

교차기온반응함수로 추정한 전력수요의 냉난방 수요 변화 추정[†]

박성근* · 홍순동**

요약 : 본 연구는 전력수요의 냉방 및 난방 수요를 측정하고 분석한다. 이를 위해 냉난방기온 효과를 추정하고 이를 Chang et al. (2014)의 전력수요함수 모형에 적용하여 전력수요를 기본 수요, 냉방수요 그리고 난방수요로 분해하였다. 1999년 1월부터 2016년 12월의 한국의 일반용과 주택용 전력수요를 분석한 결과, 난방수요의 증가율이 기본수요와 냉방수요의 증가율을 월등히 상회하였으며 특히 일반용에서 난방수요 증가가 두드러졌다. 평년기온으로 통제한 기온보정된 난방수요는 실현된 난방수요보다 상대적으로 '더' 증가하였고, 냉방수요는 반대로 기온보정된 수요가 실현된 수요에 비해서 '덜' 증가하였다. 본 논문은 전력수요 내의 냉방 및 난방수요를 측정할 뿐 아니라 경제주체들의 전력수요 변화 패턴을 확인했다는 점에 의의가 있으며, 추정 결과들은 향후 전력수요예측과 에너지수요관리 정책 수립에 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다.

주제어 : 냉난방수요, 기온반응함수, 기온효과, 기온보정수요

JEL 분류 : C22, C51, Q41

접수일(2018년 2월 20일), 수정일(2018년 4월 11일), 게재확정일(2018년 4월 16일)

[†] 본고는 산업연구원 보고서 『전력수요의 기온반응 변화 추정과 시사점』 (박성근, 2016)을 부분적으로 활용하여 논문으로 발전시킨 것임을 밝힌다.

* 산업연구원 산업통계분석본부 부연구위원, 제1저자(e-mail: sungpark@kiet.re.kr)

** 성균관대 경제대학원 석박통합과정, 교신저자(e-mail: sunnyest10@skku.edu)

A Study on the Estimation of Electricity Demand for Heating and Cooling using Cross Temperature Response Function

Sung Keun Park* and Soon Dong Hong**

ABSTRACT : This paper measures and analyzes cooling and heating demand in Korean electricity demand using time-varying temperature response functions and cooling and heating temperature effects. We fit the model to Korean data for residential and commercial sector over 1999:01~2016:12 and the estimation results show that the growth rate of heating demand is much higher than that of base and cooling demand, and especially the growth rate of heating demand in commercial sector is much higher. And we define the temperature-normalized demand conditioning that monthly temperatures are assumed as average monthly temperatures. The growth rate of heating demand in the estimated temperature-normalized demand is higher than that in the real demand. Our results are expected to be a base data for Winter Demand Management and short-term electricity demand forecasting.

Keywords : Cooling and heating demand, Temperature response function, Temperature effect, Temperature-normalized demand

Received: February 20, 2018, Revised: April 11, 2018, Accepted: April 16, 2018.

* Associate Research Fellow, Korea Institute for Industrial Economics & Trade, First author(e-mail: sungpark@kiet.re.kr)

** Ph.D Student, Department of Economics, Graduate School of SungKyunKwan University, Corresponding author(e-mail: sunnyest10@skku.edu)

I. 서론

전력수요 변동에 단기적으로 큰 영향을 주는 변수 중에 하나가 바로 기온이다. 따라서 단기 전력수요를 분석하고 예측하기 위해서는 기온에 대응하는 전력수요를 찾아내는 것이 핵심이며 이는 반드시 과학적인 방법을 통해 정량적으로 이루어져야 한다. 기온에 대응하는 전력수요는 ‘기온반응함수’라는 기온-전력수요의 함수를 통해 찾을 수 있고, 현재 에너지 경제학 분야에서 기온반응함수를 추정하는 방법에 대한 다양한 연구들이 있으며 이에 대한 연구들을 정리해보면 다음과 같다.

가장 기초적인 기온반응함수로 선형함수를 들 수 있다. 널리 사용되고 있는 냉난방도일은 냉난방수요가 없는 ‘최적기온’을 18도로 가정하고 이보다 낮거나 높으면 기온에 의한 수요가 선형적으로 발생하는 것으로 가정한다. 냉난방도일은 개념이 이해하기 쉽고 계산방식이 단순하여 많은 연구들에서 사용되고 있다(Gupta and Yamada, 1972; Al-Zayer and Al-Ibrahim, 1996; Sailor and Munoz, 1997; Fan and Hyndman, 2011; 김해동 외, 2004; 이미진 외, 2015 등을 참조).

냉난방도일이 계산의 편리함 때문에 많이 사용되고 있지만 평균기온만을 고려하고, 냉난방기온을 가르는 기준 온도를 임의로 설정하며, 온도변화와 수요변화의 선형적인 관계를 갖는다는 강한 가정들이 한계로 지적되고 있다. 이런 냉난방도일의 한계를 극복하고자 기온과 에너지수요가 비선형적인 형태를 갖으며 냉난방 수요를 가르는 기준 온도를 내생적으로 추정할 수 있게 하는 방법들이 개발되어 많은 실증분석 연구에 적용되고 있다. 해당하는 연구들은 Engle et al. (1986), Henley and Peirson (1998), Carcedo and Vicens-Otero (2005), Liu et al. (2006), Bessec and Fouquau (2008), Kim et al. (2002), 김인무 외 (2011), 김인무 외 (2016), Chang et al. (2014, 2016) 등이 있다.

한편 기온반응함수라는 전력수요의 기온에 대한 민감도는 시간에 따라 변화할 여지가 적었다. 전력에 대한 뚜렷한 대체재가 부족한데다 전력은 생활에 반드시 필요한 필수재 성격이 강하여 소비패턴의 변화가 작은 편이기 때문이다. 하지만 지난 20년간 전력소비 실적을 분석해보면 전력소비 패턴이 변화했다는 사실을 쉽게 확인할 수 있다. 우리나라의 경우 전기난방기기가 거의 없었던 90년대 초반까지는 난방용 전력수요는 극히 미미했지만 전기난로, 전기장판, 온수매트 등의 전력난방기기의 보급이 확대되고 전력요

금이 도시가스에 비해 상대적으로 저렴해지면서 최근에는 전력에서의 난방수요가 냉방수요를 능가하고 있다. 이러한 사실은 최근의 최대전력 발생 시기 변화로 확인할 수 있다. 전력통계정보시스템(EPsis, <http://epsis.kpx.or.kr/>)의 월별최대전력을 확인해보면, 2000년 이후의 2008년까지 하계최대전력이 동계최대전력보다 높았으나 2009년부터 2017년까지 2016년을 제외하고 동계최대전력이 하계최대전력을 상회하였다. 이러한 현상은 동계기간의 난방을 위한 전력수요가 급격히 증가하고 있음을 그대로 보여준다고 볼 수 있다.¹⁾

이와 같은 난방수요의 변화는 학술적으로는 전력수요의 기온반응함수(혹은 기온효과)의 변화로 설명할 수 있고, 이러한 현상이 나타난 배경과 요인을 분석하고 설명하려는 연구들이 2010년 이후 지금까지 진행되고 있다. 김인무 외(2011)은 한국의 난방용 전력수요가 급증하고, 난방용 도시가스 수요는 증가세가 둔화되고 있는 사실로부터 전력과 도시가스의 기온반응함수가 변했음을 지적하고 이를 전력과 도시가스와의 상대가격 변화로 설명하였다. 한편 Chang et al. (2016)은 한국의 주택용과 일반용 전력수요의 기온반응함수의 변화를 기술진보, 소비패턴의 변화와 상대가격으로 설명하는 모형을 제시하였다.

한편 해외 문헌을 살펴보면, 전력수요의 기온 민감도가 변하고 있다는 사실 정도를 제시하는 연구들이 2000년 중반 이후로 나오고 있다. Carcedo and Vicens-Otero (2005)는 스페인의 기온반응함수를 과거와 최근으로 나눠서 추정한 결과 최근으로 올수록 깊은 U자 형태의 기온반응함수가 추정되어 스페인의 전력수요의 기온에 대한 민감도는 커지고 있다고 설명하였다. Bessec and Fouquau (2008)은 EU 국가들의 기온반응함수를 과거와 최근으로 나누어 추정한 결과, 최근기간의 기온반응함수가 더 가파른 U자 형태로 변하고 있음을 보였다.

선행연구들에서 언급한대로 기온반응함수의 변화는 정부의 에너지 정책의 변화, 전력기기의 효율화, 상대가격의 변화, 소비성향의 변화 등에 기인할 것이다. 이러한 요인들로 인한 전력의 소비패턴 변화는 전력이라는 특수재의 특성상 시간이 지나면서 서서히 실현되는 특징이 있으며 이러한 변화를 엄밀하게 측정해야 전력수요에 대한 적절한

1) 2016년 하계 피크는 85,183MW, 동계 피크는 83,657MW였다. 기상청 보도 자료에 의하면 2016년 하계 기온이 1973년 이래 가장 평균기온이 높고 폭염일수도 최다를 기록한 시기였음을 감안하면 2016년 하계 피크는 이상기온으로 인한 이상치(outlier)로 판단된다.

