln T_t + \alpha_4 \ln T_t^2 + u_t \quad (6)$$

마지막으로 코익의 분포모형이라고도 불리는 내생시차변수모형을 이용하기 위해서 내생시차변수인  $Q_{t-1}$ 을 추가하여 수요함수모형을 나타내면 식(7)과 같다.

$$Q = f(P, Y, T, T^2, Q_{t-1}) \quad (7)$$

콕-더글라스 수요함수로 표현을 하면 식(8)과 같고 분석을 위해 양변에 자연로그를 취한 형태는 다음의 식

(9)와 같으며,  $Q_{t-1}$ 은 전분기 전력수요량을 의미한다.

$$Q = A \cdot P^{\alpha_1} \cdot Y^{\alpha_2} \cdot T^{\alpha_3} \cdot (T^2)^{\alpha_4} \cdot (Q_{t-1})^{\alpha_5} \cdot e^u \quad (8)$$

$$\ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_t + \alpha_2 \ln Y_t + \alpha_3 \ln T_t + \alpha_4 \ln T_t^2 + \alpha_5 \ln Q_{t-1} + u_t \quad (9)$$

추정해야 할 모수는  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ 이며 내생시차변수모형에서 전력수요에 대한 단기 가격탄력성은 식(9)의  $\alpha_1$ , 전력수요의 단기 소득탄력성은 식(9)의  $\alpha_2$ 가 된다. 내생시차변수의  $\alpha_5$ 를 이용하면 조정률(rate of adjustment)을 계산할 수 있고, 이를 이용하여 전력수요의 장기 가격탄력성과 장기 소득탄력성을 구할 수 있다.  $(1 - \alpha_5)$ 는 독립변수의 외생적인 충격으로 인해 실제 전력수요가 바람직한 전력수요수준으로 조정되어가는 속도인 조정률을 의미하며 전력수요의 장기 가격탄력성은  $\frac{\alpha_1}{1 - \alpha_5}$ , 장기 소득탄력성은  $\frac{\alpha_2}{1 - \alpha_5}$ 로 계산할 수 있다(Agthe and Billings, 1980).

#### 4. 분석결과

이중로그모형을 이용하여 분석한 결과는 다음의 Table 1에 제시한 값과 같다. 상수항을 제외한 전력수요의 가격탄력성 값과 전력수요의 소득탄력성 값은 모두 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였으나, 전력수요의 가격탄력성이 수요법칙에 부합하지 않는 양수로 추정되었다. 이분산과 자기상관의 문제에 대한 검정을 위해 LM het 검정과 DW(Durbin-Watson) 검정을 적용하였으며, 두 검정 모두 그 값이 0.010, 1.890, 각각 p-값은 0.922와 0.240으로 귀무가설이 기각되지 않았다.

**Table 1.** Estimation results for electricity demand function without temperature variable

Variables	Estimates	t-values
Constant	-0.394	-0.169
lnP	1.687	2.593*
lnY	0.599	2.920*
LM het (p-value)	0.010 (0.922)	
Durbin-Watson (p-value)	1.890 (0.240)	

Note: \* indicates statistical significance at the 1% level

이중로그모형에서 기온변수를 추가하여 분석한 결과는 Table 2에 제시하였다. 전력수요의 가격탄력성을 나타내는 값을 제외한 4개의 추정계수는 모두 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 특히 기온변수를 추가하지 않았던 모형에서 수요법칙에 부합하지 않던 전력수요의 가격탄력성 값이 음수의 값을 가짐으로서 수요법칙에 부합하는 것으로 추정되었다. 수요의 단기 가격탄력성은 그 절대값이 1보다 작은 값으로 가격에 비탄력적인 수요행태를 보이고 있

으며, 이는 전기가 가지고 있는 필수재로서의 성격을 잘 반영하고 있다고 할 수 있다. 변수 2개 이상을 추가할 때 해야 하는 F-test의 통계량은 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타나며 추가된 변수 두 개 모두 의미가 없다는 귀무가설이 기각되었으므로 추가된 2개의 변수는 의미가 있는 것으로 나타났다. 이분산 문제와 자기상관 문제 역시 LM het과 DW 검정을 통해 두 검정 모두 귀무가설이 기각되지 않았으므로 문제가 되지 않는 것으로 나타났다.

