

## 가구에너지 상설표본조사를 활용한 2016년 전기요금제 개편 효과 분석\*

남수현\*\* · 강병욱\*\*\*

### 요약

본 논문은 2016년의 주택용 전기요금제 변화로 인한 가구 특성별 전력 소비 변화를 실증적으로 분석하였다. 2016년 전기요금제 개편이 전 가구를 대상으로 동일한 시점에 발생한 관계로 개편의 인과효과를 정확히 식별할 수 없어 2017년과 2016년의 소비량의 차이로 개편의 효과를 간접적으로 분석하였다. 2016년과 2017년 「가구에너지 상설표본조사」 자료에 통합 최소제공법과 확률효과 방법론을 적용한 결과, 전기요금제 개편 후인 2017년 가구의 여름철 전력소비량이 52~53kWh 증가한 것으로 추정되었고, 소득 1~5구간 사이의 전력소비 차이가 현저하게 줄어든 것을 확인하였다. 즉, 2016년의 전기요금제 개편이 전력 서비스가 필요할 때 누구나 큰 부담 없이 이를 사용할 수 있는 환경을 조성함으로써 전반적 가계의 효용을 높이는데 기여한 것으로 평가할 수 있다.

주요 단어 : 전기요금제, 가구에너지 상설표본조사, 전력 수요함수  
경제학문헌목록 주제분류 : C23, Q41, Q48

\* 본 논문은 에너지경제연구원 기본연구보고서 21-17, 「2016년 전기요금제 개편으로 인한 주택용 전력 소비 변화 연구」의 일부 내용을 발췌하여 수정보완한 논문입니다.

\*\* 에너지경제연구원 연구위원(주저자) (e-mail: nam.suhyeon@keei.re.kr)

\*\*\* 에너지경제연구원 연구위원(교신저자) (e-mail: byunguk.kang@keei.re.kr)

## I. 서 론

2016년 12월 주택용 전기요금제가 큰 폭으로 바뀌었다<sup>1)</sup>. 주택용 전기요금의 누진율이 바뀐 것은 2005년 12월 이후 11년 만으로, 장기간 지속되어 오던 누진요금체계 변화에 큰 영향을 준 것은 2016년 여름의 폭염이었다<sup>2)</sup>. 유난히 더웠던 2016년 여름, 냉방도일은<sup>3)</sup> 전년 대비 87.2% 증가했고 가계의 냉방수요는 급증했다. 그러나 징벌적 누진요금체계의 과도한 전력 소비 억제는 전 국민적 불만을 야기했고, 이는 주택용 전기요금체계 개편의 주요 원인이 되었다.

2016년 주택용 전기요금제 개편 내용은 다음과 같이 정리할 수 있다.<sup>4)</sup> 첫째, 누진 구간 및 누진율이 대폭 축소되었다. 누진단계는 기존 100kWh 단위로 여섯 구간으로 나뉘어있었으나, 개편 후 200kWh 단위 세 구간으로 축소되었다. 누진율은 고압 기준으로 기존 9.98에서 2.75로 크게 낮아졌다. 둘째, 어느 누구도 요금제 개편으로 인한 전기요금 상승이 없도록 요금제가 설계 및 보완되었다. 요금제 개편 자체가 전반적으로 전기요금을 낮추는 식으로 설계되었고, 요금이 증가할 수 있는 일부 구간에 대해서는 “필수사용량 보장공제 제도”를 신설하여 소비량 전 구간에 걸쳐 요금제 변화로 인해 요금이 상승하는 경우가 없도록 보완했다. 셋째, 누진체계 개편 외에, 사회적 배려 계층을 위한 전기요금 할인이 확대되는 등 주택용 전기요금 체계에서 에너

---

1) 2016년 12월 13일에 새로운 요금제가 공표되었다. 해당 요금제는 2016년 12월 1일 실사용량부터 일수 계산하여 소급 적용되었다.

2) 2016년 이전에도 주택용 전기요금 누진제가 완화되어야 한다는 주장이 지속되어왔다(정한경 외, 2007; 정한경·박광수, 2010; 전수연, 2013, 정연제, 2019 등 참고). 그리고 실제 2013년에는 누진율을 완화하는 방향의 요금제 개편을 검토했으나 ‘부자 감세’ 논리에 막혀 무산된 바 있다(정연제, 2019).

3) 특정 기간의 냉방수요를 나타내는 지표로, 해당기간의 일평균 기온 중 기준 온도(여기서는 24°C)를 초과하는 부분을 모두 더한 값이다.

4) 전기요금제 변경 사항 중 가구에 해당하는 사항에 대해서 살펴본다.

지 복지적 성격이 강화되었다. 넷째, 누진제 완화에 따른 과도한 전력 소비를 방지하는 한편, 가구의 자발적인 전력소비 감축을 유도하기 위한 제도가 도입되었다.

이처럼 주택용 전기요금체계가 큰 폭으로 개편됨에 따라 소비자들의 전력 소비행태가 변화했을 것으로 짐작되는 바, 이에 대한 분석이 필요하다. 또한, 그러한 변화가 “가계의 전기요금 부담 경감”이라는 2016년 주택용 전기요금 개편 목적에<sup>5)</sup> 부합하는지 살펴볼 필요가 있다. 따라서 본 논문에서는 소득과 같은 가구 특성별로 전력 소비가 어떻게 변했는지 분석하여 2016년 요금제 개편 효과를 진단하고자 한다.

본 논문에서는 「가구에너지 상설표본조사」 자료를 이용해 가구의 전력 소비 행태를 분석한다. 패널 자료는 거시 자료에서 볼 수 없는 가구 특성별 전력 소비 행태 변화 관찰이 가능하다. 특히, 2016년의 전기요금제 개편의 누진체계 완화와 사회적 배려계층 할인 등의 변화는 에너지 복지와 밀접한 관련이 있는 만큼, 가계 소득이나 가구원수 등 각 가구의 특성에 따라 요금제 변화로 인한 효과가 상이할 것으로 기대된다. 따라서 패널자료 분석을 바탕으로 2016년의 전기요금제 변화로 인한 정책 효과를 추정하고자 한다. 또한, 2016년 전기요금제 개편이 여름철 전력 소비와 밀접한 관련이 있고 누진요금제와 관련하여 가구의 전력 소비 의사 결정에 가장 큰 관심사는 냉방용 전력 소비이므로 분석 대상을 “여름철 전력 소비”로 한정한다.

가구의 전력 수요함수 분석에 관한 비교적 최근의 국내외 선행연구는 사용된 자료에 따라 크게 두 부분으로 나눌 수 있다. 첫째는 거시자료를 사용한 연구로는 Høltedahl and Joutz(2004), Fan and Hyndman(2011), 김영덕·박민수(2013), Youn and Jin(2016), Cialani and Mortazavi(2018), Gautam and Paudel(2018), 신동현(2018), 홍순동·김창식(2018), 박광수·남경식(2019) 등의 연구가 여기에 속한다. 둘째는 미시자료를 사용한 연구로 Reiss and White(2005), 조하현·장민우(2015), 조성진·박광수(2015), Schulte and Heindl(2017), Silva et al.(2018), Chindarkar and Goyal(2019), 감사원(2019), 이소임(2020) 등이 있다. 본 논문의 연구목적에 위해서

5) 당시 산업통상자원부의 보도자료(“누진제 개편으로 주택용 동·하계 전기요금 부담 15% 경감”, 2016.12.13)에서는 2016년의 주택용 누진제 개편의 주요 기대효과, 혹은 목적을 “가계의 전기요금 부담을 경감시키는 것”이라고 서술하고 있다.

는 가구 특성별 전력 소비 행태변화를 분석해야 하므로 미시자료가 적절할 것으로 판단된다. 위에서 언급한 대부분의 선행연구들은 전력 수요의 가격탄력도 추정에 초점을 맞추고 있다. 따라서 본 연구는 이들 연구와 연구주제에서 차별성을 갖는다. 감사원(2019)과 이소임(2020)은 본 연구와 동일한 연구주제를 다룬다. 하지만 단순 상관관계를 바탕으로 누진제의 성과를 분석한 감사원(2019)에 비해 본 연구에서 통계적으로 더 면밀한 결과를 제시할 수 있을 것으로 판단된다. 이소임(2020)에서는 이중차분법을 이용하여 본 연구와 같은 주제를 다루고 있지만, 설정한 통제집단에 문제가 있다. 본 논문에서는 이중차분법으로 2016년 요금제 개편효과 식별이 어려운 이유를 제시하고, 해당 효과를 근사할 수 있는 대안에 대해 논의한다는 점에서 이소임(2020)과 차별성을 갖는다.

