

## 주요 도시별 전기 소비 특성에 관한 연구

임 상 수\*

### Characteristic Analysis of Electricity Consumption in Korean Major Cities

Sang-Soo Lim\*

**요약 :** 본 연구는 우리나라 주요 대도시별 전기소비를 비교하고, 소비자가 난방과 냉방을 할 때의 기준이 되는 온도를 설정하기 위해 가구당 전기 소비함수를 추정했다. 일반적으로 냉방도일과 난방도일의 기준 온도는 18.3℃이다. 분석 데이터의 성격이 시계열(time series)과 횡단면(cross section)의 성격을 동시에 갖는 패널 자료(panel data)이므로 고정효과모형(fixed effects model)과 확률효과모형(random effects model)으로 나누어 전기 소비함수를 추정했다. 추정을 위해 전기소비량은 주요 도시별 월별 전기 소비량을 그 지역 가구 수로 나눈 가구당 데이터를 사용했다. 그리고 일별 데이터를 바탕으로 일별 냉방도일과 난방도일을 산출한 후 이를 바탕으로 월별로 합산한 월별 냉방도일과 난방도일을 활용했다. 추정 결과, 전기 소비량은 소득, 냉방, 난방에 비례하는 것으로 나타났다. 또한 난방도일과 냉방도일의 기준 온도는 18.3℃가 아닌 각각 11℃와 23℃임을 밝혔다. 이는 소비자는 23℃ 이상이 되면 냉방을 위해 전기를 소비하며, 11℃ 이하가 되면 난방을 위해 전기를 소비함을 의미한다. 서울의 전기소비량이 주요 도시들 중 가장 컸는데, 이는 난방 및 냉방으로 인한 전기 소비량의 합이 가장 컸기 때문이다.

**주제어 :** 난방도일, 냉방도일, 고정효과모형, 확률효과모형

**ABSTRACT :** This study is trying to compare the electricity consumptions in 7 major cities and to find the baseline of temperature to heat and cool in Korea. Generally, the baseline of temperature to heat and cool is 18.3℃. The data for this analysis was a panel data which combined cross-section and time series, so the fixed effects model and the random effect model was used. The data was the electricity consumption per household. And heating degree days and cooling degree days are based on monthly data which is computed by daily temperature. The result shows that the base temperature to heat is 11℃ and the baseline temperature to cool is 23℃. This means people consume electricity for cooling when the temperature is over 23℃ and they do it for heating when the temperature drops under 11℃. The reason why the electricity consumption in Seoul is more than other major cities is that people in Seoul use electricity for heating and cooling more than people in any other cities do.

**Key Words :** cooling degree days, fixed effect model, heating degree days, random effect model

\* 대한상공회의소 연구위원(Senior Researcher, Korea Chamber of Commerce&Industry), E-mail : happylims@korcham.net, Tel : 02-6050-3472.

## I. 서론

전기의 발명으로 인간의 활동 범위는 시·공간적으로 확대되었다. 밤이 되어 어두워지면 낮처럼 환하게 밝힐 수 있게 되었고, 더울 때는 시원하게 추울 때는 따뜻하게 온도를 조절할 수 있게 되었다. 또한 인간이 하기에는 불가능한 일들을 전기를 사용하는 기계를 통해 쉽게 할 수 있게 되었다. 이처럼 전기의 발명으로 인간의 문명은 한층 더 발전할 수 있게 된 것이다.

우리나라 역시 경제가 성장할수록 전기 소비량도 증가하고 있다. 한국전력공사에 따르면 1995년 총판매전력량은 182,470 GWh였으나, 2005년에는 332,413 GWh로 10년 사이 2배 가까이 증가하였다. 전력 소비량 중 주택용은 1995년 30,303 GWh에서 2005년에는 69,555 GWh로 약 2.3배 증가한 데 반해 주택용 이외의 산업용 및 가로등에 사용된 전력 소비량은 1995년 132,967 GWh에서 2005년에는 262,857 GWh로 약 2배 증가하였다.

가정용 소비량<sup>1)</sup>이 증가한 것은 에어컨, 선풍기 등의 냉방 기기와 전기난로 등의 난방 기기 그리고 냉장고와 같은 생활 편의 기기 등의 보급률이 높아졌고, 또한 국민 소득 역시 증가했기 때문이다. 더욱이 최근 지구 온난화에 의한 영향으로 여름철 폭염이 빈번해졌으며 이로 인해 전력 소비량 역시 급증하고 있는 추세이다. 이러한 현상은 우리나라도 예외는 아니어서 침두부하<sup>2)</sup>가 시간이 지남에 따라 크게 증가하고 있다. 2002년 4,577만 kWh를 기록했던 최대 침두부하는 2003년 4,739만 kWh, 2004년 5,126만 kWh, 2005년 5,463만

kWh 그리고 2006년에는 5,706만 kWh로 시간이 지남에 따라 증가하고 있다.

이와 같이 전기 사용량과 온도는 밀접한 관계에 있다. 이러한 분석을 시도한 해외 선행연구에는 Halvorsen(1975), Parhizgari and Davis(1978), Barnes et al.(1984), Horowitz(2007) 등이 있으며, 대부분의 선행연구가 패널 자료를 사용하였다. Halvorsen(1975)은 1인당 평균 전기 소비량을 전력 단가, 1인당 연평균 소득, 가정용 가스 가격, 난방도일(HDD: Heating Degree Days), 7월 평균 온도 등을 사용하여 연간 가정용 소비량을 추정하였다. 추정 결과 전기 소비량에 대한 난방도일의 탄력성은 음의 부호를 7월 평균 온도의 탄력성은 양의 부호로 나타났다. Parhizgari and Davis(1978)는 전기 소비량에 대한 가격의 탄력성은 장·단기 및 소비 수준에 따라 다름을 보여주었다. Barnes et al.(1984)은 단기 1가구당 가정용 전기 수요함수를 추정하기 위해 소득, 전력 가격, 냉·난방 및 전기 기구 등을 사용하였다. Horowitz(2007)는 1970년대부터 2003년까지 미국에서 전기 수요에 대한 변화를 분석하였다. 전기를 가정용, 상업용, 산업용으로 나눈 후, 각각의 수요함수를 추정하기 위해 소매 전기 가격, 소매 천연 가스 가격, 각 주의 1인당 소득, HDD, 냉방도일(CDD: Cooling Degree Days) 등의 변수를 사용하였다.