**Table 2.** Estimation results for electricity demand function with temperature

Variables	Estimates	t-values
Constant	-4.222	-3.202*
lnP	-0.121	-0.300
lnY	1.232	9.433*
lnT	-0.035	-8.462*
lnT <sup>2</sup>	0.001	7.646*
F-statistic (p-value)	92.708 (0.000)*	
LM het (p-value)	0.295 (0.587)	
Durbin-Watson (p-value)	1.553 (0.014)	
bottom	15.60	36.671*

Note: \* indicates statistical significance at the 1% level

**Table 3.** Estimation results for electricity demand function with lagged dependent variable

Variables	Estimates	t-values
Constant	-1.927	-2.616*
lnP	-0.569	-2.814*
lnY	0.631	6.945*
lnT	-0.035	-17.796*
lnT <sup>2</sup>	0.001	16.480*
lnQ <sub>t-1</sub>	0.603	10.183*
F-statistic (p-value)	332.645 (0.000)*	
RESET-statistic (p-value)	0.041 (0.841)	
Durbin's h (p-value)	-0.441 (0.659)	
bottom	15.19	80.156*
LPE	-1.433	-2.429*
LYE	1.589	8.449*

Note: \* indicates statistical significance at the 1% level

**Table 4.** Estimation results for goodness of fit in comparison with models

Variables	Demand function without temperature	Demand function with temperature	Lagged dependent variable model
Adjusted $R^2$	0.699	0.913	0.979
AIC	-43.191	-64.647	-87.962

내생시차변수모형을 이용하여 분석한 결과는 Table 3에 제시한 값과 같다. 상수항을 비롯한 모든 추정계수가 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 전력수요의 장기 가격탄력성과 장기 소득탄력성 또한 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 특히 전력수요의 단기 가격탄력성과 소득탄력성은 모두 그 절대값이 1을 넘지 않아 가격과 소득에 비탄력적인 것으로 나타났으나 장기 가격탄력성과 장기 소득탄력성 값은 그 절대값이 모두 1을 넘어 탄력적인 것으로 추정되었다. 전력수요가 가장 낮은 때의 기온은 15.2°C로 나타났다. 본 모델에서는 내생시차변수가 추가되었으므로 이분산 문제를 검토하기 위해 이전까지 사용한 LM het 검정 대신 RESET 검정을 실시하였다. 또한 자기상관의 문제를 검토하기 위해서는 DW 검정 대신 Durbin's h 검정을 진행하였다. 두 검정 모두 기각되지 않았으므로 귀무가설이 기각되지 않아 이분산 문제와 자기상관의 문제는 없는 것으로 볼 수 있다.

세 가지 모형의 결과 값을 토대로 어떠한 모형이 통계적으로 적합한지에 대해 알아보기 위해 Adjusted  $R^2$  값과 AIC 값을 비교해 본 결과는 다음의 Table 4에 제시하였다.

$R^2$  값은 변수의 수가 증가할수록 값이 높아지며 적합도가 높아지는 성질을 가지고 있기 때문에 무의미한 변수를 넣어서  $R^2$  값이 커지는 것을 방지하는 Adjusted  $R^2$  값으로 적합도를 측정하였다. Adjusted  $R^2$  값은 그 값이 클수록, AIC값은 작을수록 적합도가 높다고 볼 수 있으므로 두 가지 통계 값으로 볼 때 내생시차변수를 포함한 내생시차변수모형이 통계적 설명력과 적합도가 가장 높은 것으로 추정되었다.

## 5. 결론

전력의 수요는 시간이 지날수록 증가하고 있으며 그 중요성은 날로 커지고 있다. 이 때문에 전력수요를 예측하기 위한 노력으로 이전부터 여러 연구가 수행되어

왔으며 실수요량과 예측치의 차이를 줄이기 위해 많은 변수와 모형들이 고려되었다. 2011년 순환정전을 겪은 후 전력의 수요가 공급가능 용량을 넘어서는 것을 방지하기 위하여 수요예측을 하여 설비를 늘려나갔으나, 지난 2013년 동기(冬期)와 2014년 하기(夏期)에 전력수요 예측량이 과다추정된 것으로 나타남과 동시에 이에 대한 대책이 요구되고 있는 실정이다. 발전시설의 경우 기피시설로 인식되어 증설하는데 많은 어려움과 비용이 요구된다. 이 때문에 수요예측이 과다하게 추정된다면, 공급가능용량을 맞추기 위해 시설을 추가로 설치해야하게 되며, 이에 따라 비용문제와 시설설치 장소와 관련된 갈등이 야기될 가능성이 크다.

기온변수는 전력수요에 큰 영향을 주는 변수로서 여러 선행 연구들에 의하여 그 역할과 영향이 증명된 바 있다. 그럼에도 불구하고 제5차 전력수급기본계획 수립까지는 기온과 관련된 변수가 전력수요예측에 고려되지 않았으며, 제6차 전력수급기본계획 수립시에도 최대전력 수요예측 시에만 기온이 고려된 바 있다. 이에 본 연구에서는 전력수요함수 추정에 전력수요량과 가격, 소득을 비롯한 기온변수 및 내생시차변수를 추가하여 분석을 하였고, 분석결과를 비교하여 어떠한 모형이 통계적 설명력이 높은지 알아보았다. 기존 연구들과 마찬가지로, 기온변수를 추가하는 것이 그렇지 않은 것보다 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 또한 시계열 자료를 이용한 분석이만큼 내생시차변수를 추가한 내생시차변수모형을 이용한 결과, 기온변수만을 추가한 것 보다 더욱 통계적으로 유의한 결과를 보였으며, 세 가지 모형 중에서 통계적 설명력이나 적합도가 가장 높은 것으로 나타났다. 내생시차변수를 추가하여 추정한 전력수요의 단기 가격탄력성과 소득탄력성은 각각 -0.569 및 0.631로 나타났으며, 가격탄력성과 소득탄력성은 모두 1보다 작은 값을 나타내며 가격과 소득의 변화에 비탄력적인 전력의 특징을 보여주었다. 또한 소득탄력성의 경우 그 값이 1보다 작아 비탄력적임을 나타내지만, 향후 GDP의 증가에 따라 전력 수요는 지속적으로 증가할 것을 의미한다. 내생시차모형을