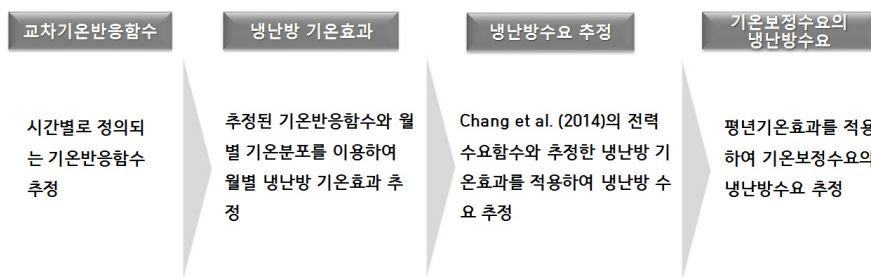
분석이 가능하고 그에 따른 합리적인 예측도 할 수 있게 된다.

본 논문에서는 전력수요의 기온반응함수 변화를 추정하고 이를 활용하여 전력수요의 냉방수요와 난방수요를 추정한다. 기준이 되는 전력수요는 실적 전력수요와 기온보정 전력수요로 나누어 분석하였다. 실적 전력수요는 실제 실현된 전력 판매량이며 기온보정 전력수요는 분석 모형에 기반하여 기온 변화를 통제한 전력수요이다. 본 논문에서 기온보정 전력수요를 분석 모형에 기반하여 기온 변화를 통제한 전력수요이다. 본 논문에서 기온보정 전력수요를 분석하는 이유는 다음과 같다. 예를 들어 우리가 ‘과거’와 ‘현재’의 사람들이 기온에 반응하는 정도의 ‘차이’를 확인하기 위해서는 같은 기온을 가정해서 ‘과거’와 ‘현재’를 비교해야한다. 다시 말해 기온 전제는 같도록 하고 다른 변화에 의한 수요변화를 확인해야 정확한 패턴의 변화를 알 수 있다는 것이다. 이렇게 기온의 변화가 ‘통제된 수요’를 기준으로 과거와 현재를 비교해보면 본 논문에서 제시하는 기온보정 전력수요는 기온효과를 오로지 사람들의 기온반응변화에 의한 냉난방수요의 변화를 확인할 수 있게 해준다. 이후 논문은 II장에서 전력수요의 기온반응함수, 냉난방 기온효과, 냉난방 수요 산정에 사용되는 모형과 이에 대한 추정방법을 상세히 제시한다. 이후 III장에서는 사용된 자료에 대해 설명하고 실증분석 결과를 제시하며, 마지막으로 IV장에서 결론 및 시사점을 도출한다.

II. 모 형

전력수요의 냉방 및 난방용 부분을 측정하기 위해서는 기온효과가 필요하고, 기온효과는 기온반응함수가 선행적으로 정의되어야 한다. 이를 위해 본 연구는 아래의 <그림 1>의

〈그림 1〉 실증분석 단계



단계를 거쳐 전력수요의 냉난방수요를 측정하였으며, 본 장의 각 절에서는 각 단계별 추정 방법론에 대해 구체적으로 설명한다.

1. 교차기온반응함수

$$y_t^s = \int f_t(s) [k^{(1)}(s) + \frac{t}{T} k^{(2)}(s)] ds + \varepsilon_t \quad (1)$$

본 논문에서는 시기별 기온반응함수를 추정하기 위해 식 (1)과 같은 회귀식을 고려하였다. y_t^s 는 유효일 기준의 월별 전력 판매량을 12개월 이동평균으로 나눈 후 로그를 취한 값으로 추세를 제거한, 즉, 계절성만 나타내는 변수이다.²⁾ 그리고 t 는 시간변수, T 는 관측치수로, t/T 는 0과 1사이로 표준화한 시간변수이다. 그리고 함수인자 s 는 0과 1사이로 표준화된 기온이며, $f_t(s)$ 는 기온분포이다.³⁾

식 (1)에서 중요한 부분은 대괄호에 포함된 부분으로 $k^{(1)}(s)$ 는 기본기온반응함수(Base temperature response function), $k^{(2)}(s)$ 는 시간기온반응함수(Time temperature response function)이며, $k^{(1)}(s) + tk^{(2)}(s)$ 를 t 기의 기온반응함수인 교차기온반응함수(Cross temperature response function)이라고 부른다. 교차기온반응함수는 $t=0$ 일 때 기본기온반응함수와 동일하며, t 에 따라서(시간에 따라서) 변화하게 된다.

김인무 외(2011)는 시간(t/T) 대신 도시가스와의 상대가격을 포함하는 모형을 고려하여 기온반응함수의 변화를 상대가격으로 설명하고자 하였고, Chang et al. (2016)은 시간과 상대가격을 모두 포함하여 기온반응함수의 변화를 시간과 상대가격의 두 요인으로 설명하고자 하였다. Chang et al. (2016)의 교차기온반응함수는 기본기온반응함수, 시간기온반응함수 그리고 가격기온반응함수의 3개로 구성되어 있어서 보다 풍부한 설명을 제공해주고 있는 반면 추정에 있어서 복잡하고 세밀한 분석이 요구된다.⁴⁾ 본 연구

2) 유효일 기준의 월별 전력수요의 산출 방법은 김인무 외(2011)의 표준화된 전력수요와 Chang et al. (2014, 2016)의 y_t 와 같다. 자세한 설명은 해당 논문을 참조하자.

3) $s = \frac{temp+20}{60}$ 이다. 여기서 temp는 기온을 의미하며 최저 -20도에서 최대 40도 까지 고려하여 기온이 [0,1]에 포함되도록 표준화하였다.

는 원인 분석 보다는 변화 자체를 추정하고 이를 바탕으로 냉난방 전력수요의 변화 패턴을 측정하는 것이 목표이기 때문에 기본기온반응함수에 추가적으로 시간기온반응함수만을 고려하는 간단한 형태의 교차기온반응함수로 가정하였다.

기온반응함수를 추정하기 위해서는 먼저 기온분포를 추정해야 한다. 이를 위해 일반적으로 확률밀도함수를 추정하기 위해 많이 사용되는 방법인 비모수적 커널 추정법(nonparametric kernel estimation)을 사용하였다.

$$\hat{f}_t(s) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{s-s_i}{h}\right) \quad (2)$$

여기서 s_i 는 고빈도(high frequency)의 기온데이터를 의미하며, h 는 너비띠(bandwidth), $K(\cdot)$ 는 커널함수를 의미한다. 커널함수로는 표준정규분포(standard normal distribution)의 확률밀도 함수를 이용하였고, 너비띠 모수는 Silverman's rule of thumb를 사용한다.⁵⁾

식 (1)의 $k^{(1)}$ 과 $k^{(2)}$ 는 푸리에 플렉서블 폼(Fourier Flexible Form)으로 추정한다.⁶⁾ 푸리에 플렉서블 폼에서 고려되는 다항함수의 차수를 p , 삼각함수의 주기를 q 로 표기할 때, $k^{(1)}$ 은 (2,1), $k^{(2)}$ 은 (1,1)로 설정함에 따라 각각의 기온반응함수는 다음과 같이 쓸 수 있다.⁷⁾

$$\begin{aligned} k^{(1)}(s) &= a_0 + a_1s + a_2s^2 + a_3\cos(2\pi s) + a_4\sin(2\pi s) \\ k^{(2)}(s) &= b_0 + b_1s + b_2\cos(2\pi s) + b_3\sin(2\pi s) \end{aligned}$$

위 식을 식 (1)에 대입하여 정리하면 다음의 식으로 정리된다.

4) 도시가스와의 상대가격의 영향이 나타나기 시작하는 기온을 추정하는 등의 선행 분석과 가정이 요구된다.

5) $h = 1.06 * \hat{\sigma} * n^{-1/5}$, $\hat{\sigma}$ 는 표본 표준편차를 의미한다.

6) 푸리에 플렉서블 폼은 함수를 선형 함수(linear function)와 삼각함수(trigonometric function)등 기저함수들의 선형결합(linear combination)으로 분해(decompose)하는 것이다. 보다 구체적인 내용은 김인무 외(2011), Chang et al. (2016)를 참고하길 바란다.