전력 수요함수를 추정한 국내 연구로는 황학·김준식(1981), 이종수·허은녕(1998), 나인강·손양훈(1999), 최낙훈 외(2001) 등이 있다. 황학·김준식(1981)은 지수평활법을 기본으로 월별

1) 한국전력공사에 따르면 전력 판매량은 크게 산업별과 용도별로 구분되며, 주택용은 산업별 구분에 가정용은 용도별 구분에 속해 분류하는 기준이 다르지만 수치에는 큰 차이를 보이지 않아 본 연구에서는 주택용과 가정용을 동일한 개념으로 사용함. 그러나 실제 자료는 가정용 자료를 사용함.

2) 침두부하란 1시간 동안 평균 전력 소비량 중 가장 높은 값을 말함.

가정용 전기 소비량을 추정하였으며, 외부 변수로 월평균 기온을 사용함으로써 날씨와 전력 수요의 관계를 분석했다. 그러나 지수평활법은 날씨와 전기 사용량 간에 구조적인 관계를 보기에는 부적합하며, 또한 가정용 전력 소비량의 전국 평균과 전국 평균 온도를 사용한 것은 온도와 전력 소비량 간의 관계를 보다 정밀하게 살펴보는 데 한계가 있는 것으로 보인다. 이종수·허은녕(1998)은 전력 가격과 소득 수준을 변수로 전력 수요함수를 추정 후 전력 수요의 장·단기 탄력성을 분석하였다. 나인강·손양훈(1999)은 개별 가정에서의 전력 수요함수를 추정하기 위해 냉방기기 보유 여부를 변수로 사용했으며, 횡단면 자료를 이용했다는 점에서 기존의 시계열 분석이 갖는 취약점을 보완하였다. 그러나 두 논문 모두 전기 소비량에 가장 큰 영향을 미치는 온도를 설명 변수로 사용하지 않은 한계를 지니고 있다. 최낙훈 외(2001)는 수요경향과 온도를 고려한 신경망 분석을 통해 1일 최대 전력을 예측하였다. 그러나 분석의 초점이 예측에 맞추어져 있어 온도와 전기 사용량 간 관계를 분석하지는 못했다.

본 연구는 Horwitz(2007)의 연구를 토대로 한국의 가정용 전기 소비량을 추정한다. Horwitz(2007)의 연구는 패널 자료를 사용하여 전력 수요함수를 추정한다는 점에서 시계열 분석과 횡단면 분석이 갖는 취약점을 모두 보완하며, 또한 온도와 전력 판매 가격, 소득을 고려하기 때문에 전력 수요함수의 구조적인 특징을 파악할 수 있다는 장점이 있다. 또한 본 연구는 그동안 전기소비량을 추정하기 위해 일방적으로 받아들이던 난방도일과 냉방도일의 기준 온도에 대한 검토가 이루어졌는데 의의가 있다. 이 때문에 전기 소비 중 주로 냉난방에 의한 소비에 초점을 맞추었다. 그리고

월별 자료를 사용하여 온도와 가정용 전기 소비량 간의 관계를 분석하였기 때문에, 그동안 연간 자료를 사용한 선행 연구보다 계절적 특성을 반영한 좀 더 세밀한 분석을 했다고 할 수 있다. 이를 통해 서울, 인천, 대전, 광주, 대구, 부산 등 6대 도시와 제주도의 전기 소비 및 분석에 의해 새로운 기준으로 산출된 난방도일과 냉방도일을 비교했다는 점에서 여타 연구와 차별성이 있다고 할 수 있다.

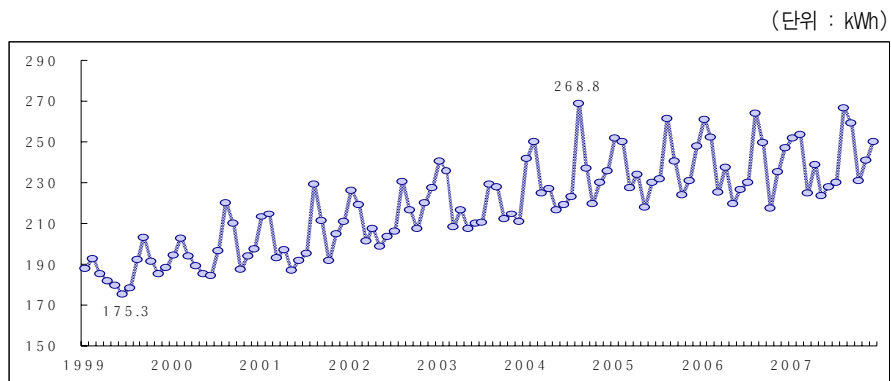
## II. 모형설정 및 추정

### 1. 온도와 전력 소비량

본 연구에서 사용된 자료는 한국전력공사가 발표한 1999년 1월부터 2007년 12월까지 5대 광역시(부산, 대구, 인천, 광주, 대전)와 서울특별시, 제주도의 월별 가정용 전기사용량 자료들이다. 온도 자료는 기상청에서 발표한 1999년 1월부터 2007년 12월까지 5대 광역시와 서울특별시, 제주도의 일평균 온도를 사용한다. 또한 가구 당 전력 소비량을 산출하기 위해 통계청의 시군별 주민등록세대수가 활용된다.