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. 2장에서는 전기요금제 개편 효과 식별 가능 여부에 대해 논의하고, 본 논문의 분석 방법에 대해 설명한다. 그리고 3장에서는 「가구에너지 상설표본조사」 자료를 통해 가구특성별 전력 소비 특성을 살펴보고 통합 최소제곱법(Pooled Ordinary Least Squares; POLS)과 확률효과(Random Effects; RE)를 이용하여 2016년 요금제 변화로 인한 가구특성별 전력 소비 행태 변화를 분석한다. 마지막 4장에서는 이러한 분석 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

## Ⅱ. 연구 방법론

### 1. 2016년 전기요금제 개편 효과 식별(Identification) 방안 논의<sup>6)</sup>

2016년 전기요금제 개편의 정책효과 분석을 위해서는 해당 개편의 인과효과(causal effects) 추정이 필요하다. 일반적으로 정책의 인과효과 식별을 위해서는 정책의 변화 대상이 된 집단과 대상이 아닌 집단의 정책 변화 시점 전후의 관측치( $y$ )가 필요하

---

6) Wooldridge(2010) Chapter 6를 참고하여 작성하였다.

다. 정책 적용 대상이 된 집단을 처치집단(treatment group), 아닌 집단을 통제집단(control group)이라고 부른다<sup>7)</sup>. 정책 변화 전 시기를 1기로, 정책 변화 후 시기를 2기라고 지칭하자. 처치집단에 속한 경우  $dTG$ 는 1의 값을, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 더미 변수로, 2기인 경우  $d2$ 는 1의 값을, 1기인 경우 0의 값을 갖는 시간더미 변수로 정의한다. 정책 변화가 관측치( $y$ )에 미친 영향을 추정하기 위하여 가장 단순한 추정식을 다음과 같이 작성한다.

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 dTG + \delta_0 d2 + \delta_1 d2 \cdot dTG + u \quad (1)$$

여기서  $u$ 는 임의 오차(idiosyncratic error)를 나타낸다. 식 (1)에서 정책의 효과는  $\delta_1$ 에 의해 측정된다. 시간더미 계수인  $\delta_0$ 는 정책의 변화가 없었더라도 1기와 2기 사이에 발생할 수 있는 관측치의 변화를 의미한다.

$\delta_1$ 의 최소제곱법(Ordinary Least Squares; OLS) 추정량은 아래와 같이 작성된다.

$$\hat{\delta}_{1 OLS} = (\bar{y}_{TG,2} - \bar{y}_{TG,1}) - (\bar{y}_{C,2} - \bar{y}_{C,1}) \quad (2)$$

$\bar{y}_{TG,t}$ 는 처치집단의  $t$ 기 평균 관측치를,  $\bar{y}_{C,t}$ 는 통제집단의  $t$ 기 평균 관측치를 지칭한다. 식 (2)의 구조 때문에  $\hat{\delta}_{1 OLS}$ 를 이중차분(DID) 추정량이라고 부른다.

$\hat{\delta}_{1 OLS}$ 의 일치성을 보증하기 위해서는  $u$ 와  $dTG$ 의 상관관계가 없어야 하기 때문에, 두 변수의 상관성을 일으킬 수 있는 관측 개체의 특성을 통제하여  $\delta_1$ 을 추정하는 것이 보다 설득력 있는 방식이라 할 수 있다.<sup>8)</sup>

그렇다면 해당 방법으로 2016년 전기요금제 개편 효과가 식별이 가능한 상황인지 논의해보자. 2016년 전기요금제 개편으로 한달한시에 우리나라 전 가구의 요금제가

7) 정책 대상으로 분류된 그룹 중 정책 변화 이후 관측치 변화가 없다는 이유만으로 해당 그룹을 통제집단으로 분류할 수는 없다.

8) 관측 개체의 특성이 통제되는 경우,  $\hat{\delta}_{1 OLS}$ 는 식 (2)와 같이 간단하게 표현되지는 않는다. 다만 내재되어 있는 해석은 동일하다.

변경되었다. 즉, 동 개편에는 통제집단이 존재하지 않고 모든 가구가 처치집단이 되기 때문에  $\delta_1$ 을 식별할 수 없다.

따라서 본 논문에서는 DID 방법론 대신 정책 개편이 발생한 두 시기의 전력소비량의 차이로 개편 효과를 근사(approximation)하고자 한다. 즉 가구의 전력소비에 영향을 주는 다양한 설명변수를 통제된 상황에서 두 시기의 전력소비량의 차이로 개편효과를 추정하게 되기 때문에 요금제 개편과 상관없이 발생한 소비량의 시간적인 변화가 제거되지 않는 문제가 존재하게 된다.<sup>9)</sup> 본 분석에서 추정되는 효과가 실제 개편효과와 같아지기 위해서는 “가구의 특성들이 통제된 상황에서 두 기간 동안 요금제 개편과 상관없이 발생한 소비량의 변화가 없다”라는 가정이 필요하다.

## 2. 분석 방법

먼저 가구의 여름철 전력소비함수를 아래와 같이 설정한다.

$$\begin{aligned} y_{it} &= \mathbf{w}_{it}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{D17}_{it}\boldsymbol{\delta} + c_i + u_{it} \\ &= \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it}, \\ i &= 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \tag{3}$$

$y_{it}$ 는 가구  $i$ 의  $t$ 년도 여름 전력소비량을,  $\mathbf{w}_{it}$ 는 전력소비함수에 영향을 주는 가구  $i$ 의  $t$ 년도 특성을 포함한 설명변수 ( $1 \times k$ ) 벡터를,  $\mathbf{D17}_{it}$ 는 2017년의 더미변수 ( $y17$ )와, 가구특성변수와  $y17$ 의 교차항을 포함한 2017년 더미변수 벡터를,  $c_i$ 는  $i$ 의 관측불가능한 시간불변 이질성, 그리고  $u_{it}$ 는  $i$ 의  $t$ 년도 임의오차를 의미한다.

POLS와 RE는 공통적으로 식 (4)와 같이 합성오차항(composite error term)  $\nu_{it}$ 를 구성하여 식 (3)에 존재하는  $c_i$ 를 다루는 방식으로 각 추정량의 일치성(consistency)을 보장되기 위해서는  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{POLS}$ 는 식 (5)가 필요하고,  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{RE}$ 는 식 (6)과 식 (7)이 필요하다.

---

9) 다른 특성이 통제되지 않는다면 식 (2)에서  $(\bar{y}_{C,2} - \bar{y}_{C,1})$  없이  $(\bar{y}_{TG,2} - \bar{y}_{TG,1})$ 로 개편효과를 추정한다는 의미가 된다. 요금제 개편과 상관없이 발생한 소비량의 차이의 방향을 특정할 수 없기에, 본 분석에서 추정되는 효과와 실제 식별되어야 할 효과의 대소차이 비교는 불가능하다.

$$\nu_{it} = c_i + u_{it} \quad (4)$$

$$E(\mathbf{x}_{it}' \nu_{it}) = \mathbf{0} \quad (5)$$

$$E(c_i | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iT}) = E(c_i) = 0 \quad (6)$$

$$E(u_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iT}, c_i) = 0, \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

식 (5)는  $u_{it}$ 와  $\mathbf{x}_{is}$  ( $t \neq s$ )의 상관성에 대해 어떤 제약도 부여하지 않기에 식 (6)과 식 (7)에 비해 더 약한 조건이라고 할 수 있지만, 두 추정량 모두  $\{\mathbf{x}_{it} : t = 1, \dots, T\}$ 와  $c_i$ 의 상관성이 없다는 조건이 요구된다<sup>10)</sup>. 그에 반해 고정효과(Fixed Effects; FE) 방법론은 추정량의 일치성을 위해  $\{\mathbf{x}_{it}\}$ 와  $c_i$ 의 관계성에 대해 어떠한 제약도 하지 않기 때문에  $\hat{\beta}_{RE}$ 보다 더 현실적인 가정에 입각한 강건한 추정량을 제공할 수 있다<sup>11)</sup>.

가구의 전력 소비 습관 또는 성향과 같은 관측불가능한 가구특성( $c_i$ )과 가구의 과거 또는 현재 소득, 주택 특성 등의 설명변수의 상관관계가 현실적으로 존재할 가능성이 있고, 분석의 주요 관심 계수인  $\delta$ 가 시간불변 변수의 계수도 아니기 때문에 FE를 사용하는 것이 더 적절하다. 하지만 그럼에도 불구하고 본 연구에서 FE를 이용하지 않는 이유는 다음과 같다.

FE는 평균 차감을 통한 가구내 변수의 변화량(within variation)을 활용하여 추정량을 구하기 때문에 모형 내 시간변동 변수(time-varying variables)의 변화량에 의존하게 된다. 따라서 핵심 변수가 시간에 따라 크게 변하지 않을 때에는 FE가 부정확

10) 식 (6)은  $\{x_{it}\}$ 가 주어졌을 때,  $c_i$ 의 조건부 평균이  $\{x_{it}\}$ 에 의존하지 않는다는 평균독립성(mean dependence)을 의미하기에  $\{x_{it}\}$ 와  $c_i$ 가 독립이라는 조건에 비해서는 약하다고 할 수 있으나 식 (5)에서 요구하는  $E(\mathbf{x}_{it}' c_i) = \mathbf{0}$ 에 비해서는 여전히 강한 조건이라고 할 수 있다.