7) (2,1)은 $p=2, q=1$ 이라는 의미이며, 각 (p,q) 설정값은 Chang et al. (2016)의 기본기온반응함수(Base TRF)와 시간기온반응함수(Time TRF)의 설정을 적용하였다.

$$y_t^s = a'x_{1t} + b'x_{2t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서 $a = (a_0, a_1, a_2, a_3, a_4)'$, $b = (b_0, b_1, b_2, b_3)'$,

$$x_{1t} = [1, \int s f_t(s) ds, \int s^2 f_t(s) ds, \int \cos(2\pi s) f_t(s) ds, \int \sin(2\pi s) f_t(s) ds]',$$

$$x_{2t} = [\frac{t}{T}, \frac{t}{T} \int s f_t(s) ds, \frac{t}{T} \int \cos(2\pi s) f_t(s) ds, \frac{t}{T} \int \sin(2\pi s) f_t(s) ds]'$$

이다. 기온분포를 나타내는 $f_t(s)$ 는 비모수적 커널 추정방법으로 추정된 $\hat{f}_t(s)$ 로 대체하고, 적분은 리만(Riemann) 적분 형태로 수치적(numerical)으로 계산하면 x_{1t}, x_{2t} 모두 관측가능(observable)한 관측치가 된다. 다음으로 일반적인 최소자승법으로 a_0, \dots, a_4 와 b_0, \dots, b_3 를 추정하고 계수 추정치를 활용해서 t 기의 기온반응함수는 다음과 같이 정의한다.

$$\hat{k}_t(s) = \hat{k}^{(1)}(s) + \frac{t}{T} \hat{k}^{(2)}(s) \quad (4)$$

$$\hat{k}^{(1)}(s) = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 s + \hat{a}_2 s^2 + \hat{a}_3 \cos(2\pi s) + \hat{a}_4 \sin(2\pi s)$$

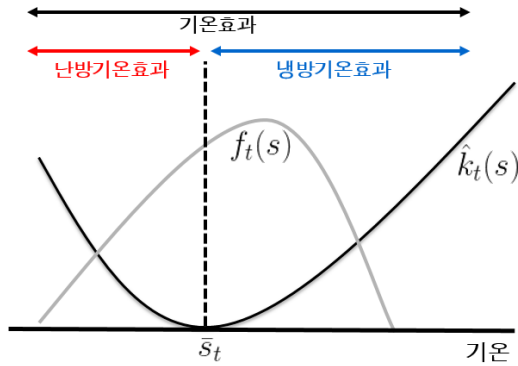
$$\hat{k}^{(2)}(s) = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 s + \hat{b}_2 \cos(2\pi s) + \hat{b}_3 \sin(2\pi s)$$

2. 냉 · 난방 기온효과

추정된 교차기온반응함수를 이용하여 냉난방 수요를 분해하기 위해 냉난방 수요가 없는 최적기온(threshold temperature)을 정의한다. 최적기온은 각 시기의 U자 형태로 추정되는 기온반응함수에서의 최저 반응도에 해당하는 기온으로 정의하고, 이 최적기온을 중심으로 낮은 기온구간에서는 난방수요, 높은 기온구간에서는 난방수요가 발생한다고 볼 수 있다.

먼저 기온효과와 냉난방 분해를 간단히 <그림 2>로 살펴보자. 본 연구는 t 기의 기온반응함수($\hat{k}_t(s)$)를 t 기의 기온분포($f_t(s)$)로 가중 평균한 값을 t 기의 기온효과로 정의한다. 총 기온효과 중 최적기온(\bar{s}_t)보다 낮은 부분의 가중평균 값을 난방기온효과, 높은 부분의 가중평균값을 냉방기온효과로 구분하였고, 이러한 방식은 18도를 기준으로 냉방도일과 난방도일을 계산하는 방식과 유사하다.

〈그림 2〉 냉난방 기온효과의 추정 방식



구체적으로 식의 형태로 표현하면, t 기의 최저반응도의 기온, \bar{s}_t 를 이용하여 아래와 같은 더미 변수를 생성하고, 이 더미변수를 이용하여 기온분포(f_t)를 냉방 기온분포(f_t^c)와 난방 기온분포(f_t^h)로 나눈다.

$$D_t(s) = 1 \text{ if } s \geq \bar{s}_t, \\ = 0 \text{ otherwise}$$

$$f_t(s) = D_t(s)f_t(s) + (1 - D_t(s))f_t(s) \\ = f_t^c(s) + f_t^h(s)$$

이렇게 분해된 냉방 기온분포와 난방 기온분포를 이용하면 아래의 식과 같이 기온효과(TE_t)를 냉방기온효과(TE_t^c), 난방기온효과(TE_t^h), 기본기온효과($\hat{k}(\bar{s}_t)$)로 구분할 수 있다.

$$\begin{aligned} TE_t &= \int f_t(s) \hat{k}_t(s) ds \\ &= \int f_t(s) [\hat{k}_t(s) - \hat{k}_t(\bar{s}_t) + \hat{k}_t(\bar{s}_t)] ds \\ &= \int f_t(s) [\hat{k}_t(s) - \hat{k}_t(\bar{s}_t)] ds + \int f_t(s) \hat{k}_t(\bar{s}_t) ds \\ &= \int f_t^c(s) [\hat{k}_t(s) - \hat{k}_t(\bar{s}_t)] ds + \int f_t^h(s) [\hat{k}_t(s) - \hat{k}_t(\bar{s}_t)] ds + \hat{k}_t(\bar{s}_t) \\ &= TE_t^c + TE_t^h + \hat{k}_t(\bar{s}_t) \end{aligned} \quad (5)$$

여기서 $\hat{k}_t(s) = \hat{k}^{(1)}(s) + \frac{t}{T} \hat{k}^{(2)}(s)$ 이다. 이렇게 추정된 냉난방 기온효과를 다음절에 설명할 전력수요함수에 포함시켜 구체적인 냉난방 전력수요를 추정할 수 있다.

3. 냉난방 수요의 측정

앞서 설명한 기본, 냉방, 난방 기온효과를 전력수요함수 모형 식에 적용하게 되면 전력수요를 기본, 냉방, 난방 수요로 구분할 수 있다. 본 연구는 Chang et al. (2014)의 분석 모형과 같은 다음의 전력수요함수식을 사용한다.

$$y_t = \log\left(\frac{MPS_t}{MED_t}\right) = \alpha + \beta_t \log(MGDP_t) + \gamma \log(PRC_t) + \delta TE_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

여기서 MPS_t 는 월별 전력판매량, MED_t 는 월 유효일수, $MGDP_t$ 는 분기 GDP를 산업생산지수 패턴으로 보간한 월별 GDP, PRC_t 는 월별 전력물가지수를 소비자물가지수로 나눈 실질전력가격지수, TE_t 는 월별 기온효과이다. 여기서 종속변수인 y_t 는 1 유효일수 당 전력수요의 로그 값으로 달력일 수에 따른 계절성이 제거된 수요이다.⁸⁾⁹⁾ 위 모형은 시간변동계수 공적분 모형으로 GDP에 대한 계수가 시간에 따라 변동 하도록 설정된 것이 가장 큰 특징이다. 이러한 시간변동계수 공적분 모형은 Park and Hahn (1999)에서 처음으로 제시하였고 구체적인 추정 방법으로는 Park (1992)의 Canonical Cointegrating Regressions (이하 CCR)을 사용한다. 시간변동계수 공적분 모형은 다양한 분야에서 활용되고 있으며 에너지 수요에 대한 분석과 예측에도 널리 활용되고 있다. 그 예로 Park and Zhao (2010)는 가솔린 수요의 소득 탄력성을 추정하였고, 김인무 외 (2011)와 Chang et al. (2014)은 전력과 도시가스 예측모형으로 사용하였다.¹⁰⁾

8) 달력일이 아닌 ‘유효일’의 개념을 이용해서 에너지 수요를 분석하는 연구는 Pardo et al. (2002), Carcedo and Vicens-Otero (2005), 김인무 외(2011)와 Chang et al. (2014) 등이 있으며, 본 논문에서는 김인무 외(2011)와 Chang et al. (2014)에서 제시한 월 유효일수(Monthly Effective Days)의 개념을 적용한다. 유효일이란 각 특수일별로 추정한 근무일 대비 상대수요를 의미한다. 예를 들면, Chang et al. (2014)에서 일반용 전력수요의 근무일의 유효일은 1, 일요일의 유효일은 0.84일로 추정되었다.

9) 월 유효일수, GDP 보간 방법 등 변수처리와 관련된 부분들은 Chang et al. (2014, 2016)를 그대로 따랐으므로 자세한 설명은 두 논문을 참조하자.