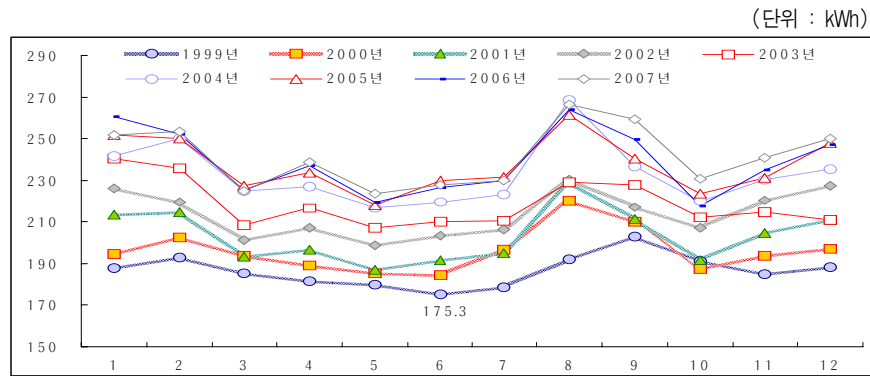
분석 기간 동안 가구 당 월별 전기 소비량은 대체적으로 증가하고 있다. 분석 기간 중 전기 소비량의 월별 최소값은 1999년 6월의 175.3 kWh이었으며, 최대값은 2004년 8월의 268.8 kWh이었다.

월별 전기 소비량의 특성을 살펴보기 위해 연도별로 평균 월별 전기 소비량 추이를 그래프로 나타낸 것이 <그림 2>이다. 전기는 주로 8월에 가장 많이 소비되었으며, 7월과 9월 그리고 겨울철인 12월, 1월, 2월에도 많이 소비된다. 이는 여름철에는 온도가 높아 냉방에 대한 전기 수요가 많고, 겨울철에는 온도가 낮아 난방에 대한 전기 수요가



자료: 한국전력공사 및 통계청 발표 자료

〈그림 1〉 가구 당 전국 월별 가정용 전기 소비량



자료: 한국전력공사 및 통계청 발표 자료

〈그림 2〉 가구 당 전국 월별 가정용 전기 소비량

〈표 1〉 가구당 전기소비량 및 온도의 기초 통계량(지역별)

(단위 : kWh, °C)

		서울	부산	대구	광주	인천	대전	제주도
전기 소비량	평균	233.6	221.6	230.4	228.1	225.6	230.1	175.7
	표준편차	20.9	32.0	26.2	23.7	24.1	23.2	30.0
	최대값	289.4	287.1	303.5	278.3	291.1	281.0	242.1
	최소값	188.1	174.6	180.2	176.2	170.4	181.9	105.5
온도	평균	12.9	14.8	14.5	14.0	12.7	13.1	16.1
	표준편차	10.1	7.9	9.2	9.2	9.7	9.8	7.5
	최대값	30.4	30.0	31.3	30.2	31.0	30.0	31.7
	최소값	-15.5	-7.2	-8.5	-9.0	-14.6	-12.5	-1.1

자료: 한국전력공사 및 통계청 발표 자료(1999년~2007년).

많기 때문이다. 이처럼 온도는 전기 소비량과 강한 관계를 맺고 있다.

연평균 전기소비량은 분석대상 중 서울이 233.6 kWh로 가장 많았으며, 제주도가 175.7kWh로 가장 적었다. 최대 전기소비량은 대구가 303.5kWh로 가장 많았으며, 제주도가 242.1kWh로 가장 적었다. 반대로 최소값은 제주도가 105.5kWh로 가장 적었으며, 서울이 188.1kWh로 가장 많았다. 전기소비량의 편차는 부산이 32kWh로 가장 변동이 컸으며, 대전이 23.2kWh로 가장 적었다. 연평균 온도는 제주도가 16.1℃로 가장 높았으며, 인천이 12.7℃로 가장 낮았다. 최고 온도 역시 제주도가 31.7℃로 가장 높았으며, 부산, 대전, 제주도가 30℃로 가장 낮았다. 최저 온도는 서울이 -15.5℃로 가장 낮게 나타났다. 온도의 변동 폭이 가장 컸던 지역은 서울이며, 가장 작은 지역은 제주도였다.

## 2. 난방도일과 냉방도일의 기준온도 설정

전기 소비와 온도와의 관계를 분석하기 위해 난방도일(HDD:Heating Degree Days)과 냉방도일(CDD:Cooling Degree Days) 자료를 사용한다. 일반적으로 HDD는 18.3℃에서 하루 평균 온도를 뺀 값 중 양의 값을 합산한 것을 말하며, 사람이 18.3℃ 이하로 온도가 내려갈 경우 추위를 느껴 난방을 하기 때문에 난방도일이라 부른다. CDD는 하루 평균 온도에서 18.3℃를 뺀 값 중 양의 값을 합산한 것을 말하며, 인간이 18.3℃ 이상으로 온도가 올라갈 경우 더위를 느껴 냉방을 하기 때문에 냉방도일이라 부른다.

$$HDD_i = \sum_{k=1}^n hdd_{ik} \quad (1)$$

$$CDD_j = \sum_{k=1}^n cdd_{jk}$$

$$hdd_k = \text{Max}(18.3^{\circ}\text{C} - k\text{일의 일평균온도}, 0),$$

$$cdd_k = \text{Max}(k\text{일의 일평균온도} - 18.3^{\circ}\text{C}, 0)$$

$n$ 은 해당 기간의 일 수,

$i, j$ 는 기준 온도<sup>3)</sup>

그러나 실제로 전기소비 관점에서 18.3℃가 냉방과 난방의 기준이 되는 온도인지는 검토가 필요하다. 만약 18.3℃를 기준온도로 했을 경우, 18.3℃보다 높아도 전기 소비는 늘고 낮아도 늘게 된다. 이는 소비자가 항상 냉방과 난방을 한다는 것을 의미하는 것인데 실제로 냉방과 난방을 하지 않을 때가 있다는 점을 간과한 것이다. 따라서 전기 수요함수를 추정하기 위해서는 실제로 소비자가 난방과 냉방을 할 때의 기준온도를 판별하는 것이 중요하다. 이를 위해 가구당 전기수요함수를 추정하는데 있어 기준온도를 1℃ 간격으로 달리 적용한 난방도일과 냉방도일을 설명변수로 사용한다. 이후 각 모형에 대한 R-square와 RMSE(Root Mean Square Error)를 이용하여 기준온도를 설정한다. 이는 일반적으로 모형의 적합성을 검정할 때 횡단면 분석에서는 R-square를, 시계열 분석에서는 RMSE를 사용하기 때문이다.