11)  $\hat{\beta}_{FE}$ 도 일치성을 위해서 식 (6)이 필요하다.

한 추정치를 제공할 가능성이 있다<sup>12)</sup>. 그런데 본 논문에서 분석모형에 포함해야 하는 다수의 변수가 정의상 시간 변동 변수에 해당하긴 하지만 실질적으로 변화가 크게 나타나리라 기대하기는 어려운 변수들이다.

기존 연구에서 가구의 에너지 소비량을 설명하는 주요 특성은 가구원 수, 가구소득, 거주면적이다. 본 연구에서 FE를 사용하는 것이 적절한지 판단하기 위해서는 세 변수의 시간에 따른 변화량이 충분한지를 살펴볼 필요가 있다. 먼저, 분석 자료에 포함된 가구 중 다른 주택으로 이사한 가구가 없기 때문에 주택의 거주면적은 시간 불변 변수이다. 또한 분석자료 상 소득이 연속변수가 아닌 5개의 범주 변수로 모형에 포함되어<sup>13)</sup> 소득 변수의 변화량도 크지 않을 수 있다. 가구원 수 역시 변화가 가능한 변수이기는 하나, 변화량 자체가 크지 않은 변수이다<sup>14)</sup>. 따라서 식 (6)의 가정을 하지 않는 FE가 더 강건한 추정량을 제공하기는 하지만, 분석에 사용되는 자료의 특성을 고려하여 FE의 추정결과가 부정확할 수 있는 상황으로 판단하여 POLS와 RE 방법을 사용하는 것이 더 적절하다고 판단하였다<sup>15)</sup>.

한편 POLS와 RE 추정량의 일치성을 보장하는 조건에는 계열상관(serial correlation)과 이분산성(heteroskedasticity)의 존재를 통제하는 조건이 포함되지 않는다. 따라서 두 추정량의 강건한 추론(robust inference)을 수행하기 위해서 White 표준오차를 사용한다.

---

12) Wooldridge(2010), p.326

13) 2016년 가구소득은 소득범위로만 조사되었고, 2017년 가구소득은 만원 단위로 조사되었으나 공개된 마이크로데이터에는 소득범위만 포함되어 있다.

14) 실제로 분석자료 상 두 변수의 시간 변동 변화량이 작은 것으로 나타났다. 두 변수의 시간 변동 변화량은 <표 3>에 제시한다.

15) FE의 추정결과는 저자에게 별도 요청 시 제공 가능하다.

### Ⅲ. 분석 결과<sup>16)</sup>

#### 1. 분석 자료 및 변수 설명<sup>17)</sup>

본 논문은 가구의 에너지소비 정보를 제공하는 국내 유일의 패널조사인 「가구에너지 상설표본조사」를<sup>18)</sup> 분석에 사용한다. 동 조사는 가구의 에너지소비실태를 파악하기 위해 매년 동일한 가구 및 주택을 추적하여 2,520가구의 전년도에 대한 자료를 조사한다. 가구가 사용한 모든 에너지소비량과 보유 가전기기 및 자동차의 이용 실태, 가구 특성과 주택 특성에 대한 자료가 포함되어 있다. 따라서 본 논문은 2016년과 2017년에 대한 자료인 7회차와 8회차 조사자료를 사용한다<sup>19)</sup>.

2개 연도 조사에 모두 참여한 1,674가구<sup>20)</sup> 중 분석에 사용되는 조사 항목에 무응답이 있거나 2016년과 2017년 7월부터 9월 중 월별 전력 소비량이 0인 가구를 제외한 1,648가구의 자료가 최종적으로 사용되었다<sup>21)</sup>. 1,648가구 자료의 여름철 전력소비량과 설명변수의 기초 통계량을 <표 1>에 정리하였다.

---

16) 변수명은 기울임체를 사용하여 지칭한다.

17) 최문선·남수현(2021)을 참고하여 작성하였다.

18) 「가구에너지 상설표본조사」는 통계법 제 18조에 근거하여 에너지경제연구원 주관으로 작성되는 승인통계(승인번호 339002호)로 2011년도에 1회차 조사가 시작되어 2022년 1월 현재 11회차 조사가 완료되었다. 1회부터 8회차 조사까지는 「가구에너지 상설표본조사(연구명)」 또는 「가구에너지소비실태조사(승인통계명)」로 불렸으나, 9회차 조사부터 표본 확대와 더불어 조사가 대폭 개선됨에 따라 패널조사임을 강조할 수 있도록 「가구에너지패널조사」로 명칭을 변경하였다.

19) 8회차 조사가 공개된 최신자료이며, 9~10회차 조사자료는 2022년 1분기에 공개될 예정이다.

20) 매년 2,520가구를 대상으로 추적 조사하지만 8회차 조사까지는 가구의 조사 불응시 가구 유지를 위한 적극적인 대응이 부족하여 표본 대체율이 다소 높은 편이었다. 조사의 표본유지와 대체와 관련한 자세한 설명은 최문선·남수현(2021)을 참조한다.

21) 2016년과 2017년 7월부터 9월의 총 여섯 달의 월별 전력소비량 중 한 달이라도 0으로 나타나는 20가구와 분석에 사용된 설명변수 중 등록장애인 항목에 무응답인 6 가구가 제외되었다.

〈표 1〉 연도별 변수의 기초통계량(평균, 표준편차)

변수명	설명	단위	2016년	2017년
여름전력소비량	연간 여름(7~9월) 전력소비량	kWh	850.13	904.38
			(352.54)	(331.72)
가구원수	가구에 거주하는 인원	명	2.857	2.771
			(1.26)	(1.24)
대가족	가구원수≥5	0/1	0.088	0.072
			(0.28)	(0.26)
소득1	소득(만원) < 2400		0.312	0.315
			(0.46)	(0.46)
소득2	2400 ≤ 소득(만원) < 4800		0.357	0.355
			(0.48)	(0.48)
소득3	4800 ≤ 소득(만원) < 7200		0.259	0.255
			(0.44)	(0.44)
소득4	7200 ≤ 소득(만원) < 9600		0.047	0.050
			(0.21)	(0.22)
소득5	소득(만원) ≥ 9600	0.024	0.025	
		(0.15)	(0.16)	
장애인가구	가구원 중 등록장애인 유무	0.010	0.035	
		(0.10)	(0.18)	
거주면적	가구가 거주하는 주택 면적	m <sup>2</sup>	87.362	
			(29.85)	
아파트	주택형태 아파트 여부	0/1	0.470	
			(0.50)	
연탄	주 난방연료: 연탄		0.032	0.026
			(0.18)	(0.16)
등유	주 난방연료: 등유		0.208	0.203
			(0.41)	(0.40)
LPG	주 난방연료: 프로판(LPG)		0.035	0.032
			(0.18)	(0.17)
도시가스	주 난방연료: 도시가스		0.595	0.609
			(0.49)	1(0.49)

변수명	설명	단위	2016년	2017년
지역난방	주 난방연료: 지역난방	0/1	0.076	0.075
			(0.27)	(0.26)
전기	주 난방연료: 전력		0.003	0.007
			(0.06)	(0.09)
심야전기	주 난방연료: 심야전력		0.046	0.044
			(0.21)	(0.20)
임산연료	주 난방연료: 기타		0.005	0.004
			(0.07)	(0.07)
에어컨	냉방방식: 에어컨		0.748	0.778
			(0.43)	(0.42)
CDD	가구가 거주하는 행정구역의 냉방도일	202.6	178.2	
		(40.23)	(44.86)	
N	가구수	가구	1,648	

주: 괄호 안은 표준편차 값이다.

종속변수인 여름전력소비량은 가구의 7월부터 9월 기간 소비량의 합계를 사용하였다. 통상적으로 여름을 짧게는 7월과 8월로, 길게는 6월부터 9월까지로 생각할 수 있지만, 여름철 전력소비량의 특징이 가장 잘 나타나는 시기인 7월과 8월을 포함하는 것이 분석에 적절하다고 판단하였다<sup>22)</sup>. 7월과 8월의 실소비량은 7월 이후에야 한국전력공사의 전력소비량으로 계측되는 것을 고려하여, 본 논문에서는 7월부터 9월까지의 전력소비량 자료를 사용하였다<sup>23)</sup>. 분석자료에 따르면 가구의 여름철 기간 평균 전력소비량은 2016년 850kWh였으나, 2017년에는 904kWh로 약 6.4% 증가하였다. 기록적인 폭염이 발생한 2016년에 비해 2017년이 다소 선선한 여름이었다는 것을 고려할 때, 평균 전력소비량의 증가는 두 시기 사이에 가구의 전력소비를 증가시킨 어떤 큰 변화가 있었을 가능성을 제시해준다.