이용하여 추정된 전력수요의 장기 가격탄력성과 소득 탄력성은 각각 -1.433과 1.589로 단기 탄력성과 동일한 부호를 가지고 있으나 탄력성은 1을 넘어 탄력적인 것으로 나타났다. 여러 선행연구에서 언급된 바 있는 임계기온의 경우, 본 연구에서는 약 15°C인 것으로 나타났다으며, 이는 상대적으로 전력수요가 적은 봄과 가을의 기온과 비슷한 것을 알 수 있다. 사계절이 뚜렷한 우리나라의 경우와 그렇지 않는 다른 나라들의 전력 수요 임계기온은 그 값이 크게 다르지 않은 것으로 나타났다으며, 서로 다른 분석방법을 이용한 연구에서 또한 비슷한 값의 임계기온이 추정된 것을 알 수 있다.

분석결과를 적용하여 요금인상, 기온변화, GDP 변화에 따라 변동되는 전력수요에 대한 정량적 분석이 가능하며, 전력수요예측과 실제수요량과의 차이를 줄이는데 유용하게 쓰일 수 있을 것이다. 아울러 전력의 용도를 주택용, 산업용, 일반용 등으로 세분화하거나 서울, 제주, 울산 등 지역적인 특색을 가진 도시들을 세분화하여 분석한다면 조금 더 유용한 정보를 얻을 수 있을 것으로 기대된다.

## 감사의 글

본 연구는 국립기상과학원 2015년 주요사업 "예보 기술지원활용연구(NIMR-2015-B-1)"의 지원을 받아 수행되었습니다.

## References

1. 김영덕, 박민수, 석유제품과 전력의 수요행태 변화에 대한 실증분석, *자원·환경경제연구*, **2013**, **22**, 251-279
2. 신동현; 조하현, 한국 일일 최대전력소비의 기상변수 민감도와 임계기온에 관한 실증연구, *경제연구*, **2014**, **32**, 175-212
3. 유승훈; 정근오; 양창영, 가구서베이 자료를 이용한 서울시 생활용수의 수요 분석, *서울도시연구*, **2005**, **6**, 1-16
4. 이승재; 어승섭; 유승훈, 시계열 자료를 이용한 도시가스의 수요함수 추정, *에너지공학회지*, **2013**, **22**, 370-375
5. 임슬예; 임경민; 유승훈, 횡단면 자료를 이용한 주택용 전력의 수요함수 추정, *에너지공학회지*, **2013**, **22**, 1-7
6. 한국전력공사, 시도별 전력판매량, [www.kepco.co.kr](http://www.kepco.co.kr)
7. Agthe, D. E.; Billings, R. B., Dynamic Models of residential Water Demand, *Water Resources Research*, **1980**, **16**, 476-480
8. Chien-Chiang Lee; Yi-Bin Chiu, Electricity demand elasticities and temperature: Evidence from panel smooth transition regression with instrumental variable approach, *Energy Economics*, **2011**, **33**, 896-902
9. Hou Yi-Ling; Mu Hai-Zhen; Dong Guang-Tao; Shi Jun, Influences of Urban Temperature on the Electricity Consumption of Shanghai, *Advances in climate change research*, **2014**, **5**, 74-80
10. Jeong-Soon Lee; H.G. Sohn; S. Kim, Daily Peak Load Forecasting for Electricity Demand by Time series Model, *The Korean Journal of Applied Statistics*, **2013**, **26**, 349-360
11. Julian Moral-Carcedo; Jose Vincens-Otero, Modelling the non-linear response of Spanish electricity demand to temperature variations, *Energy Economics*, **2005**, **27**, 477-494
12. Marie Bessec; Julien Fouquau, The non-linear link between electricity consumption and temperature in Europe: A threshold panel approach, *Energy Economics*, **2008**, **30**, 2705-2721
13. Sang-Wook Jung; Sahm Kim, Electricity demand Forecasting for Daily Peak Load with Seasonality and Temperature Effects, *The Korean Journal of Applied Statistics*, **2014**, **27**, 843-853
14. W.Y.Fung; K.S. Lam; W.T. Hung; S.W. Pang; Y.L. Lee, Impact of urban temperature on energy consumption of HongKong, *Energy*, **2006**, **31**, 2623-2637