Horowitz(2007)가 제시한 모형을 바탕으로 가구당 월별 가정용 전기 수요함수를 추정한다. 월별 전기 수요함수를 추정하기 위해 난방 및 냉방도일과 1인당 국민소득을 설명변수로 사용한다. 1인당 국민소득은 연간 지표이기 때문에, 이를 월별 자료로 전환하기 위해 12로 나눈다. 또한 1인당

3) 기준온도 선정하는 방법은 후술하는 <표 2>를 참조.

국민소득은 한국은행 자료를 사용한다. 냉방 및 난방도일은 기준온도가 18.3℃일 때와 기준온도를 달리했을 때로 나누어 비교 분석한다. 이렇게 선정된 설명변수를 바탕으로 다음과 같은 가구당 전기 수요함수를 설정한다.

$$D_t = \alpha + \beta_1 CDD_t + \beta_2 HDD_t + \beta_3 Y_t + E_t \quad (2)$$

$Y_{it}$  :  $i$  지역의  $t$  시점 1인당 국민소득,

1 : 서울, 2 : 부산, 3 : 대구, 4 : 광주,

5 : 인천, 6 : 대전, 7 : 제주도,

$HDD_{it}$  :  $i$  지역의  $t$  시점 난방도일,

$CDD_{it}$  :  $i$  지역의  $t$  시점 냉방도일

$$D_t = \begin{pmatrix} D_{1t} \\ D_{2t} \\ \vdots \\ D_{7t} \end{pmatrix}, \quad CDD_t = \begin{pmatrix} CDD_{1t} \\ CDD_{2t} \\ \vdots \\ CDD_{7t} \end{pmatrix},$$

$$HDD_t = \begin{pmatrix} HDD_{1t} \\ HDD_{2t} \\ \vdots \\ HDD_{7t} \end{pmatrix}, \quad Y_t = \begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \vdots \\ Y_{7t} \end{pmatrix},$$

$$E_t = \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \vdots \\ \epsilon_{7t} \end{pmatrix},$$

자료의 성격이 시계열(time series)과 횡단면(cross section)의 성격을 동시에 갖는 패널 자료(panel data)이므로 고정효과모형(fixed effects model)과 확률효과모형(random effects model)으로 나누어 전기 소비함수를 추정한다. 고정효과모형과 확률효과모형을 구분 짓는 것은 관측이 불가능한  $\epsilon_{it}$ 에 의해서이다. 식 (2)에서  $\epsilon_{it}$ 는 다음과 같은 식 (3)으로 나타내어 진다.  $\epsilon_{it}$ 는  $\lambda_i$  (individual effects)와  $\mu_t$  (time effects)로 나누어 진다. 시간효과(time effects)가 없어 개별효과(individual effects)만을 고려할 경우를 one way

model이라 하며, 시간효과가 있어 이를 고려할 경우를 two way model이라 한다. 또한 고정효과모형과 확률효과모형을 구분 짓는 것은  $\lambda_i$ 에 의해서이다. 만약  $\lambda_i$ 가 확률분포를 갖지 않고 일정한(constant) 확률변수가 아니라면 고정효과모형이 되며, 반대로 일정한 확률분포를 갖는 확률변수라면 확률효과모형이 된다.

$$\epsilon_{it} = \lambda_i + \mu_t + u_{it} \quad (3)$$

$$u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

본 연구의 분석기간이 1999년 1월부터 2007년 12월까지의 8년간 짧은 시간인 점을 감안할 경우 시간효과는 없다고 가정하는 것이 바람직하다. 따라서 본 연구는 one way model을 사용한다. one way model을 사용할 경우, 고정효과모형은  $\lambda_i$ 가 일정하고  $\mu_t$ 가 0이기 때문에 식 (2)를 다음과 같은 식 (4)로 전환할 수 있다. 또한 확률효과모형은 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$D_t = (\alpha + \Lambda) + \beta_1 CDD_t + \beta_2 HDD_t + \beta_3 Y_t + U_t \quad (4)$$

$$D_t = \alpha + \beta_1 CDD_t + \beta_2 HDD_t + \beta_3 Y_t + \Lambda + U_t \quad (5)$$

$$\Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_7 \end{pmatrix}$$

일반적으로 고정효과모형을 추정하는 방법으로 1차 차분 전환, 확률변수 평균 차분 전환(within transformation), 더미변수를 사용한 최소자승법(LSDV: Least Square Dummy Variable)의 3가지가 있다. 더미변수를 사용한 최소자승법은 식 (4)

의  $\alpha + \Lambda$ 를 하나의 상수로 간주하여 더미 변수로 개별효과를 나타내며, 최소자승법을 통해 계수를 추정하는 방법을 말한다. 이는 식 (6)과 같이 나타낼 수 있다. 본 연구는 더미변수를 사용한 최소자승법을 이용하여 전기 소비함수를 추정한다.

$$D_t = \Lambda a + \beta_1 CDD_t + \beta_2 HDD_t + \beta_3 P_{t-1} + \beta_4 Y_t + U_t \quad (6)$$

$$L = \begin{pmatrix} i & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & i & \cdots & 0 & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & 0 & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & i \end{pmatrix}, \quad i = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & \cdots & 1 \\ 1 & 1 & \cdots & 1 & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & 1 \\ 1 & \cdots & 1 & 1 \end{pmatrix},$$

$$a = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_7 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha + \lambda_1 \\ \alpha + \lambda_2 \\ \vdots \\ \alpha + \lambda_7 \end{pmatrix},$$

확률효과모형은 일반적으로 일반화최소자승법 (GLS: Generalized Least Square)으로 추정한다. 이는 통상최소자승법(OLS: Ordinary Least Square)으로 추정할 경우 오차항에  $\Lambda$ 을 무시하는 결과를 초래하기 때문에 효율적인 추정량을 얻지 못하기 때문이다. 식 (5)의 확률효과모형은 식 (7)로 나타낼 수 있으며, 추정을 위한 가정은 다음과 같다.