$w_{it}$ 에는 가구와 주택 특성, 가구의 냉난방 이용 현황, 냉방도일을 포함하였다.

먼저 가구 특성으로는 가구원 수<sup>24)</sup>, 소득 정보, 대가족 여부, 장애인 포함 여부에

22) 주택용 전력소비량으로 한정하기 위하여 가구의 심야전력 소비량은 포함하지 않았다.

23) 가구의 전력소비량은 고지서의 월 기준으로 조사된다.

대한 변수를 포함하였다. 가구원 수와 소득은 가구가 사용 또는 보유한 가전기기의 양과 기기의 사용빈도 및 사용강도와 높은 관련성이 있을 것이다. 소득에 대한 변수로는 전 가구원의 세금 공제 전 연간 총소득 정보로 5구간의 소득구간으로 포함하였다. 소득구간별 두 해의 여름전력소비량을 <표 2>에 정리하였다.

〈표 2〉 소득구간별 여름전력소비량 기초통계량(평균, 표준편차)

(단위 : kWh)

소득구간	2016	2017
소득1	696.87	781.62
	(266.26)	(291.81)
소득2	865.52	912.33
	(323.76)	(302.78)
소득3	957.37	997.65
	(372.34)	(319.56)
소득4	1034.97	1012.11
	(532.48)	(336.06)
소득5	1087.52	1167.76
	(310.69)	(629.95)

주: 괄호 안은 표준편차 값이다.

그리고 2016년 전기요금제 개편을 통해 사회적 배려계층에 대한 복지할인 혜택이 확대되었기 때문에 혜택이 확대된 그룹의 개편 전후의 전력소비 변화를 확인하기 위하여 **대가족, 장애인가구**를 포함하였다. 복지할인 혜택이 확대된 사회적 배려계층으로는 장애인, 국가 독립유공자, 기초생활수급자, 차상위 계층, 3자녀 이상, 대가족(5인 이상), 출산가구가 있지만, 분석자료로는 대가족과 장애인에 대해서만 변수 작성이 가능하다.

한편 한국전력공사의 대가족 요금할인 대상은 주민등록등본 세대 구성원수가 5

24) 「가구에너지 상설표본조사」는 1인 또는 2인 이상의 생계를 같이하는 생활 단위로 가구를 정의하고, 조사 대상연도의 12월 31일을 기준으로 가구에 함께 거주하는 모든 구성원으로 가구원 수를 조사한다.(에너지경제연구원, 2018, p.5)

인 이상에 해당한다. *대가족과 장애인가구*는 「가구에너지 상설표본조사」의 가구원 수와 가구원 특성 정보로 작성되었기 때문에 실제 한국전력공사의 대가족 또는 장애인 복지할인 혜택을 받은 가구가 아닐 가능성이 있다. 따라서 상기 변수는 대가족 복지할인 혜택을 받은 가구의 대리변수로 간주되어야 한다.

주택 특성으로는 거주면적과 아파트 여부 정보를 사용하였다. 거주면적과 보유한 가전기기 수량 및 사용강도 간의 양의 상관성이 존재할 수 있다. 그리고 아파트에 거주하는 가구는 대체적으로 전기요금을 포함한 관리비를 납부하기 때문에<sup>25)</sup> 아파트와 아파트 외 가구의 전력소비 관련 의사결정에 차이가 발생할 수 있다.<sup>26)</sup> 1,648가구 중 2016년과 2017년 사이에 이사한 가구는 없기 때문에, 두 변수는 모두 시간 불변 변수이다. 하지만 현재 공개된 2개 연도의 원시 자료상 두 변수의 값이 변하는 가구가 존재한다. 주택패널 아이디어가 2개 연도에서 동일하기 때문에, 2년간 동일주택에 거주했다는 점이 명확하고, 2018년도에 진행된 조사가 2017년도에 진행된 조사에 비해 정확도가 더 높다는 조사책임자의 의견에 따라 해당 변수는 2018년도의 조사자료에 맞추어 시간 불변 변수로 보정되었다.

가구 및 주택 특성과 더불어 가구의 냉방 및 난방 이용 정보도 가구의 전력소비량에 영향을 줄 수 있는 특성으로 판단하여 함께 사용하였다. 가구와 주택 특성이 동일한 가구라 할지라도 에어컨을 냉방기기로 사용하는 가구의 여름 전력소비량이 클 가능성이 높다.<sup>27)</sup> 또한 여름철 전력소비량에 대한 분석이기는 하나 가구가 사용하는 주난방연료가<sup>28)</sup> 가구의 전력소비패턴에 대한 추가적인 정보를 제공할 수 있다. 예

25) 모든 아파트 가구가 세대소비량에 대한 전기요금을 관리비와 함께 납부하는 것은 아니다.

26) 김지효·남수현(2016)

27) 에어컨 외에 다른 가전기기 정보를 모형에 추가해야 한다고 생각할 수 있다. 왜냐하면 가전기기는 꾸준히 늘어나고 있고, 이에 따라 전력 소비 또한 증가하기 때문이다. 새로운 가전기기가 증가하는 부분은 사실 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫째는 추세적 증가이며, 둘째는 추세적 증가 외에 전기요금이 대폭 인하됨에 따라 신규 가전 구입이 이루어지는 경우이다. 첫째의 경우, 추세를 모형에 포함해야 하는데 현재 분석에 사용되는 자료가 2 기간의 자료이기 때문에 더미에 포함되는 문제가 생긴다. 본 논문의 관심 추정치가 더미의 계수이다 보니, 해당 추세가 포함된 채 추정될 수밖에 없는 문제가 있다. 둘째의 경우, 요금제 개편 효과로 포함시켜 해석하는 것이 바람직해 보인다.

28) 조사문항이 난방설비가 아닌 주로 사용하는 난방연료이기 때문에 변수의 연간 변화량이 존

를 들어, 이전 연구에서 전기를 난방으로 사용하는 가구는 주택에 설치된 설비와 상관없이 좁은 공간을 위해 최소한의 난방을 전기로 이용하기 위해 전력을 난방 연료로 선택한다고 종종 설명된 바 있다. 에너지를 이용하는데 제약이 있어 최소한의 난방을 사용하기 위함일 가능성도 있으나, 제약이 없는 상황에서도 에너지를 절약하고자 하는 가구의 소비패턴으로 인해 난방에너지로 전기가 선택되었을 가능성이 있다고 보인다. 따라서 가구의 난방에너지 선택 정보가 앞서 언급한 가구 및 주택 특성이 통제하지 못하는 가구의 에너지소비 제약 여부와 가구의 소비 습관을 설명할 수 있을 것으로 기대한다.

마지막으로, 여름철 전력소비에 무엇보다 가장 크게 영향을 미치는 특성은 날씨라고 할 수 있다. 따라서 가구가 거주하는 행정구역의 시군구<sup>29)</sup>와 가장 가까운 관측소의 2016-17년의 일별 평균기온 자료를 이용하여 24도 기준으로 냉방도일(CDD)을 작성하였다<sup>30)</sup>. <표 1>에서 2017년 냉방도일은 2016년 냉방도일보다 12% 낮은 것으로 나타난다. 기록적인 폭염이 발생했던 2016년과 더위가 심하지 않았던 2017년의 여름 날씨가 가구의 냉방도일 자료에서도 확인된다.

한편 가구의 전기 및 에너지소비와 관련한 대다수의 연구에서 가구주에 대한 정보가 사용되는데, 본 분석에서는 가구주에 대한 정보를 사용하지 않았다. 조사자료에서 가구주 연령대, 성별, 교육에 대한 자료가 포함되어 있으나 1,648가구 중 244가구의 가구주 관련 정보가 2년 사이에 변경된 것으로 확인된다.<sup>31)</sup> 실제로 가구주가 변동된 가구도 있을 수 있으나 같은 조사 시기의 타 패널자료의 가구주 성별 변동 비율 대비 「가구에너지 상설표본조사」의 비율이 상당히 높은 편이다.<sup>32)</sup> 따라서 가구주에

---

재할 수 있으며, 아파트 외의 주택형태에서도 지역난방이 공급되기 때문에 모형에 *아파트*와 *지역난방*을 함께 포함하는 것이 가능하다.

29) 현재 공개된 「가구에너지 상설표본조사」 자료에는 17개 시도 정보만 포함되어 있기 때문에, 에너지경제연구원에 가구의 세부 행정구역 정보를 추가로 요청하여 사용하였다.

30) 기상청 기상자료개방포털(<https://data.kma.go.kr/cmmn/main.do>)에서 다운로드 (최종접속일: 2021.8.24.)

31) 가구주 정보 변경은 가구주의 성별 변동을 기준으로 판단하였다.