10) 전력수요함수인 식 (6)은 기본적으로 Chang et al. (2014)의 TVC 모형과 같다. 다만 선행연구의 전력

시간변동계수 β_t 는 삼각 함수항과 다항 함수항을 2차까지 사용하는 푸리에 플렉서블 폼으로 설정하였고, 이는 Chang et al. (2014)의 주택용 모형과 김인무 외(2011)의 전력 수요 모형과 도시가스수요 모형에 적용된 설정과 같다. 구체적으로 적으면 다음과 같다.

$$\beta_t = \beta_1 + \beta_2 \frac{t}{T} + \beta_3 \left(\frac{t}{T} \right)^2 + \beta_4 \cos \left(2\pi \frac{t}{T} \right) + \beta_5 \sin \left(2\pi \frac{t}{T} \right) + \beta_6 \cos \left(4\pi \frac{t}{T} \right) + \beta_7 \sin \left(4\pi \frac{t}{T} \right)$$

식 (6)의 기온효과 대신 식 (5)의 기본기온효과, $\hat{k}(\bar{s}_t)$ 를 대입한 수요를 냉난방수요가 없는 기본수요로 다음과 같이 정의하였다.

$$\bar{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_t \log(MGDP_t) + \hat{\gamma} \log(PRC_t) + \hat{\delta} \hat{k}(\bar{s}_t) \quad (7)$$

모형의 적합 값(\hat{y}_t)과 기본수요의 차이를 냉난방수요로 정의하고 냉방수요와 난방수요는 앞서 추정한 냉난방 기온효과와 비율을 적용하여 계산하였다. 구체적으로 본 논문에서 산정한 실적수요의 냉난방수요는 아래와 같다.

$$\text{냉방수요} : MED_t \times (\exp(\hat{y}_t) - \exp(\bar{y}_t)) \times \frac{TE_t^c}{TE_t^c + TE_t^h} \quad (8)$$

$$\text{난방수요} : MED_t \times (\exp(\hat{y}_t) - \exp(\bar{y}_t)) \times \frac{TE_t^h}{TE_t^c + TE_t^h} \quad (9)$$

4. 기온보정수요

전력수요는 기온 자체에도 영향을 받지만 동일한 기온이라도 기온에 대한 경제 주체들의 반응도에 의해서도 영향을 받는다. 만일 기온의 변화를 통제하여 경제 주체들의 반

수요함수를 기반으로 전력수요를 기본수요, 냉방수요, 그리고 난방수요로 분해할 수 있는 틀을 구체적으로 제시하고 추정했다는 것이 기존 연구에서 추가적으로 분석한 사항이다.

응 변화에 의한 전력수요의 변화를 확인하고자 한다면 매기마다 달라지는 월별 기온을 같은 기온으로 가정해야 할 것이다. 기온보정수요는 이러한 시각에서 출발하였다. 구체적으로 기온보정수요는 매기 다른 기온을 평년기온으로 대체하여 추정된 수요로 정의하였다. 앞 절의 냉난방수요는 실적수요를 실적기온분포를 기반으로 냉난방수요로 분해한 것인 반면, 기온보정수요는 평년기온으로 표준화한 전력수요를 평년기온분포를 기반으로 냉난방수요로 분해한 것이다.

대부분의 예측모형에서 기온에 대한 예측 전제로 평년기온을 사용하는데 착안하여 월별 평년기온분포를 각 월별 기온효과를 통일시키는 기온분포로 활용하였다.¹¹⁾ 월별 평년기온분포를 이용하여 식 (4)의 방식과 동일하게 월별 평년기온효과를 계산하고 이를 평년 냉방기온효과, 난방기온효과, 기본기온효과로 나누었다. 구체적인 식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\overline{TE}_{m,t} &= \int \bar{f}_m(s) \hat{k}_t(s) ds \\ &= \int \bar{f}_m^c(s) [\hat{k}_t(s) - \hat{k}_t(\bar{s}_t)] ds + \int \bar{f}_m^h(s) [\hat{k}_t(s) - \hat{k}_t(\bar{s}_t)] ds + \hat{k}_t(\bar{s}_t) \\ &= \overline{TE}_{m,t}^c + \overline{TE}_{m,t}^h + \hat{k}_t(\bar{s}_t)\end{aligned}\quad (10)$$

여기서 \bar{f}_m , $m = 1, \dots, 12$ 는 월별 평년기온분포이며, \bar{f}_m^c 과 \bar{f}_m^h 은 각각 m월 평년기온분포의 냉방 기온분포와 난방 기온분포를 나타내는 것으로 구체적인 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}D_t(s) &= 1 \text{ if } s \geq \bar{s}_t, \\ &= 0 \text{ otherwise}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\bar{f}_m(s) &= \overline{D_t(s)} \bar{f}_m(s) + (1 - \overline{D_t(s)}) \bar{f}_m(s) \\ &= \bar{f}_m^c(s) + \bar{f}_m^h(s)\end{aligned}$$

11) 기상청에서의 평년 정의는 1981년~2010년의 30년이다. 모형의 빈도수가 월별이기 때문에 월별 평년 기온분포를 생성하는데 이를 위해서 1981년부터 2010년의 30년 동안의 각 월의 자료로 이를 비모수 커널 추정방법을 이용하여 1월부터 12월의 30년 평년 기온분포를 추정하였다.

이렇게 계산되는 $\overline{TE}_{m,t}$ 는 t기 기온반응함수로 정의된 m월의 평년기온효과이며 $\overline{TE}_{m,t}^c$ 과 $\overline{TE}_{m,t}^h$ 은 각각 t기 기온반응함수로 정의된 m월의 평년 냉방기온효과와 평년 난방기온효과이다. 계산된 평년기온효과와 추정된 전력수요함수식으로 월별 기온변화 효과가 보정된 수요, 다시 말해 평년기온효과로 보정된 ‘기온보정수요’는 다음과 같이 정의하였다.

$$\bar{y}_t^m = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_t \log(MGDP_t) + \hat{\gamma} \log(PRC_t) + \hat{\delta} \sum_{m=1}^{12} \overline{TE}_{m,t} D_m(t) \quad (11)$$

여기서 $D_m(t)$, $m = 1, \dots, 12$ 는 t기가 m월에 해당할 때 1의 값을 그렇지 않을 때 0의 값을 갖는 더미변수이다. 기본 수요는 앞 절의 식 (7)과 같고 이를 이용해서 기온보정수요의 냉난방수요는 다음과 같이 계산된다.

$$\text{냉방수요} : MED_t \times (\exp(\bar{y}_t^m) - \exp(\bar{y}_t)) \times \frac{\overline{TE}_t^c}{\overline{TE}_t^c + \overline{TE}_t^h} \quad (12)$$

$$\text{난방수요} : MED_t \times (\exp(\bar{y}_t^m) - \exp(\bar{y}_t)) \times \frac{\overline{TE}_t^h}{\overline{TE}_t^c + \overline{TE}_t^h} \quad (13)$$

III. 실증분석

1. 자료

먼저 종속변수 중 판매량(MPS_t)은 한국전력공사의 용도별 판매량 중 주택용과 일반용 전력판매량으로 사용하였다. 전력수요는 보통 산업용, 일반용, 주택용 수요를 주 용도로 분석하는데, 이 중 기온에 민감하게 반응하는 수요는 일반용과 주택용으로 산업용은 기온에 반응하는 정도가 상대적으로 미미하기 때문에 주택용과 일반용 두 계약종수

요를 분석대상으로 하였다. 그리고 월 유효일수(MED_t)는 Chang et al. (2014)의 주택용과 일반용의 값을 그대로 적용하였고 월별 GDP ($MGDP_t$)는 한국은행의 분기별 계절조정 실질 GDP를 통계청의 산업생산지수의 월별 변화패턴으로 보간하여 사용하고, 실질가격(PRC_t)은 한국은행의 전력물가지수(일반용과 주택용)를 소비자물가지수로 나눈 값을 사용하였다. 기온분포는 기상청에서 제공하는 5대 도시(서울, 대전, 대구, 광주, 부산)의 시간별 기온자료로 각 도시별 기온분포를 추정하고, 이를 각 지역의 판매량 가중치로 가중평균해서 구한다.¹²⁾ 모형 추정에 사용된 기간은 1999년 1월부터 2016년 12월까지이나 추정에 있어서 초기치가 제외되는 점을 감안하여 주요 결과는 2000년부터 보고하였다.¹³⁾

<그림 3>의 A)는 일반용과 주택용의 월별 전력수요를 보여준다. 두 시계열 모두 증가추세를 보이는 가운데 월별로 계절적 수요의 변동이 커지는 모습을 보이고 있다. 그 중 일반용 동계기간(1월)의 수요에 주목해보자. 자세한 확인을 위해 1월 실적을 네모표식으로 표기했다. 일반용에서 1월의 수요의 증가추이가 월등함을 알 수 있다. 반면 주택용에서는 이러한 증가세가 확인되지 않았다.