$$D_{it} = \alpha + \beta_1 CDD_{it} + \beta_2 HDD_{it} + \beta_3 P_{it-1} + \beta_4 Y_{it} + \lambda_i + u_{it} \quad (7)$$

$$D_t = X_t' \beta + \lambda + \mu_t$$

$$X_t = \begin{pmatrix} l_t \\ CDD_t \\ HDD_t \\ P_{t-1} \\ Y_t \end{pmatrix}, \quad \beta = (\alpha \quad \beta_1 \quad \beta_2 \quad \beta_3 \quad \beta_4),$$

$$l_t = \begin{pmatrix} l_{1t} \\ l_{2t} \\ l_{3t} \\ \vdots \\ l_{7t} \end{pmatrix}, \quad l_{it} = \begin{pmatrix} l_{i1} \\ l_{i2} \\ l_{i3} \\ \vdots \\ l_{i96} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix},$$

$$E[u_{it}] = E[\lambda_i] = 0, \quad Var[u_{it}] = E[u_{it}^2] = \sigma_u^2,$$

$$Var[\lambda_i] = E[\lambda_i^2] = \sigma_\lambda^2,$$

$$E[u_{it}\lambda_j] = 0 \text{ for all } i, t, \text{ and } j,$$

$$E[u_{it}u_{js}] = 0 \text{ if } t \neq s \text{ or } i \neq j,$$

$$E[\lambda_i\lambda_j] = 0 \text{ if } i \neq j$$

$$w_i = \lambda_i + u_{it}, \quad E[w_{it}^2] = \sigma_\lambda^2 + \sigma_u^2,$$

$$E[w_{it}w_{is}] = \sigma_\lambda^2, \quad t \neq s,$$

$$\Omega = E[w_i' w_i] = \begin{pmatrix} \sigma_u^2 + \sigma_\lambda^2 & \sigma_\lambda^2 & \sigma_\lambda^2 & \cdots & \sigma_\lambda^2 \\ \sigma_\lambda^2 & \sigma_u^2 + \sigma_\lambda^2 & \sigma_\lambda^2 & \cdots & \sigma_\lambda^2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_\lambda^2 & \cdots & \cdots & \cdots & \sigma_u^2 + \sigma_\lambda^2 \end{pmatrix},$$

$$Var[w] = V = \begin{pmatrix} \Omega & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Omega & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & \cdots & \Omega \end{pmatrix}$$

:  $w$ 의 분산 · 공분산 행렬

$$w = (w_1 \ w_2 \ \cdots \ w_7),$$

$$\hat{\beta} = (X' V^{-1} X)^{-1} X' V^{-1} D$$

$$= \left[ \sum_{i=1}^7 X_i' \Omega^{-1} X_i \right]^{-1} \sum_{i=1}^7 X_i' \Omega^{-1} D_i$$

Hausman은 고정효과모형과 확률효과모형을 선택하는 다음과 같은 기준(criteria)을 제시했다. Hausman의 Wald 통계량 귀무가설은 ‘확률효과 모형 사용이 적합하다’이다.

$$W = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})' \hat{\Sigma}^{-1} (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}) \sim \chi^2(k) \quad (8)$$

$$\Sigma = Var[\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}]$$

$\hat{\beta}_{RE}$  : 확률효과모형으로 추정했을 때의 추정치

$\hat{\beta}_{FE}$  : 고정효과모형으로 추정했을 때의 추정치

$\Sigma$  :  $\hat{\beta}_{RE}$ 와  $\hat{\beta}_{FE}$  차의 분산 · 공분산 행렬

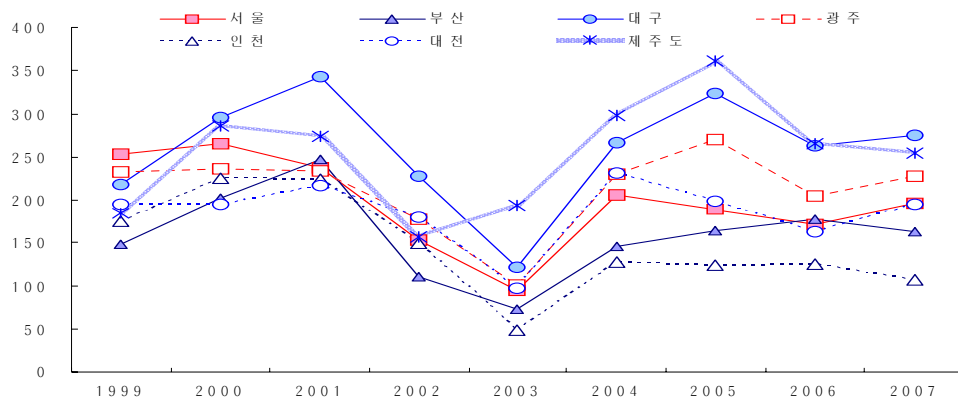
이러한 방법으로 우리나라 주요 도시별 가구당

가정용 전기 소비함수를 추정한 결과를 바탕으로 RMSE가 가장 적고 R-Square가 가장 높은 모형을 선정한 결과, 고정효과 및 확률효과 모형 모두 냉방도일과 난방도일의 기준온도가 23℃와 11℃가 적합<sup>4)</sup>하다는 결과가 나왔다.

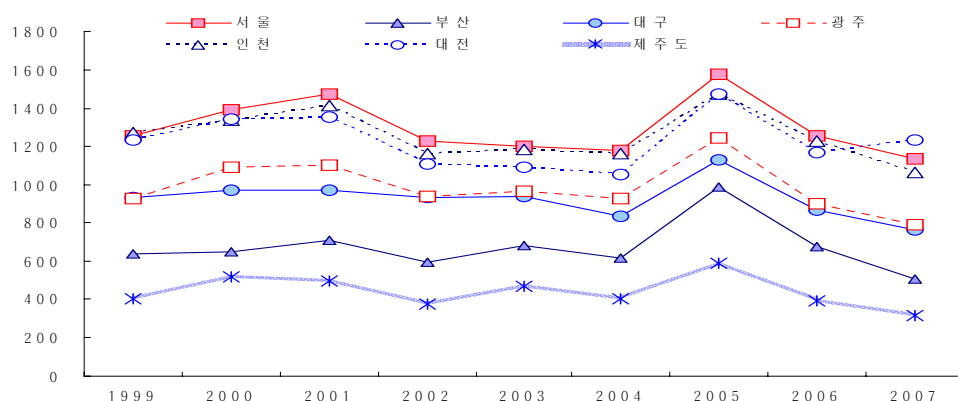
고정효과모형은 식 (6), 확률효과모형은 식 (7)을 바탕으로 가정용 전기 수요함수를 추정한다. <표 2>는 난방도일과 냉방도일의 기준 온도를 각각 18.3℃로 했을 때와 11℃와 23℃로 했을 때, 가

정용 전기 수요함수의 추정 결과와 Hausman 검정 결과를 표로 요약해 놓은 것이다.