32) 「한국복지패널조사」는 1.30%, 「한국노동패널조사」는 0.72%, 「한국의료패널조사」는 1.2%, 「재정패널조사」는 1.18%로 약 1% 내외인 반면, 「가구에너지 상설표본조사」는 15%이다.

대한 정보는 분석에 활용하지 않는 편이 더 적절하다고 판단하였다<sup>33)</sup>.

앞서 3장에서 핵심변수의 시간변동 변화량이 FE 결과의 정확성에 영향을 줄 수 있다고 설명한 바 있다. 위에 언급된 시간변동 설명변수 중 가구원과 소득이 가구의 전력소비량에 영향을 주는 핵심 변수라고 할 수 있다. <표 3>에 정리된 두 변수의 변화량 정보를 통해 각 변수의 가구내 변화량(within variation)이 적음을 확인할 수 있다.

<표 3> 가구원수와 소득의 가구내(within) 및 가구간(between) 변화량

변수명	평균	표준편차		
		overall	between	within
가구원수	2.814	1.252	1.192	0.384
소득1	0.313	0.464	0.461	0.051
소득2	0.356	0.479	0.475	0.065
소득3	0.257	0.437	0.434	0.051
소득4	0.049	0.215	0.214	0.025
소득5	0.025	0.156	0.155	0.017

## 2. 2016년과 2017년 전력소비량의 변화

다른 특성을 통제하여 2016년과 2017년의 소비량의 차이를 분석하기 전에, 두 해의 월별 전력소비량의 분포를 통해 가구의 소비행태 변화를 확인하고자 한다.

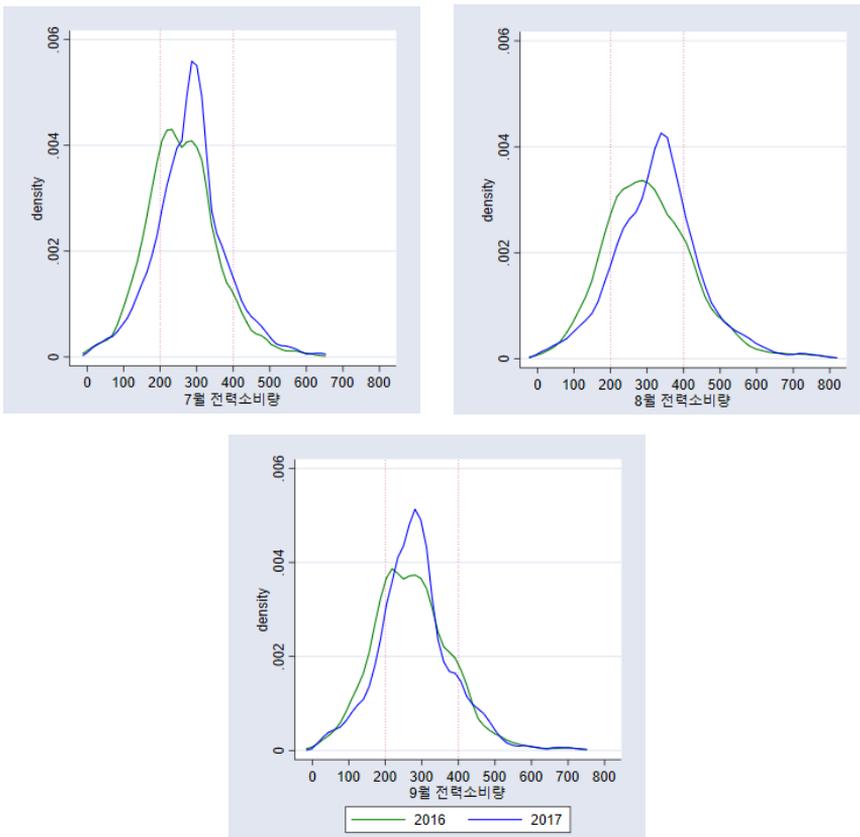
[그림 1]은 7월부터 9월 모두 2016년 대비 2017년의 가구 월평균 소비량이 증가하였고, 소비량의 격차가 다소 감소하였음을 보여준다. 조하현·장민우(2015)는 2013년도 「가계동향자료」를 이용하여 1월부터 12월의 월별 전력소비량 분포를 제시하며, 누진단계 소비량 경계 부근에서 불균형 분포가 나타난다고 설명하였다. 조하현·장민우(2015)에<sup>34)</sup> 비해 [그림 1]에서 불균형한 부분이 덜 나타나는 것으로 보이나

33) 가구에너지에 대한 자료를 분석에 포함해도 추정결과에는 큰 차이가 없었다. 모형에 가구에너지에 대한 자료를 포함한 분석 결과는 저자에게 별도 요청시 제공한다.

34) 조하현·장민우(2015) <그림 1>, p.377

여전히 소비량의 증가 속도가 둔화되는 부분이 존재함을 알 수 있다. 하지만 속도가 둔화되는 구간이 누진단계 소비량 경계와 일치하진 않는 것으로 나타난다. 이는 가구가 누진구간을 정확하게 인지하지 못하고 있기 때문일 수도 있으나, 가구가 누진구간을 정확하게 인지하고 있다고 하더라도 실시간으로 가구의 소비량을 정확하게 인지하는 것이 현실적으로 어렵기 때문일 수도 있다.

[그림 1] 2016-17 여름철 월별 전력소비량 분포



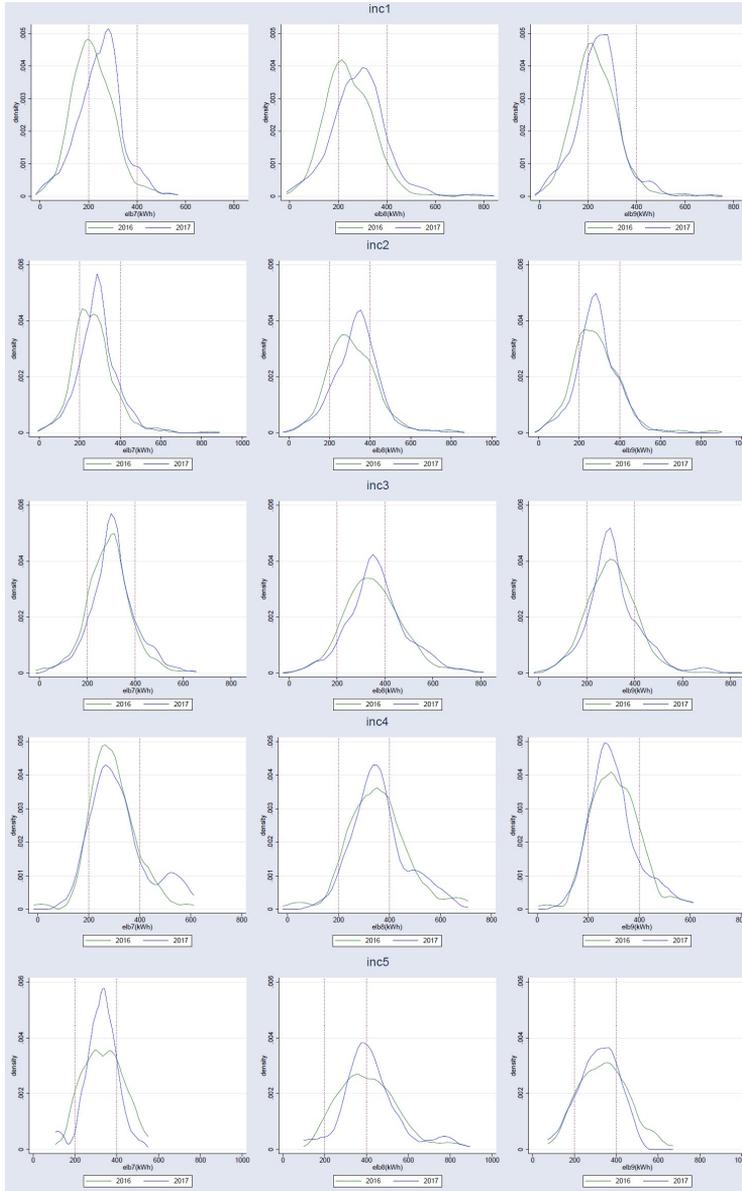
주: 그래프의 가시성을 위하여 1,648가구 중 월별 전력소비량이 800kWh 미만인 자료를 이용하여 커널 밀도(kernel density) 추정을 활용하여 작성

한편 2017년의 7월부터 9월 분포는 가구가 누진구간에 반응한다는 것을 간접적으로 제시해준다. 소비량의 증가세가 둔화되는 구간이 8월과 9월에 더 두드러지게 나타나고, 8월에는 200kWh와 300kWh 사이에서, 9월에는 400kWh 근처에서 나타나고 있다. 7월 실소비량이 8월 자료로, 8월 실소비량이 9월 자료로 포함될 가능성이 높다는 점을 고려할 때, 이는 자연스러운 결과라고 보인다. 보통 여름철 무더위가 7월 보다는 8월에 나타나기에, 7월에는 누진 단계의 첫 경계인 200kWh, 8월에는 두 번째 경계인 400kWh 부근에서 소비량을 조절하려는 가구가 있는 것으로 짐작된다.