구체적으로 냉난방수요의 상대적 변화를 확인하기 위해 1년 12개월 중 난방수요가 가장 높게 나타나는 1월과 냉방수요가 가장 많은 8월의 수요로 8월수요/1월수요 비율을 <그림 3>의 B)로 나타내었다. 일반용의 경우, 1995년에는 8월의 수요가 1월 수요의 149%에 이르렀지만 2015년에는 98%로 작아졌다. 이처럼 일반용에서는 겨울철의 난방수요가 꾸준히 높아지다가 급기야 2011년부터는 냉방수요를 추월하기 시작했다. 반면 주택용의 경우, 8월/1월 비율이 일정 수준을 유지하면서 해마다의 기온 변화에 따라 변동하고 있어 뚜렷한 패턴 변화는 확인되지 않는다.¹⁴⁾

이상의 판매량 그래프만 확인해보아도 우리는 전력수요의 기온에 대한 반응이 민감

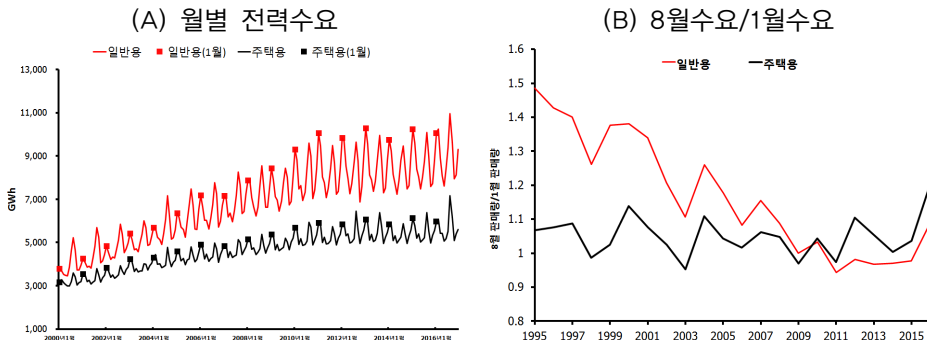
12) 구체적으로 월 전력 판매량은 한국전력공사 홈페이지(<http://home.kepco.co.kr/>)에 접속한 후 >지식센터>전기자료>자료실에서 받을 수 있고, 월별 GDP 산출에 사용되는 분기별 GDP 및 산업생산지수, 그리고 물가지수는 한국은행 경제통계시스템(<https://ecos.bok.or.kr/>)에서 이용 가능하며, 시간별 기온 데이터는 기상청 기후데이터 센터(<http://sts.kma.go.kr/>)에서 구할 수 있다.

13) 1999년 1월부터 자료를 사용하지만 공적분 모형(CCR) 추정 과정에서 차분 변수가 포함되기 때문에 시간변동계수(β_t)와 적합값(\hat{y}_t)이 1999년 2월부터 정의된다.

14) <그림 3> B)의 2016년 8월/1월 수요가 높은 데에는 2016년 8월의 기온이 높아 냉방수요가 높았기 때문이다. 당시 8월 평균기온은 26.7도로 평년의 25.1보다 1.6도나 높았고, 또한 폭염일수가 관측 이래 가장 많았다.

해지면서 계절적 변동성이 커지고 있음을 쉽게 알 수 있다. 이제는 사람들이 기온에 대해 민감해지면서 나타나는 냉난방수요의 변화 정도가 얼마나 되는지, 그리고 과거와 현재의 기온변화가 아닌 다른 요인에 의한 수요변동은 어떠한지에 대한 추정과 측정이 필요할 것이다.

〈그림 3〉 전력 사용량



자료: 2000년 1월부터 2016년 12월까지 월별 전력판매량.

출처: 한국전력공사, <http://cyber.kepco.co.kr/ckepco/>

2. 기온반응함수와 기온효과 추정결과

아래의 <표 1>은 식 (3)의 기본기온반응함수($k^{(1)}$)와 시간기온반응함수($k^{(2)}$)의 계수 추정결과를 제시한다. 대부분의 계수가 통계적으로 유의하게 나타났고, R^2 도 0.9 수준의 높은 적합도를 보였다. 추정된 계수로 t기의 교차기온반응함수, $\hat{k}^{(1)}(s) + \frac{t}{T}\hat{k}^{(2)}(s)$ 가 정의되며 추정된 기온반응함수는 부드러운 U자 형태의 전형적인 에너지 수요의 기온반응함수로 추정되었다. 각 시기별로 U자 형태의 변화를 확인할 수 있는데 이를 위해 t를 2000년, 2007년, 2014년의 평균을 적용한 교차기온반응함수를 <그림 4>로 제시하였다.

〈표 1〉 기온반응함수 계수 추정결과

	일반용		주택용	
	추정치	t-value	추정치	t-value
a_0	-0.97	-8.80	-0.30	-2.61
a_1	2.20	10.20	0.74	3.25
a_2	-0.14	-2.18	-0.04	-0.58
a_3	0.22	13.88	0.09	5.46
a_4	0.46	10.28	0.22	4.64
b_0	0.76	4.38	-0.49	-2.72
b_1	-1.34	-4.17	0.98	2.92
b_2	0.11	4.07	0.01	0.52
b_3	-0.10	-1.39	0.26	3.44
R^2	0.96		0.87	

주: 식 (3)을 최소자승법으로 추정한 결과.

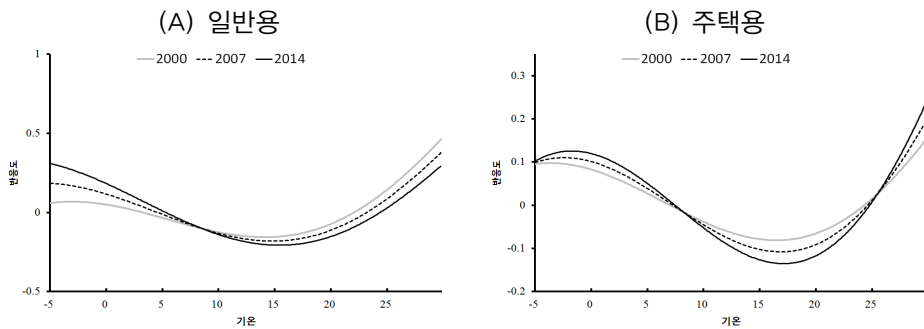
<그림 4>의 A)일반용 전력수요의 교차기온반응함수를 보면, 최근인 2014년으로 올수록 난방기온대에서의 반응도는 높아지고 냉방기온대에서의 반응도는 낮아지고 있으며, 이는 최근의 전력난방기기의 보급 및 효율화, 에너지 수요 패턴의 변화로 설명이 가능하다. 구체적으로 기온반응함수의 기울기를 살펴보면, 2000년에는 18도 이상의 높은 기온 구간에서의 기울기가 18도 이하의 낮은 기온대의 기울기보다 가팔랐던 반면, 2014년의 기온반응함수는 18도 이하의 낮은 기온대의 기울기가 살짝 크게 보일 정도로 2000년에서 2014년으로의 변화가 큰 것으로 나타났다.

<그림 4>의 B) 주택용 전력수요의 경우는 2000년에서 2014년으로 올수록 깊은 U자 형태의 기온반응함수로 추정되고 있음을 알 수 있다. 이는 동·하계의 기온에 의한 계절성이 더욱 커졌다고 볼 수 있고 반면 일반용에서와 같이 특별히 동계 기온대에서 더욱 가파르게 추정되는 현상은 보이지 않았다.

구체적으로 수치로 확인하기 위해 <그림 4>의 특정 기온에서의 반응도 변화와 최적 기온을 <표 2>에 나타내었다. <표 2>의 B)일반용의 경우를 보면, 최적기온이 2000년에는 14.2도, 2007년 14.9도, 2014년 15.5도로 높아지고 있는 것으로 보아 전력 난방을 사

용하는 시기가 그만큼 빨라지고 있다고 판단된다. 일반용 영하 1도의 반응도를 보면, 2000년에 최적기온 반응도와 차이가 0.216에서 2007년도에는 0.319, 2014년에는 0.424로 크게 상승하고 있다. 이는 냉난방 수요가 없는 최적기온의 수요(기본수요)를 100으로 볼 때, 일반용의 영하1도의 수요는 2000년에 121.6, 2007년에 131.9, 2014년에 142.4임을 의미한다. 사실 기본수요가 매년 큰 폭으로 상승하고 있는 것을 생각하면 실제로 2000년 121.6, 2014년 142.4의 비율로 실현되는 수요는 더욱 클 것이다. 반면 일반용의 영상 26도에서는 2000년 0.351→2007년 0.314→2014년 0.279로 떨어지고 있어 기온 변화에 의한 냉방수요 변동성은 미세하게 작아지고 있었다.

〈그림 4〉 교차기온반응함수



주: t는 2000년, 2007년, 2014년의 평균을 적용함.

〈표 2〉 최적기온 반응도와 차이

항목	A) 일반용			B) 주택용		
	2000년	2007년	2014년	2000년	2007년	2014년
영하1도 반응도- 최적기온 반응도	0.216	0.319	0.424	0.171	0.215	0.260
영상26도 반응도- 최적기온 반응도	0.351	0.314	0.279	0.118	0.148	0.178
최적기온(°C)	14.2	14.9	15.5	16.6	17	17.2

주: <그림 4>의 연도별 기온반응함수에서 ‘기온 반응도-최적기온 반응도’ 값을 나타냄.

<표 2>의 B) 주택용의 경우 역시 최적기온이 높아지고 있어 난방수요가 그만큼 빨리 발생하는 것으로 볼 수 있다. 하지만 일반용의 최적기온이 2000년에 비해 2014년에 1.3도 상승한데 비해 주택용은 같은 기간 0.6도 상승한 것에 불과해 일반용과 비교해서는 수요가 덜 민감하게 변해 왔다고 볼 수 있다. 그리고 각 기온에서 최적기온 반응도와의 차이는 꾸준히 상승해왔다. 최적기온의 수요를 100으로 할 때, 영하1도의 수요가 2000년에 117.1, 2007년에 121.5, 2014년에 126.0로 조금씩 상승하고 있고, 영상 26도에서도 2000년 111.8→2007년 114.8→2014년 117.8로 꾸준히 상승하고 있어 주택용 냉난방 기온반응수요가 꾸준히 증가하고 있음을 알 수 있다.