고정효과모형은 더미변수를 사용한 최소자승법(LSDV)으로 추정했으며, 확률효과모형은 일반화최소자승법(GLS)으로 추정하였다. 추정결과 냉방도일과 난방도일의 기준온도를 각각 18.3℃로 했을 때와 11℃와 23℃로 했을 때의 Hausman 검정 통계량은 각각 0.0983과 0.0172를 나타냈다. 분석 모형의 자유도가 각각 2와 1이며, 신뢰구간



〈그림 3〉 지역별 연간 냉방도일 추이



〈그림 4〉 지역별 연간 난방도일 추이

4) 〈부록〉 참조.



99%에 해당하는 카이제곱 분포의 임계값(critical value)은 각각 9.21과 6.63이다. 따라서 Hausman의 통계량은 모두 임계값보다 작으므로 귀무가설을 기각할 수 없으며 이 때문에 확률효과모형이 더 적합하다 할 수 있다. 결국 난방 및 냉방도일의 기준온도는 각각 11℃와 23℃가 적당하다고 할 수 있다. 물론 여름철의 냉방의 경우 주로 전기에 의존하는 것과 달리 겨울철의 난방의 경우 석유제품 및 도시 가스 등에 의존하기 때문에 단순히 난방

도일의 기준온도를 11℃로 정하는 데는 한계가 있다. 그러나 난방의 보조로 사용되는 난방용 전기 기구뿐 아니라 일부 가정에서는 난방을 전기에 의존하기도 한다. 이러한 의미에서 전기 소비와 관련된 난방지수를 산출하기 위한 기준온도를 11℃로 정하는 것은 큰 무리가 없는 것으로 판단된다.

〈그림 3〉과 〈그림 4〉는 기준온도를 각각 23℃와 11℃로 했을 때의 연도별 냉방도일과 난방도일을 도표로 나타낸 것이다. 냉방도일의 경우 전반

〈표 2〉 가정용 전기 수요함수 추정 결과

	기준온도 : HDD, CDD 18.3℃		기준온도 : HDD 11℃, CDD 23℃	
	모형 A 고정효과모형	모형 B 확률효과모형	모형 C 고정효과모형	모형 D 확률효과모형
$\alpha$		93.29127** (11.09)		100.90070** (12.15)
$a_1$	54.46365** (22.53)		54.48304** (22.57)	
$a_2$	46.24476** (19.30)		46.44230** (19.47)	
$a_3$	52.23827** (21.73)		52.02537** (21.74)	
$a_4$	50.15120** (20.86)		50.25150** (20.99)	
$a_5$	47.43015** (19.66)		49.94579** (21.04)	
$a_6$	51.41843** (21.31)		51.52022** (21.39)	
$a_7$	50.19161** (10.94)		57.71607** (13.01)	
$\beta_1$	0.11945** (12.07)	0.11959** (12.09)	0.22992** (11.41)	0.22999** (11.41)
$\beta_2$	0.04979** (11.69)	0.04992** (11.72)	0.06305** (10.66)	0.06326** (10.70)
$\beta_3$	0.88324** (27.17)	0.88326** (27.17)	0.88389** (27.35)	0.88392** (27.35)
Hausman Test	0.0983		0.0172	

\*\* : 신뢰구간 99% 수준에서 유의미함.  
괄호 안은 t 통계량 값임.

적으로 대구와 제주도가 가장 높았으며, 인천과 부산이 낮았다. 난방도일의 경우 서울, 인천, 대전과 같이 위도가 높은 중부지방이 높았으며, 부산과 제주도가 낮게 나타났다. 이와 같이 지역별로 난방도일과 냉방도일의 특징이 뚜렷하게 나타나는 것은 그 지역이 속한 위도 및 지역적 특징(해안 지역 등)에 따라 다르기 때문이다. 이 때문에 각 지역별로 온도에 의해 소비되는 전기 사용량 역시 다르게 나타난다.

### 3. 날씨에 대한 지역의 전력 소비 반응

추정 결과인 <표 2> 중 난방도일과 냉방도일의 기준온도가 각각 11℃와 23℃일 때, 고정효과모형에서 가구당 월별 가정용 전기 소비량은 난방도일 1이 증가할 경우 63.05 Wh, 냉방도일 1이 증가할 경우 229.92 Wh가 증가한다. 또한 확률효과모형에서는 가구당 월별 가정용 전기 소비량이 난방도일 1이 증가할 경우 63.26 Wh, 냉방도일 1이 증가할 경우 229.99 Wh가 증가한다.

Hausman 검정 결과 확률효과모형이 적합하였기 때문에, 이후 날씨에 따른 지역의 전력 소비 반응은 <표 2> 중 모형 D를 중심으로 지역별 온도에 의한 전기 소비량의 변화를 설명한다.

난방도일에 의한 연평균 전기 소비량은 서울이 82.33 kWh로 가장 많았으며, 인천, 대전 순이었다. 난방도일에 의한 연평균 전기 소비량이 가장 적은 곳은 부산과 제주도였다. 난방도일에 의한 전국 평균 전기 소비량은 연평균 61.58 kWh로 나타났다. 또한 냉방도일에 의한 연평균 전기 소비량은 제주도와 대구가 각각 59.65 kWh와 58.08 kWh로 가장 많았으며, 인천이 33.34 kWh로 가장 낮았다. 냉방도일에 의한 전국 평균 전기 소비량은 연평균

46.33 kWh로 나타났다. 1999년 이후 2007년까지 온도에 의한 연평균 전기 소비량은 107.92 kWh를 기록했다. 난방과 냉방에 따른 전기 소비량을 분석한 결과 우리나라와 같이 적은 국토에서도 위도에 따라 또는 그 지역의 특성에 따라 온도에 따른 전기 소비량이 달라질 수 있음을 밝혀냈다. 특히 서울의 경우 타도시들보다 온도에 의한 전기 소비량이 가장 많았다.