소득 구간별로는 어떤 차이가 나타나는지 확인하기 위하여 7월부터 9월까지의 소득 구간별로 전력 소비 분포를 그려보았다. [그림 2]에서 세 개의 열은 해당 월(각 7~9월)을 구분하고 있으며, 다섯 개의 행은 소득 구간(1~5구간)을 구분하고 있다. 예를 들어 소득 3구간의 8월 전력 소비 분포는 15개의 그래프 중, 가장 가운데 위치한 그래프가 된다. 또한, 각 그래프에서 녹색은 2016년의 전력 소비 분포를, 파란색은 2017년의 분포를 나타낸다. [그림 2]에서 눈에 띄는 것은 소득구간이 낮을수록, 요금제 개편 후인 2017년 전력 소비 증가가 뚜렷하다는 것이다. 첫 번째 행의 세 그래프를 보면 파란색 그래프가 초록색 그래프보다 확연히 오른쪽으로 치우쳐져 있음을 알 수 있다. 이러한 경향은 점차 약해지다가 소득 4구간부터는 찾아보기 힘들다. 따라서 2016년의 요금제 개편으로 인한 전기요금 부담완화 효과는 저소득층에서 더 크고 분명하게 나타난다고 할 수 있다<sup>35)</sup>.

35) 이 외에 [그림 2]에서 두드러지는 특징은 2017년의 그래프가 2016년 대비 대체로 첨도(kurtosis, 분포 그래프의 뾰족한 정도)가 높게 나타난다는 것이다. 이는 전력 소비의 분포가 2017년에 중위값을 중심으로 더 집중되어있음을 말한다. 소득 1구간 외에 다른 대부분의 그래프에서 이러한 현상이 관찰되는데, 이는 요금제 변화보다는 기후적 요인이 크게 작용했을 가능성이 높다. 즉, 2016년의 경우 기록적 폭염으로 냉방 수요가 높아졌는데, 이에 반응하는 개개인의 특성 차이가 전력 소비 분포의 분산을 높이는 방향으로 작용했을 것으로 판단된다. 그러나 이러한 기후적 요인 변화와 전력 소비의 분포적 특성 간의 인과관계에 대해서는 추가적 연구가 필요할 것으로 보인다.

[그림 2] 2016-17 여름철 월별/소득 구간별 전력소비량 분포



주: 그래프의 가시성을 위하여 1,648가구 중 월별 전력소비량이 1,000kWh 미만인 자료를 이용하여 커널 밀도(kernel density) 추정을 활용하여 작성

### 3. 분석 결과

본 절에서는 다른 설명변수를 통제한 상황에서 두 시기의 소비량의 차이를 분석한 결과로 요금제 개편 효과를 살펴본다.

<표 4>에 분석결과를 정리하였다. 모형 (1)은 전기요금제가 발생한 이후 시기인 2017년에 소비량 변화가 있었는지를 확인하기 위하여 식 (3)에서  $D17_{it}$ 에  $y17$  하나만을 포함한 결과이며, 모형 (2)는 가구의 특성별로 2016-17년의 소비량 변화를 확인하기 위하여  $D17_{it}$ 에  $y17$ 과 함께 가구특성 변수와  $y17$ 의 교차항을 추가한 결과이다. 사회적 배려계층에 확대된 혜택을 받은 그룹의 소비량 변화와 전기요금제 개편이 소득특성별로 미친 영향, 그리고 주택 특성별 소비량의 변화를 확인하기 위하여 *대가족*, *장애인가구*, 소득 구간 변수, *거주면적*, *아파트*와  $y17$ 의 교차항이  $D17_{it}$ 에 포함되었다. *대가족*과  $y17$ 의 교차항을 설명변수에 추가하면서 모형 (2)에 *대가족*을 함께 포함하였고, *거주면적*과의 교차항은 *거주면적*의 평균중심 변환(centering)한 변수인 *거주면적*을 활용하여 추가하였다<sup>36)</sup>.

먼저 모형 (1)의 결과를 살펴보자. 가구원이 한 명 증가할 때 *여름전력소비량*은 44~47kWh 증가하는 것으로 나타났다. 이는 2016년 평균 *여름전력소비량*의 약 5%에 해당한다.<sup>37)</sup> 소득 구간의 추정치는 첫 번째 소득 구간(소득1)과의 차이를 의미하는데, 소득 구간이 높아질수록 전력소비량이 증가하는 것으로 확인되며 모두 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타난다. 예상했던 것처럼 소득과 전력소비량 사이에 양의 상관관계가 존재함을 확인할 수 있다. *장애인가구*는 등록장애인을 포함하지 않은 가구에 비해 *여름전력소비량*이 약 126~133kWh 더 높은 것으로 추정되었다.

36) 평균중심 변환 없이 *거주면적*을 사용하게 되면  $y17$ 의 계수는 *거주면적*이 0일 때 2017년과 2016년의 소비량의 변화를 나타낸다. *거주면적*이 0인 관측치는 표본상 불가능하기 때문에 현재 분석의 관심대상인  $y17$ 의 계수를 의미있게 유지할 수 있도록 변수를 조정하여 사용하였다.

37) 모형 (1)에 *가구원수*의 제곱항을 넣은 결과 *가구원수*가 증가할수록 증가 속도는 감소하는 것으로 분석된다. 감소하기 시작하는 축은 5.26(POLS)과 5.17(RE)로 *가구원 수*가 5인에서 6인으로 넘어가면 *가구원 수*의 증가에 따라 전력소비량이 감소하는 것으로 해석된다. 모형 (1)에 *가구원*의 제곱항을 넣은 분석 결과는 저자에게 별도 요청시 제공한다.

주택특성과 관련해서는 *거주면적이* 넓어질수록 전력소비량도 증가하는 것으로 추정되었으나, 아파트에 사는 가구와 그렇지 않은 가구 간의 전력 소비의 차이는 통계적으로 유의하지 않는 것으로 확인되었다.

난방연료는 도시가스를 주 난방연료로 사용하는 가구와의 소비량 차이를 의미하는데, 지역난방을 사용하는 가구는 약 64~66kWh 정도 적게, 전기를 주 난방으로 사용하는 가구는 약 196~197kWh 정도 적게, 임산연료를 사용하는 가구는 약 158~180 kWh 정도 높은 것으로 추정되었다. RE 추정치에서는 심야전기 가구도 도시가스 가구에 비해 통계적으로 유의하게 약 52kWh 정도 낮게 추정된다. 주목할 점은 소득을 포함한 가구 특성과 주택 특성이 동일한 상황에서 전기 난방 가구가 타 연료 대비 상당히 낮은 *여름전력소비량*을 보이는 것으로 추정되었다는 것이다. 이는 앞서 논의했던 것처럼 전기를 주난방연료로 선택한 가구가 도시가스와 비교해 에너지를 절약하고자 하는 소비패턴을 갖고 있을 가능성과 에너지 사용의 제약이 있는 가구일 가능성을 보여주는 결과라고 해석된다<sup>38)39)</sup>.

에어컨을 냉방기기로 사용하는 가구의 *여름전력소비량*이 80~88kWh 높은 것으로 추정되어 예상했던 대로, 에어컨이 가구의 여름철 전력소비량에 상당히 큰 영향을 준다는 것을 확인할 수 있다. 한편 가구 및 주택 특성을 통제한 뒤에는 CDD가 가구의 여름전력소비량에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과가 나온 것은 본 분석에서 사용된 CDD 자료의 변화 특성 때문으로 추정된다. CDD의 변화량은 두 가지 측면으로 볼 수 있는데, 첫째는 연간 변화이고 둘째는 지역 간 변화이다. 우리나라는 국토면적이 넓지 않아 지역 간 CDD의 변화가 충분하지 않은 상황에서 연간 변화는 전력소비 변화와 반대 방향으로 나오니<sup>40)</sup> 본 분석

- 
- 38) 전기를 주난방연료로 선택한 가구가 통상적으로 노인가가 많기 때문에 가구주의 특성이 통제되었을 때 다른 결과가 나타날 수 있을 것으로 예상할 수 있다. 하지만 가구주 정보를 포함했을 때에도 현재 결과와 크게 다르지 않으며, 가구주 정보 없이 65세 가구원의 포함여부를 모형에 추가했을 때와, 독거노인가구 여부를 추가했을 때 각각의 결과 모두 현재의 결과와 유사하다. 이러한 추정 결과는 저자에게 별도 요청시 제공 가능하다.
- 39) 모형에 난방연료를 포함하지 않는 경우, 전체적인 분석의 결과가 현재 제시하는 결과와 유사하다. 해당 추정 결과는 저자에게 별도 요청시 제공 가능하다.
- 40) 2017년에 냉방도일은 전년 대비 감소한 반면, 전력소비는 증가했다.