전력수요함수 모형식에는 월별 기온분포와 교차기온반응함수로 계산된 월별 기온효과가 변수로 들어간다. 그리고 월별 평년 기온분포와 교차기온반응함수로 계산된 월별 평년기온효과로 기온보정수요를 추정한다. 월별 평년기온효과는 다음의 <표 3>으로 제시하였다. <표 3>은 2000년, 2007년 그리고 2014년 평균 교차기온반응함수를 기준으로 계산한 월별 평년기온효과이다. 평년기온효과의 해석을 위해, 보통 냉난방수요가 가장 낮게 나타나는 5월의 기온효과를 기준으로 해서 1월과 8월 기온효과의 상대적 차이를 확인해보자.

일반용의 경우 2014년 평년기온효과의 1월 값이 0.152, 5월 값이 -0.145이고, 둘 간의 차이가 0.297 ($=0.152-(-0.145)$)이다. 이는 5월의 수요를 100으로 할 때 1월의 수요는 129.7이 됨을 의미한다. 반면 2007년에는 1월과 5월의 차이가 0.197 ($=0.077-(-0.120)$), 2000년에는 0.096 ($=0.002-(-0.094)$)으로 나타났다. 수치상 2000년에는 5월 대비 1월의 수요가 약 9.6% 높았지만 2007년에는 19.7%, 2014년에는 29.7%로 상대비율이 급격하게 높아졌다. 반면 <8월 평년기온효과-5월 평년기온효과>는 2000년, 0.306 ($=0.212-(-0.094)$), 2007년 0.268 ($=0.148-(-0.120)$), 2014년 0.230 ($=0.085-(-0.145)$)로 나타나 5월 대비 8월 수요의 상대비율은 작아지고 있었다.

주택용의 경우에는 1월-5월 차이가 2000년에 0.110 ($=0.062-(-0.048)$)에서 2014년 0.131 ($=0.062-(-0.069)$)으로 아주 완만한 상승세를 보였다. 8월-5월 차이는 2000년 0.110 ($=0.062-(-0.048)$)에서 2016년 0.126 ($=0.057-(-0.069)$)로 역시 아주 완만하게 증가해 온 것으로 나타나 전반적으로 동·하계 계절성이 소폭 상승해오고 있음을 알 수 있다.

〈표 3〉 월별 평년기온효과

월	A)일반용			B)주택용		
	2000년	2007년	2014년	2000년	2007년	2014년
1	0.002	0.077	0.152	0.062	0.062	0.062
2	0.005	0.081	0.158	0.070	0.068	0.067
3	-0.026	0.013	0.052	0.030	0.034	0.038
4	-0.084	-0.083	-0.082	-0.012	-0.013	-0.013
5	-0.094	-0.120	-0.145	-0.048	-0.059	-0.069
6	-0.020	-0.061	-0.103	-0.046	-0.060	-0.074
7	0.091	0.038	-0.015	-0.013	-0.025	-0.036
8	0.212	0.148	0.085	0.062	0.059	0.057
9	0.111	0.056	0.001	0.013	0.005	-0.003
10	-0.061	-0.096	-0.132	-0.055	-0.070	-0.085
11	-0.099	-0.107	-0.116	-0.036	-0.043	-0.050
12	-0.032	0.004	0.039	0.018	0.021	0.023

주: <그림 4>의 연별 기온반응함수와 월별 평년기온분포를 이용하여 식 (10)의 월별 평년기온효과를 계산한 수치.

3. 실적수요의 냉난방 수요

<표 4>는 일반용과 주택용 수요의 모형식 (6)을 추정한 결과를 제시한다. MAE는 절대평균오차(Mean Absolute Error)로 다음과 같이 계산하였다.¹⁵⁾

$$MAE = \frac{\sum_{t=2}^T |y_t - \hat{y}_t|}{T-1}$$

종속변수가 판매량의 로그값이기 때문에 MAE는 표본 내 오차율로 볼 수 있다. 일반용의 MAE는 1.42, 주택용의 MAE는 1.70을 나타나 모형 오차율이 1% 대로 매우 낮은 것으로 평가할 수 있다.

주요 계수 추정치를 보면, 기온효과 계수($\hat{\delta}$)는 1에 가까운 값을 갖고, 실질가격 탄력성

15) 시간변동계수 공적분 모형 추정에 있어서 초기치가 제외되기 때문에 t=2부터 시작하고, T-1로 나누게 된다.

($\hat{\gamma}$)은 두 모형 모두 음수로 추정되었지만 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다.¹⁶⁾ 한편 시간변동계수의 추정치는 일반용에서는 삼각함수 항 중 \cos 의 계수들이 ($\hat{\beta}_4, \hat{\beta}_5$) 유의하지 않게 나타났고, 주택용에서는 다항식 중 상수항($\hat{\beta}_1$)과 제곱항($\hat{\beta}_3$)의 계수가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 4〉 전력수요함수 추정결과

		일반용		주택용	
계수		추정치	t-value	추정치	t-value
α		15.18	13.36	17.75	16.14
	β_1	0.31	2.96	0.06	0.64
	β_2	0.15	6.77	0.06	3.24
	β_3	-0.08	-4.10	-0.01	-0.41
β_t	β_4	-0.0005	-0.20	-0.0062	-3.79
	β_5	0.3005	6.36	0.0010	2.57
	β_6	0.0001	0.13	-0.0019	-4.66
	β_7	0.0012	4.69	0.0002	1.07
γ		-0.11	-1.30	-0.05	-0.82
δ		1.02	65.90	1.02	37.95
MAE (%)		1.42		1.70	

주: 전력수요 모형식 (6)을 CCR로 추정한 추정결과.

<표 5>는 일반용 수요의 실적수요, 기본수요, 냉방수요 그리고 난방수요의 추정결과를 제시한다.¹⁷⁾ 전반적으로 전체 수요에서 차지하는 냉난방 수요의 비중 추이를 보면, 2000년에는 냉방수요의 비율이 난방수요의 비율보다 높았다가 2008년을 기점으로 난방수요의 비율이 냉방수요의 비율을 역전하기 시작하여 2016년까지 난방수요 비율이 냉방수요 비율을 상회하고 있다.

16) 전력수요 중 특히 주택용과 일반용 수요는 가격에 비탄력적인 것으로 알려져 있으며, 특히 우리나라는 전력가격이 정부에 의해 통제되고 있기 때문에 더욱 그러할 수 것으로 예상된다.

17) 모형 오차율로 인해 기본, 냉방, 난방 비율의 합이 정확히 100%가 되지 않으며, 100과의 차이가 모형 오차율로서 모델로 설명되지 않는 부분이다. 모형오차율은 연별로 1% 미만의 아주 작은 수치를 보이고 있다.

〈표 5〉 일반용 실적수요의 냉난방 수요

(단위:GWh)

연도	실적수요 (A)	기본수요 (B)	냉방수요 (C)	난방수요 (D)	비율		
					기본 (B/A*100)	냉방 (C/A)*100	난방 (D/A)*100
2000	47,700	39,742	5,005	2,537	83.32%	10.49%	5.32%
2001	52,622	44,127	6,027	2,882	83.86%	11.45%	5.48%
2002	57,428	48,872	5,126	3,496	85.10%	8.93%	6.09%
2003	61,626	52,891	4,657	3,704	85.83%	7.56%	6.01%
2004	67,476	57,324	6,553	4,191	84.95%	9.71%	6.21%
2005	73,716	60,974	6,724	5,987	82.72%	9.12%	8.12%
2006	77,808	64,912	6,404	5,936	83.43%	8.23%	7.63%
2007	82,208	68,842	7,049	6,047	83.74%	8.58%	7.36%
2008	86,832	72,803	7,596	7,261	83.84%	8.75%	8.36%
2009	89,619	75,052	7,266	7,712	83.75%	8.11%	8.61%
2010	97,410	78,264	8,909	9,845	80.34%	9.15%	10.11%
2011	99,504	80,165	7,676	10,677	80.56%	7.71%	10.73%
2012	101,593	80,747	9,081	12,068	79.48%	8.94%	11.88%
2013	102,196	80,857	9,556	12,156	79.12%	9.35%	11.89%
2014	100,761	81,979	7,720	10,777	81.36%	7.66%	10.70%
2015	103,679	83,931	8,348	11,355	80.95%	8.05%	10.95%
2016	108,617	86,256	10,256	12,249	79.41%	9.44%	11.28%

주: 일반용 전력수요로 모형식 (6)을 추정하고 추정된 계수로 식 (7),(8),(9)로 계산한 기본, 냉방 그리고 난방수요.