<표 3> 지역별 온도에 따른 연평균 전기 소비량  
(모형 D를 바탕으로 산출)

(단위 : kWh)

	난방도일의 영향(A)	냉방도일의 영향(B)	온도의 영향(A+B)
서울	82.23	45.08	127.31
부산	42.52	36.54	79.05
대구	56.68	59.65	118.33
광주	62.58	48.92	111.50
인천	79.50	33.34	112.84
대전	77.75	42.73	120.48
제주도	27.81	58.08	85.89
평균	61.58	46.33	107.92

### III. 결 론

본 연구는 월별 가구당 가정용 전기 소비합수를 추정하기 위해 패널 자료를 활용하였다. 이는 우리나라가 비록 국토는 작지만, 위도 및 지역 특징에 따라 전기 소비 패턴이 다를 수 있기 때문이다. 또한 패널 자료 분석은 상대적으로 많은 관측치를 활용하기 때문에 이로 인해 추정의 정확도를 높일 수 있다는 장점이 있다. 이처럼 지역별 특징과 시계열을 반영한 패널 자료 분석을 수행했기 때문에 온도가 분석 대상인 7개 지역의 가정용 전기 소비량에 미치는 영향을 분석할 수 있었다.

월별 가구당 전기 소비합수를 추정하기 위해 Horowitz(2007)가 제시한 모형을 사용하였다. Horowitz(2007)의 모형은 1인당 국민소득, 전기 요금, 난방도일, 냉방도일을 설명변수로 사용했기 때문에 전기 수요함수의 구조적 특징을 살펴볼 수 있다는 장점이 있다. 설명변수로 온도를 직접 사용하지 않고 난방도일 및 냉방도일을 활용한 것은 온도와 전기사용량 간의 관계가 여름철에는 양의 관계에 있으나 겨울철에는 음의 관계에 있기 때문이다. 이 때문에 온도를 설명변수로 사용할 경우, 전기 소비량과 온도와의 관계가 명확히 나타나지 않을 가능성이 크다. 이러한 단점을 보완하기 위해 여름철 냉방과 겨울철 난방을 대표하는 지수를 사용하는 것이 바람직했다. 이러한 이유로 온도가 아닌 난방도일과 냉방도일을 설명변수로 활용했다.

먼저 지역별로 난방도일과 냉방도일을 살펴본 결과, 난방도일은 남부지방의 부산, 제주도에 비해 위도가 높은 중부지방에 위치한 서울, 인천, 대전의 값이 더 크게 나타났다. 냉방도일의 경우, 2000년 이후 상대적으로 여름철 온도가 높은 대구와 제주도의 값이 컸으며, 전반적으로 인천이 낮게 나타났다. 이러한 지역별 난방도일과 냉방도일의 차이가 바로 온도가 지역별로 전기 소비량에 미치는 영향이 다르게 나타나는 원인이 된다.

월별 가구당 가정용 전기 수요함수 추정 결과, 난방도일과 냉방도일은 전기 소비의 설명변수로 유의미하게 나타났다. 서울의 경우 난방도일과 냉방도일에 의한 연평균 전기 소비량이 127.31 kWh로 온도에 의한 영향이 가장 큰 도시로 나타났다. 다음으로 대전(120.48 kWh)과 대구(118.33 kWh)가 뒤를 이었다. 부산과 제주도의 경우 난방도일과 냉방도일에 의한 연평균 전기 소비량은 각각 79.05 kWh와 85.89 kWh에 불과했다.

본 연구는 이처럼 그동안 온도와 가정용 전기 소비량 간에 강한 상관관계가 있다고 경험적으로 느꼈었던 추측을 월별 가구당 가정용 전기 수요함수를 추정함으로써 계량화했다는 점에서 그 의미가 있다. 또한 그동안 온도의 지표로 사용되었던 난방지수와 냉방지수의 기준온도를 18.3℃에서 각각 11℃와 23℃로 바꾸어 전기 수요함수를 추정하였다는 점에서도 의미가 있다 하겠다.

그러나 본 연구는 전기 소비 중 주로 냉난방에 의한 소비에 초점을 맞추어 분석했다는 점에서 한계를 지적하고자 한다. 이는 월별 및 도시별 전기 사용료(가격) 및 대체재(도시가스 등) 가격과 월별 가전제품 보급률 등을 자료의 부재로 설명변수로 활용하지 못했기 때문이다. 또한 소득 변수로 연간 GDP를 사용했다는 점도 본 연구의 한계로 지적한다. 향후 정부가 이들 데이터를 구축한 후 보다 정밀한 전기 소비함수를 추정하는 후속 연구가 진행되었으면 한다.

## 참고문헌

- 나인강·손양훈, 1999, “냉방기기 보유에 따른 전력수요함수 추정에 관한 연구”, 『응용경제』, 제1권, 제1호.
- 나인강·서정환, 2000, “산업용 전력수요의 탄력성 분석”, 『자원·환경경제연구』, 제9권, 제2호.
- 이종수·허은녕, 1998, “국내 전력 수요의 장·단기 탄력성 추정”, 『한국자원공학회지』, 제35권.
- 최낙훈·손광명·이태기, 2001, “수요경향과 온도를 고려한 1일 최대전력 수요예측”, 『조명·전기설비학회 논문지』, 제15권, 제6호.
- 황학·김준식, 1981, “가정용 전력수요예측을 위한 혼합지표 모델의 개발”, 『대한산업공학회지』, 제7권, 제1호.
- Barnes, Roberta, Robert Gillingham, and Robert Hagemann, 1984, “The short-run residential

- demand for electricity," *Review of Economics&Statistics*, 63(4).
- Greene, William H., 1997, *Econometric Analysis*, 3rd edition, Prentice Hall.
- Halvorsen, Robert, 1975, "Residential demand for electric energy," *Review of Economics&Statistics*, 57(1).
- Horowitz, Marvin J., 2007, "Changes in electricity demand in the United States from the 1970s to 2003," *The Energy Journal*, 28(3).
- Hsiao, C., 1986, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- Maddala, G. S., 2001, *Introduction to Econometric*, 3rd edition, John Wiley & Sons Ltd.
- Parhizgari, Alim and Penny S. Davis, 1978, "The residential demand for electricity: a variant parameters approach," *Applied Economics*, 10.