에서는 CDD의 효과가 제대로 추정되기 힘든 것으로 판단된다.

이러한 가구 특성 효과와 함께, 모형 (1)은 동일한 가구 및 주택특성이 통제된 이후에도 2017년 가구의 *여름전력소비량*이 2016년 대비 약 52~53kWh 증가한 것으로 추정되었다.<sup>41)</sup> POLS와 RE 추정치 모두 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 결과이다. 앞서 <표 1>과 [그림 1]을 통해 2016년 대비 2017년의 가구의 평균 *여름전력소비량*이 증가했을 것으로 기대할 수 있었다. 추정된 증가량은 <표 1>에서 제시된 두 해의 평균 *여름전력소비량*의 변화량(54.25kWh)과 비슷한 수준이다.<sup>42)</sup> 따라서 모형 (1)의 추정 결과는 전력소비에 서로 다른 영향을 주는 여타 특성들이 통제된 상황에서 2017년의 가구의 여름철 소비량이 증가하였음을 말하며, 2016년 요금제 개편의 효과가 여름철 전력소비량을 평균적으로 증가시키는 영향을 주었을 가능성을 시사해준다.

<표 4> 패널분석 추정결과

변수명	(1)		(2)	
	POLS	RE	POLS	RE
가구원수	46.53*** (5.89)	44.16*** (5.80)	59.65*** (7.13)	58.13*** (7.36)
대가족			-79.07** (32.04)	-85.88*** (31.62)
소득 <sub>2</sub>	61.84*** (16.14)	64.55*** (16.08)	80.90** (19.16)	83.07*** (19.18)
소득 <sub>3</sub>	99.70*** (19.71)	101.55*** (19.41)	127.63*** (23.96)	128.39*** (23.41)
소득 <sub>4</sub>	131.51*** (43.66)	136.37*** (43.32)	193.74*** (62.96)	196.61*** (62.91)
소득 <sub>5</sub>	201.17*** (58.65)	223.43*** (71.08)	222.43*** (51.27)	254.18*** (57.59)

41) 이는 2016년 가구의 평균 여름철 전력소비량의 약 6.2%에 해당한다.

42) 추정된 증가량이 2016년과 2017년의 단순 평균 전력 소비 변화량과 유사하다고 전력 수요 함수의 주요 변수들이 제대로 통제되지 않았다고 볼 수는 없다. 왜냐하면, 각 독립변수들의 효과가 서로 상쇄되어 최종 결과는 변수 통제 전과 얼마든지 유사하게 나올 수 있다.

변수명	(1)		(2)	
	POLS	RE	POLS	RE
장애인가구	126.26** (58.90)	133.48** (58.36)	105.67 (90.84)	112.89 (91.70)
거주면적 <sup>1)</sup>	2.27*** (0.26)	2.29*** (0.26)	1.87*** (0.34)	1.88*** (0.34)
아파트	-11.66 (16.68)	-11.71 (16.63)	-46.16** (21.20)	-47.01** (21.24)
연탄	0.34 (36.22)	-9.10 (35.47)	3.19 (35.62)	-6.81 (34.41)
등유	26.08 (18.51)	26.30 (18.23)	28.97 (18.58)	28.08 (18.26)
LPG	45.85 (40.31)	43.04 (38.88)	44.84 (40.50)	40.93 (38.94)
지역난방	-64.03** (25.29)	-65.66*** (24.55)	-65.33** (25.38)	-67.81*** (24.65)
전력	-196.90*** (71.47)	-196.16*** (64.00)	-183.34*** (69.22)	-181.81*** (60.24)
심야전력	-46.20 (31.73)	-51.49* (30.59)	-40.96 (31.68)	-46.90*** (30.51)
임산연료	179.72** (76.39)	157.94** (74.55)	178.18** (76.89)	157.19** (74.74)
에어컨	88.07*** (14.00)	80.47*** (13.39)	87.41*** (13.96)	79.43*** (13.36)
CDD	-0.04 (0.14)	-0.03 (0.14)	-0.05 (0.14)	-0.03 (0.14)
y17	52.46*** (9.20)	52.51*** (9.06)	71.05*** (16.22)	71.61*** (15.86)
장애인가구*y17			16.93 (114.92)	14.67 (110.01)
대가족*y17			-19.20 (34.26)	-19.26 (33.47)
소득2*y17			-55.52*** (19.75)	-56.09*** (19.75)
소득3*y17			-77.25*** (25.90)	-77.23*** (25.85)

변수명	(1)		(2)	
	POLS	RE	POLS	RE
소득4*y17			-150.06** (59.18)	-147.46** (59.13)
소득5*y17			-60.47 (92.70)	-82.02 (77.23)
거주면적*y17			0.83** (0.37)	0.84** (0.37)
아파트*y17			65.64*** (20.19)	66.19*** (20.19)
상수항	405.85*** (37.29)	412.90 *** (37.41)	573.75*** (33.58)	580.56*** (32.53)
관측치	3,296			
가구수(N)		1648		1648
Adjusted R <sup>2</sup>	0.18		0.19	

주: 1) 모형(2)에서는 거주면적 대신 거주면적=거주면적-평균(거주면적)이 사용되었다.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 말한다.

3) 괄호 안은 White 표준오차 값이다.

모형 (2)의 결과는 분석의 주 관심인 y17과 y17 교차항의 추정치를 중심으로 설명한다. 모형 (1)에서 y17 계수가 전체 가구의 2016년과 2017년 소비량의 평균 증감량을 포착하는 것이라면, 모형 (2)에서는 장애인가구=0, 대가족=0, 소득1=1, 거주면적=평균(거주면적), 아파트=0인 가구의 2016년 대비 2017년 소비량의 증감량을 의미한다. 즉, 2017년 가구원 중 등록장애인이 없고, 가구원 수가 4인 이하이며, 세전 연간 총 소득이 2,400만원 이하이면서, 약 88m<sup>2</sup>의 거주면적을 가진 비 아파트에 거주한 가구의 소비량 변화를 보여주는 것이다. 따라서 모형 (2)의 y17 계수 추정치에 따르면 동 그룹의 2017년 여름전력소비가 2016년에 비해 71~72kWh 정도 크며, 이는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

한편 y17과 y17 교차항의 추정치를 활용하여 자료 내 대표 가구의 2017년 여름 전력소비 변화량을 추정할 수 있다. 먼저 대표 가구를 모형 내 변수의 평균값을 가지는 가구로 정의한다. 더미변수는 평균값 대신 1과 0 중 비중이 더 큰 값을, 구간변수의 경우는 평균값 대신 최빈도 구간을 사용한다. 이 기준에 따라 분석자료 상 2017년 대

표 가구는 장애인가구=0, 대가족=0, 소득2=1, 거주면적=평균(거주면적), 아파트=0인 가구이다<sup>43)</sup>. 동 가구의 2016년 대비 2017년 소비량은 약 16kWh<sup>44)</sup> 증가한 것으로 추정된다<sup>45)</sup>.

거주면적 변수의 교차항의 경우, 2016년보다 2017년 전력소비량 증가량이 더 높은 것으로 추정되었고, 아파트에 거주하는 가구가 2016년에는 타 주택유형 가구에 비해 전력소비량이 약 46~47kWh 정도 낮았지만, 2017년에는 전력소비량이 약 66~67kWh 만큼 더 높은 것으로 추정되었다. 이는 거주면적이 넓을수록, 또는 아파트에 거주하는 가구가 전기요금제 변화에 더 민감하게 반응하여 소비를 증대시켰을 가능성을 제시한다.

대가족의 추정치는 음의 부호를 갖는 것으로 나타났는데<sup>46)</sup>, 2017년 세대원이 5인 이상인 가구에 대해 할인 혜택이 확대되었지만, 분석 상 5인 이상 가구의 2017년 소비량은 2016년과의 통계적으로 유의한 차이는 확인되지 않았다.

장애인가구의 경우 2016년 요금제 개편에서 장애인 가구에 대한 혜택이 확대되었기에 양의 값이라는 것은 예상과 일치하지만, 통계적으로 충분히 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 이는 분석 표본 중 장애인가구가 2016년과 2017년에 각각 16가구와 58가구로 상당히 적기 때문에 나타나는 통계적 현상이라고 판단된다.

소득 구간의 추정치는 모형 (1)과 마찬가지로 소득 구간이 높아질수록 전력소비량이 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 모형 (2)의 추정 결과에서 흥미로운 것은 소득구간과  $y17$  교차항의 계수 추정결과이다. 가장 높은 소득 구간을 제외한 3개의 소득구간과  $y17$  교차항의 추정치 모두 통계적으로 유의한 음의 값을 갖는 것을 확인할 수 있다. 즉, 2016년에 비해 2017년에 소득구간별 전력소비 편차가 축소되는 것으로 추정되었다.