한편 냉방과 난방수요의 합이 실적수요에서 차지하는 비중은, 2000년 15.81% (=10.49+5.32)에서 2015년 19.00% (=8.05+10.95)로 3.19% 포인트 증가하였다. 그 중 냉방수요의 비율은 10.49%에서 9.44%로 소폭 하락한 반면, 난방수요의 비율은 5.32%에서 11.28%로 약 5.9% 포인트 증가하는 등 난방수요가 차지하는 비중이 큰 폭으로 높아지고 있었다. 구체적인 실적 수치로 확인해보면, 2000년 대비 2015년의 기본 수요는 약 2.1배(=83,931/39,742), 냉방수요는 1.7배(=8,348/5,005), 난방수요는 4.5배(=11,355/2,537)를 기록하여 난방수요의 증가세가 두드러졌다.

<표 6>은 주택용의 실적수요, 기본수요, 냉방수요 그리고 난방수요의 추정결과를 보여준다. 2000년 대비 2015년의 양적인 증가를 살펴보면, 기본수요가 1.6배(=56,835/

34,647), 냉방수요 2.8배(=3,586/1,276), 난방수요 2.6배(=4,958/1,939)를 기록하여 기본수요보다 냉방수요와 난방수요의 증가폭이 컸다. 실적수요에서 차지하는 비중추이로 보면, 난방수요의 비율이 냉방수요보다 항상 높다가 2016년도에 한번 역전되었다. 기본수요는 실적수요에서 차지하는 비중이 2000년 90.86%에서 2015년 86.61%로 감소하고 있는 반면 냉방수요비중은 2000년 3.35%에서 2015년 5.46%로, 난방수요비중은 5.08%에서 7.56%로 증가하고 있어 전반적으로 냉난방수요의 비중이 높아지는 가운데 그 중 난방용 수요의 비중이 소폭 더 확대되는 경향을 보였다.¹⁸⁾

〈표 6〉 주택용 실적수요의 냉난방 수요

(단위:GWh)

연도	실적수요 (A)	기본수요 (B)	냉방수요 (C)	난방수요 (D)	비율		
					기본 (B/A*100)	냉방 (C/A)*100	난방 (D/A)*100
2000	38,135	34,647	1,276	1,939	90.86%	3.35%	5.08%
2001	40,270	36,992	1,573	2,048	91.86%	3.91%	5.09%
2002	43,452	39,811	1,349	2,354	91.62%	3.11%	5.42%
2003	46,505	42,478	1,221	2,429	91.34%	2.63%	5.22%
2004	49,513	45,010	1,873	2,627	90.91%	3.78%	5.31%
2005	52,044	46,840	1,988	3,308	90.00%	3.82%	6.36%
2006	53,912	48,516	1,927	3,272	89.99%	3.57%	6.07%
2007	55,681	50,145	2,170	3,408	90.06%	3.90%	6.12%
2008	57,878	51,982	2,432	3,690	89.81%	4.20%	6.37%
2009	59,427	53,345	2,358	3,853	89.76%	3.97%	6.48%
2010	63,200	55,042	3,215	4,480	87.09%	5.09%	7.09%
2011	63,524	56,261	2,826	4,465	88.57%	4.45%	7.03%
2012	65,484	56,913	3,625	5,076	86.91%	5.54%	7.75%
2013	65,815	56,728	3,997	5,052	86.19%	6.07%	7.68%
2014	64,457	56,588	3,153	4,771	87.79%	4.89%	7.40%
2015	65,619	56,835	3,586	4,958	86.61%	5.46%	7.56%
2016	68,057	58,191	5,195	4,814	85.50%	7.63%	7.07%

주: 주택용 전력수요로 모형식 (6)을 추정하고 추정된 계수로 식 (7), (8), (9)로 계산한 기본, 냉방 그리고 난방수요.

18) 본 논문에서 2015년을 기준으로 삼은 이유는 2016년에 이상기온현상을 기록하여 판매량도 추세에 벗어난 수치를 기록한 것으로 판단했기 때문이다. 기상청 2017년 1월 21일자 보도 자료에 의하면, 2016년 평균 기온은 평년 대비 1월 +0.1, 2월은 +0.6도, 12월은 +1.6도였으며, 6월은 +1.1, 7월은 +0.9, 8월은 +1.6도로 기록되었고, 특히 8월에는 폭염일수가 역대 가장 많은 달로 나타나는 등 겨울철과 여름철 모두 고온이 유지되었었다.

4. 기온보정수요의 냉난방 수요

<표 7>과 <표 8>은 월별 평년기온효과로 보정된 일반용과 주택용의 기온보정수요, 기본수요, 냉방수요, 난방수요를 제시한다. 실적기온은 매년 변동성이 크기 때문에 이러한 효과를 제거하기 위해 평년기온분포로 표준화한 기온보정수요는 실적수요보다 부드러운 변화를 나타내게 되어 기온변화가 통제된 소비패턴 변화의 추세를 확인하는데 보다 용이하다.

<표 7> 일반용 기온보정수요의 냉난방 수요(단위:GWh, %)

연도	기온보정 수요 (A)	기본수요 (B)	기온보정 냉방수요 (C)	기온보정 난방수요 (D)	비율		
					기본 (B/A*100)	냉방 (C/A*100)	난방 (D/A*100)
2000	46,905	39,742	4,707	2,456	84.73%	10.04%	5.24%
2001	52,200	44,127	5,130	2,943	84.53%	9.83%	5.64%
2002	57,943	48,872	5,542	3,529	84.34%	9.56%	6.09%
2003	62,862	52,891	5,860	4,111	84.14%	9.32%	6.54%
2004	68,326	57,324	6,221	4,781	83.90%	9.11%	7.00%
2005	72,869	60,974	6,491	5,404	83.68%	8.91%	7.42%
2006	77,804	64,912	6,758	6,134	83.43%	8.69%	7.88%
2007	82,764	68,842	7,033	6,889	83.18%	8.50%	8.32%
2008	87,815	72,803	7,274	7,738	82.90%	8.28%	8.81%
2009	90,782	75,052	7,390	8,341	82.67%	8.14%	9.19%
2010	94,987	78,264	7,488	9,236	82.39%	7.88%	9.72%
2011	97,625	80,165	7,496	9,964	82.12%	7.68%	10.21%
2012	98,732	80,747	7,357	10,628	81.78%	7.45%	10.76%
2013	99,176	80,857	7,246	11,074	81.53%	7.31%	11.17%
2014	100,913	81,979	7,181	11,753	81.24%	7.12%	11.65%
2015	103,714	83,931	7,230	12,553	80.93%	6.97%	12.10%
2016	106,966	86,256	7,237	13,473	80.64%	6.77%	12.60%

주: 일반용 전력수요로 모형식 (6)을 추정하고 추정된 계수로 식 (11),(12),(13)으로 계산한 기본, 냉방, 난방수요.

먼저 <표 7>의 일반용 기온보정수요의 냉방수요와 난방수요를 보면, 2000년 대비 2015년의 냉방수요 비율은 1.5배(=7,230/4,707) 그리고 난방수요는 5.1배(=12,553/

2,456)를 기록하여 <표 6>의 결과와 비교해보면 기온보정수요로 냉난방 수요를 측정했을 때 상대적으로 냉방수요는 ‘덜’ 증가했고, 난방수요는 ‘더’ 증가한 것으로 볼 수 있다.

<표 8>의 주택용 기온보정 수요의 경우, 2000년 대비 2015년 냉방수요 비율은 2.6배($=3,085/1,194$)이고 난방수요 비율은 2.8배($=5,247/1,892$)로 나타났다. <표 7>의 실적수요에서는 냉방수요 증가비율이 2.8배(>2.6 배), 난방수요 증가비율이 2.6배(<2.8)를 기록한 것과 비교해보면, 앞서의 일반용에서와 마찬가지로 기온보정수요로 측정한 냉난방수요에서 상대적으로 냉방수요는 ‘덜’ 증가하고 난방수요는 ‘더’ 증가한 것으로 나타났다.