원 고 접 수 일 : 2009년 3월 18일

1차심사완료일 : 2009년 6월 8일

최종원고채택일 : 2009년 6월 27일

## <부 록>

다음은 냉방도일과 난방도일의 기준온도를 달리한 후 추정한 가구당 수요함수의 RMSE를 나타낸 것이다. 횡축은 난방도일의 기준온도를 나타내며, 종축은 냉방도일의 기준온도를 나타낸다.

[표 1] 고정효과 모형의 RMSE

<div>HDD CDD</div>	17	16	15	14	13	12	11	10	9	8
19	17.579	17.576	17.577	17.580	17.588	17.599	17.613	17.637	17.670	17.718
20	17.569	17.559	17.553	17.550	17.551	17.556	17.565	17.584	17.613	17.656
21	17.574	17.557	17.545	17.535	17.530	17.530	17.533	17.546	17.570	17.608
22	17.576	17.553	17.535	17.520	17.510	17.504	17.503	17.511	17.530	17.564
23	17.593	17.564	17.542	17.522	17.507	17.497	17.491	17.495	17.509	17.539
24	17.645	17.612	17.584	17.560	17.541	17.526	17.516	17.515	17.525	17.549
25	17.725	17.688	17.657	17.628	17.605	17.587	17.573	17.568	17.573	17.592
26	17.862	17.822	17.788	17.756	17.730	17.708	17.690	17.680	17.680	17.694
27	18.040	17.998	17.960	17.926	17.896	17.871	17.849	17.835	17.831	17.840
28	18.310	18.266	18.226	18.189	18.156	18.126	18.100	18.081	18.070	18.073
29	18.50	18.45	18.40	18.35	18.30	18.26	18.22	18.18	18.15	18.13

[표 2] 확률효과 모형의 RMSE

<div>HDD CDD</div>	17	16	15	14	13	12	11	10	9	8
19	17.580	17.577	17.578	17.582	17.589	17.600	17.615	17.638	17.672	17.720
20	17.569	17.559	17.554	17.551	17.552	17.558	17.567	17.585	17.614	17.657
21	17.574	17.557	17.546	17.536	17.531	17.531	17.534	17.547	17.571	17.610
22	17.577	17.554	17.536	17.521	17.511	17.506	17.504	17.513	17.532	17.566
23	17.594	17.565	17.542	17.523	17.508	17.498	17.493	17.496	17.511	17.540
24	17.645	17.613	17.585	17.561	17.542	17.528	17.518	17.517	17.526	17.551
25	17.725	17.689	17.657	17.629	17.607	17.588	17.574	17.569	17.574	17.594
26	17.863	17.823	17.788	17.757	17.731	17.709	17.691	17.681	17.682	17.696
27	18.040	17.998	17.961	17.927	17.898	17.872	17.851	17.837	17.832	17.841
28	18.310	18.266	18.227	18.189	18.157	18.127	18.101	18.082	18.072	18.074

[표 3] 고정효과 모형의 R-Square

HDD CDD	17	16	15	14	13	12	11	10	9	8
19	0.7009	0.7010	0.7009	0.7008	0.7006	0.7002	0.6997	0.6989	0.6978	0.6961
20	0.7012	0.7016	0.7018	0.7019	0.7018	0.7017	0.7014	0.7007	0.6997	0.6983
21	0.7011	0.7016	0.7021	0.7024	0.7026	0.7026	0.7025	0.7020	0.7012	0.6999
22	0.7010	0.7018	0.7024	0.7029	0.7032	0.7034	0.7035	0.7032	0.7025	0.7014
23	0.7004	0.7014	0.7022	0.7028	0.7033	0.7037	0.7039	0.7037	0.7033	0.7023
24	0.6986	0.6998	0.7007	0.7015	0.7022	0.7027	0.7030	0.7031	0.7027	0.7019
25	0.6959	0.6972	0.6982	0.6992	0.7000	0.7006	0.7011	0.7013	0.7011	0.7004
26	0.6912	0.6926	0.6937	0.6948	0.6957	0.6965	0.6971	0.6974	0.6974	0.6969
27	0.6850	0.6865	0.6878	0.6890	0.6900	0.6909	0.6916	0.6921	0.6923	0.6919
28	0.6850	0.6865	0.6878	0.6890	0.6900	0.6909	0.6916	0.6921	0.6923	0.6919

[표 4] 확률효과 모형의 R-Square

HDD CDD	17	16	15	14	13	12	11	10	9	8
19	0.5423	0.5424	0.5424	0.5422	0.5418	0.5413	0.5405	0.5393	0.5376	0.5351
20	0.5423	0.5424	0.5424	0.5422	0.5418	0.5413	0.5405	0.5393	0.5376	0.5351
21	0.5425	0.5434	0.544	0.5445	0.5448	0.5448	0.5447	0.544	0.5428	0.5408
22	0.5424	0.5436	0.5445	0.5453	0.5458	0.5461	0.5462	0.5458	0.5448	0.543
23	0.5415	0.543	0.5442	0.5452	0.546	0.5465	0.5468	0.5466	0.5459	0.5444
24	0.5388	0.5405	0.5419	0.5432	0.5442	0.5449	0.5455	0.5455	0.545	0.5438
25	0.5346	0.5365	0.5381	0.5396	0.5408	0.5418	0.5425	0.5428	0.5425	0.5415
26	0.5273	0.5294	0.5313	0.5329	0.5343	0.5355	0.5364	0.5369	0.5369	0.5362
27	0.5179	0.5202	0.5221	0.524	0.5255	0.5269	0.528	0.5288	0.529	0.5286
28	0.5035	0.5058	0.508	0.51	0.5118	0.5134	0.5148	0.5158	0.5164	0.5162

냉방도일과 난방도일의 기준온도를 18.3℃로 했을 경우, R-square는 고정효과모형과 확률효과모형에서 각각 0.7004과 0.5415를 기록했으며 RMSE는 두 모형 모두에서 17.594의 결과가 나왔다.