〈표 8〉 주택용 기온보정수요의 냉난방 수요

(단위:GWh, %)

연도	기온보정 수요 (A)	기본수요 (B)	기온보정 냉방수요 (C)	기온보정 난방수요 (D)	비율		
					기본 (B/A*100)	냉방 (C/A*100)	난방 (D/A*100)
2000	37,734	34,647	1,194	1,892	91.82%	3.16%	5.02%
2001	40,417	36,992	1,326	2,099	91.53%	3.28%	5.19%
2002	43,643	39,811	1,478	2,354	91.22%	3.39%	5.39%
2003	46,725	42,478	1,629	2,618	90.91%	3.49%	5.60%
2004	49,688	45,010	1,778	2,900	90.59%	3.58%	5.84%
2005	51,880	46,840	1,915	3,125	90.29%	3.69%	6.02%
2006	53,919	48,516	2,046	3,357	89.98%	3.80%	6.23%
2007	55,924	50,145	2,183	3,596	89.67%	3.90%	6.43%
2008	58,179	51,982	2,326	3,872	89.35%	4.00%	6.65%
2009	59,899	53,345	2,464	4,090	89.06%	4.11%	6.83%
2010	62,020	55,042	2,612	4,367	88.75%	4.21%	7.04%
2011	63,617	56,261	2,745	4,611	88.44%	4.31%	7.25%
2012	64,590	56,913	2,840	4,838	88.11%	4.40%	7.49%
2013	64,598	56,728	2,914	4,956	87.82%	4.51%	7.67%
2014	64,661	56,588	2,983	5,089	87.52%	4.61%	7.87%
2015	65,167	56,835	3,085	5,247	87.21%	4.73%	8.05%
2016	66,960	58,191	3,246	5,522	86.90%	4.85%	8.25%

주: 주택용 전력수요로 모형식 (6)을 추정하고 추정된 계수로 식 (11),(12),(13)으로 계산한 기본, 냉방, 난방수요.

IV. 결 론

본 연구는 일반용과 주택용 전력 판매량에서의 기본수요, 냉방수요 그리고 난방수요를 추정하고 분석하였다. 이를 위해 시간에 따라 변화하는 교차기온반응함수 모형으로 설정하여 월별 기온분포에 따른 기온효과를 추정하고 이를 최적기온을 기준으로 냉방 기온효과와 난방기온효과로 나누었다. 최종적으로 추정한 기온효과를 포함하는 전력수요함수 모형을 추정하고 그 결과를 바탕으로 전력수요를 기본수요, 냉방수요 그리고 난방수요로 분해하였다. 또한 기온에 반응하는 패턴의 변화만을 확인하기 위해 각 시기별 기온을 평년기온으로 대체한 기온보정수요를 추정하고 이를 다시 기본수요, 냉방수요 그리고 난방수요로 분해하였다.

일반용 전력수요와 가정용 전력수요를 기본, 냉방, 난방수요로 분해한 결과, 냉난방수요가 없는 기본수요의 구성비는 낮아지고, 냉난방 수요의 구성비는 높아지고 있었다. 그 중 특히 일반용의 난방용 수요의 증가가 두드러졌다. 일반용의 난방용 수요는 2000년에 비해 2015년 약 4.5배 상승한 반면 기본 수요는 2.1배, 냉방용 수요는 1.7배로 상승한 것으로 나타나 난방용 수요의 증가 폭이 월등히 높은 것으로 나타났다.

기온에 반응하는 패턴의 변화만을 확인하기 위해 평년기온으로 기온을 통제한 기온보정수요로 분해해본 결과에서도 기본수요의 비중은 낮아지고 냉난방 수요의 비중은 높아지고 있었다. 다만 기온보정수요에서 2000년 대비 2015년의 난방용 수요의 증가폭이 5.1배로 나타나는 등 전반적으로 실적수요보다 기온보정수요로 살펴봤을 때 난방용 수요의 증가폭이 더 크게 나타났다. 반면 냉방용 수요의 증가폭은 기온보정수요로 추정된 수치의 증가폭이 실적수요로 추정된 수치보다 낮게 나타났다. 요약하면 실적수요의 분해결과와 비교했을 때 기온보정수요에서 난방용 수요는 ‘더’ 증가하였고, 냉방용 수요는 ‘덜’ 증가한 것으로 나타났으며, 달리 표현하면 기온을 같다고 가정할 경우에는 실제 사람들의 기온반응의 변화는 실제보다 냉방용에서는 ‘덜’ 변화했고, 난방용에서는 ‘더’ 변화했다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 동계 수급 관리에 대한 정책적 시사점을 제공한다. 윤원철 외(2011)에서는 동계 최대 전력의 현황을 분석하고 왜곡된 냉난방 수요를 해소하기 위해 요금 제도를 활용한 동계 부하관리 등을 제시하였다. 같은 맥락에서 본 논문의 추정결과들은 당초 하계에 집중되었던 수요관리 정책들에서 동계 수요관리 정책

으로의 전환이 필요함을 시사한다.

본 연구는 전력수요 중에 냉난방 수요를 과학적인 방법으로 측정하고 제시할 뿐 아니라 경제주체들의 전력수요 변화 패턴을 수치적으로 보여줬다는 점에 의의가 있다. 추정 결과들은 향후 전력수요예측과 에너지수요관리 정책 수립에 도움을 줄 수 있을 것으로 기대한다.

[References]

- 김영덕·나인강, “기온효과와 천연가스 수요”, *응용경제*, 제4권 제2호, 2002, pp. 51~78.
- 김인무·김창식·박성근, “에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측”, *「경제학 연구」*, 제59권 제4호, 2011, pp. 199~228.
- 김인무·이용주·이성로·김대용, “산업별 전력수요의 기온효과 분석”, *「자원·환경경제연구」*, 제25권 제2호, 2016, pp. 141~178.
- 김해동·박명희·송경숙, “냉난방도일을 이용한 우리나라 주요도시의 도시승온화현상 특성분석”, *「한국환경과학회지」*, 제13권 제3호, 2004, pp. 189~196.
- 박광수, “에너지소비에 대한 기온변화의 영향 분석”, *「에너지경제연구원 연구보고서」*, 2012.
- 박성근, “전력수요의 기온반응 변화 추정과 시사점”, *KIET 산업경제*, 2016.
- 윤원철·손양훈, “GHP와 EHP의 경제성 및 동계 전력피크 대응방안”, *「자원·환경경제연구」*, 제20권 제2호, 2011, pp. 381~400.
- 이미진·이동근·박찬·박진한·정태용·김상균·홍성철, “기후변화와 사회, 경제적 요소를 고려한 가정 부문 냉난방 에너지 사용량 변화 예측”, *「환경영향평가」*, 제24권 제5호, 2015, pp. 487~498.
- Al-Zayer, J. and A. A. Al-Ibrahim, “Modelling the Impact of Temperature on Electricity Consumption in the Eastern Province of Saudi Arabia”, *Journal of Forecasting*, Vol. 15, No. 2, 1996, pp. 97~106.
- Bessec, M. and J. Fouquau, “The Non-linear Link Between Electricity Consumption and Temperature in Europe: A Threshold Panel Approach”, *Energy Economics*, Vol. 30, No. 5, 2008, pp. 2705~2721.

- Chang, Y., C. S. Kim, J. I. Miller, J. Y. Park, and S. Park, “A New Approach to Modeling the Effects of Temperature Fluctuations on Monthly Electricity Demand”, *Energy Economics*, Vol. 60, 2016, pp. 206~216.
- Chang, Y., C. S. Kim, J. I. Miller, J. Y. Park, and S. Park, “Time-varying Long-run Income and Output Elasticities of Electricity Demand with an Application to Korea”, *Energy Economics*, Vol. 46, 2014, pp. 334~347.
- Engle, R. F., C. W. Granger, and J. J. Hallman, “Merging Short-and Long-run Forecasts: An Application of Seasonal Cointegration to Monthly Electricity Sales Forecasting”, *Journal of Econometrics*, Vol. 40, No. 1, 1989, pp. 45~62.
- Fan, S. and R. J. Hyndman, “The Price Elasticity of Electricity Demand in South Australia”, *Energy Policy*, Vol. 39, No. 6, 2011, pp. 3709~3719.
- Gupta, P. C. and K. Yamada, “Adaptive Short-term Forecasting of Hourly Loads using Weather Information”, *IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems*, 1972, pp. 2085~2094.
- Henley, A. and J. Peirson, “Residential Energy Demand and the Interaction of Price and Temperature: British Experimental Evidence”, *Energy Economics*, Vol. 20, No. 2, 1998, pp. 157~171.
- Li, Q. and J. S. Racine, “Nonparametric Econometrics: Theory and Practice”, Princeton University Press, 2007.
- Moral-Carcedo, J. and J. Vicens-Otero, “Modelling the Non-linear Response of Spanish Electricity Demand to Temperature Variations”, *Energy economics*, Vol. 27, No. 3, 2005, pp. 477~494.
- Pardo, A., V. Meneu, and E. Valor, “Temperature and Seasonality Influences on Spanish Electricity Load”, *Energy Economics*, Vol. 24, No. 1, 2002, pp. 55~70.
- Park, J. Y. and S. B. Hahn, “Cointegrating Regressions with Time Varying Coefficients”, *Econometric Theory*, Vol. 15, 1999, pp. 664~703.
- Park, J. Y., “Canonical Cointegrating Regressions”, *Econometrica*, Vol. 60, 1992, pp. 119~143.
- Park, S. Y. and G. Zhao, “An Estimation of U.S. Gasoline Demand: A Smooth Time-Varying Cointegration Approach”, *Energy Economics*, Vol. 32, No. 1, 2010, pp. 110~120.
- Sailor, D. J. and J. R. Munoz, “Sensitivity of Electricity and Natural Gas Consumption to Climate in the USA – Methodology and Results for Eight States”, *Energy*, Vol. 22, 1997, pp. 987~998.