43) 가구원수의 평균은 2.7 이기 때문에, 대가족=0이 되며, 아파트의 평균값은 0.47이기 때문에 비 아파트 형태가 더 높아 아파트=0 으로 설정하였다. 또한 5개의 소득구간 중 소득2의 빈도가 가장 높아, 소득2=1 인 가구를 대표가구로 정의하였다.

44) POLS 추정치는 15.53(=71.05-55.52)kWh, RE 추정치는 15.53(=71.61-56.09)kWh이다.

45) 동일한 기준이면서 아파트=1인 가구는 2016년 대비 2017년 여름전력소비량이 약 81~82kWh 증가한 것으로 추정된다.

46) 가구원수의 제공항을 포함한 결과를 고려할 때 어느 정도는 예견된 결과이다.

<표 5>는 모형 (2)의 추정결과를 바탕으로 2016년과 2017년 소득구간별 전력 소비 차이를 계산한 것이다. POLS와 RE의 결과가 대동소이하니 RE의 결과를 기준으로 설명하기로 한다. 기준 소득구간은 소득이 가장 낮은 1구간이다. 2016년의 경우, 2구간의 전력소비량은 1구간에 비해 83.1kWh나 높다. 그리고 소득이 3~5구간 한 단계씩 높아지면서 전력소비량은 각각 45.3, 68.2, 57.6kWh 증가하는 것을 볼 수 있다. 그러나 2017년의 경우, 소득 2구간의 전력소비량은 1구간 대비 27.0kWh 높은 수준에 그친다. 이후, 3구간으로 가면서 2구간 대비 24.2kWh가 증가하고 4구간에서는 3구간의 전력 소비와 거의 유사한 값을 보인다. 반면, 5구간에서는 전력 소비가 4구간 대비 123.0kWh 증가하여 2016년보다 더 큰 증가폭을 보여준다.

<표 5> 소득 구간별 1구간 대비 전력 소비 차이(단위: kWh)

소득 구간	2016년		2017년	
	POLS	RE	POLS	RE
2 구간	80.9	83.1	25.4	27.0
3 구간	127.6	128.4	50.4	51.2
4 구간	193.7	196.6	43.7	49.2
5 구간	222.43	254.2	162.0	172.2

자료: <표 4>의 추정 결과를 이용하여 저자 작성

위 논의는, 통계적으로 유의하지 않게 나온 마지막 5구간의 추정치를<sup>47)</sup> 제외할 경우, 다음과 같이 정리할 수 있다. 2016년 12월의 요금제 개편 전에는 소득 1구간과 2구간 사이 전력 소비 격차가 80kWh 정도로 가장 컸다. 그리고 이후 소득 구간에서도 소득 구간이 올라갈 때마다 50~70kWh 정도씩 소비량이 증가했다. 그러나 요금제 개편 이후 1구간과 2구간의 소비량 격차는 30kWh 미만으로 축소되었고 다른 구간에서도 전력 소비량의 격차는 2016년에 비해 크게 감소한 것을 알 수 있다. 이처럼 소득 격차에 따른 전력 소비 차이가 큰 폭으로, 그리고 통계적으로 상당히 유의하게

47) <표 4>에 따르면 “소득5\*y17”의 계수 추정치는 유의수준 10%에서도 통계적으로 유의하지 않다.

축소된 것은 전력 요금제 개편으로 인해 가구의 여름철 전력 소비에 대한 부담이 상당히 경감되었음을 의미한다. 즉, [그림 2]의 결과가 다른 특성이 통제되는 상황에서도 유효함을 확인할 수 있다.

## VI. 결 론

본 논문은 2016년의 주택용 전기요금제 변화로 인한 가구 특성별 전력 소비 변화를 실증적으로 분석하였다. 2016년 전기요금제 개편이 전 가구를 대상으로 동일한 시점에 발생한 관계로 개편의 인과효과를 정확히 식별하는 것이 어려워 2017년과 2016년의 소비량의 차이로 개편의 효과를 간접적으로 분석하였다. 「가구에너지 상 설표본조사」 자료에 POLS와 RE를 적용한 결과, 전기요금제 개편 후인 2017년 가구의 여름철 전력소비량이 52~53kWh 증가한 것으로 추정되었고 소득 1~5구간 사이의 전력 소비 차이가 현저하게 줄어든 것을 확인하였다. 즉, 2016년의 전기요금제 개편이 전력 서비스가 필요할 때 누구나 큰 부담 없이 이를 사용할 수 있는 환경을 조성함으로써 전반적 가계의 효용을 높이는데 기여한 것으로 평가할 수 있다.

한편 소득 구간에 따른 소비량의 격차가 감소하였고 요금제 개편으로 전 구간의 전기요금이 낮아진 것을 고려할 때, 본 논문의 결과는 소득에 따라 가구가 전기 가격 인하에 반응하는 정도가 다를 가능성을 제시한다. 일반적으로 저소득 가구가 고소득 가구에 비해 전력소비에 제약이 있을 가능성이 높다. 따라서 요금제 개편으로 인해 기존에 제약 없이 전력을 사용하고 있던 가구와 제약이 있던 가구가 가격 인하에 반응하게 되는 변화량에 차이가 발생할 수 있을 것이다. 하지만 본 연구의 분석이 이러한 해석을 직접적으로 제시하고 있는 것은 아니다. 누진제 완화와 함께 저소득 가구를 대상으로 다양한 혜택이 함께 제공되었기 때문에 현재 분석된 소득에 따른 소비량 격차가 누진제 완화로 인한인지에 대해서는 확인할 수가 없다. 다양한 혜택 중 무엇에 의해 어떤 효과가 발생했는지를 분석하기 위해 개별 효과 식별 가능 여부, 필

요한 가정, 사용가능한 자료 유무 등에 대한 신중한 검토와 논의가 향후 추가 연구를 통해 진행되어야 할 것이다.

또한 본 연구에서는 다른 특성이 통제되었을 때 냉방도일이 여름철 전력소비에 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났는데, 향후 연구에서는 좀 더 다양한 기후 정보(폭염, 습도, 열대야 지수 등)를 추가적으로 이용하는 것도 흥미로울 것이다. 다양한 기후 정보를 이용한 분석 결과와 본 연구 결과를 비교하고, 차이가 있다면 그 이유에 대한 상세한 답을 제시할 수 있는 분석이 수행되길 기대한다.

마지막으로, 본 연구의 목적은 2016년 요금제 변화가 가구의 전력소비에 미치는 영향을 실증적으로 확인하는 것이기 때문에, 동 요금제 개편이 사회적 후생에 미친 영향에 대한 분석은 수행하지 않았다. 가계의 효용을 증대하는 효과를 가져왔다는 결론을 제시하고 있으나, 가계의 효용 증대가 반드시 사회적 후생 증대로 연결되는 것은 아니다. 따라서 전기요금 현실화와 사회 후생 증대 측면에서 동 요금제 개편이 적절하였는지를 평가하는 향후 연구 역시 필요하다고 할 수 있다.

접수일(2022년 2월 8일), 수정일(2022년 3월 30일), 게재확정일(2022년 3월 31일)

◎ 참고 문헌 ◎

- 감사원(2019). 『감사보고서 -전기요금제도 운영실태-』
- 김영덕·박민수(2013). 『석유제품과 전력의 수요행태 변화에 대한 실증분석』, 자원·환경  
경제연구, 22권, 2호, pp.251~279.
- 김지효·남수현(2016). 『가정 부문 전력사용 효율성 실증 연구: 가구에너지소비 상설표본  
조사자료 분석』, 에너지경제연구원.
- 남수현·강병욱(2021). 『2016년 전기요금제 개편으로 인한 주택용 전력 소비 변화 연구』,  
기본연구보고서 21-17, 에너지경제연구원.
- 박광수·남경식(2019). 『가격왜곡의 에너지소비 비효율성에 미치는 영향 분석』, 기본연구  
보고서 19-06, 에너지경제연구원.
- 산업통상자원부, 『누진제 개편으로 주택용 동·하계 전기요금 부담 15% 경감』, 보도참고  
자료, 2016.12.13.
- 신동현(2018). 『고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계 분석: 고령화 지표 선택과 가격·  
소득 탄력성 변화를 중심으로』, 에너지경제연구, 17권, 1호, pp.95~129.
- 이소임(2020). 『2016년 주택용 전기요금체계 개편에 따른 가구 전력 소비영향 분석』, 통  
계청논문공모전.
- 전수연(2013). 『전력가격체계의 문제점과 개선방안』. 사업평가 현안분석 제48호, 국회에  
산정책처.
- 정연재(2019). 『주택용 전기요금 체계에 대한 소고(小考)』, 에너지 포커스 16(2), 에너지  
경제연구원.
- 정한경·박광수(2010). 『시장친화형 에너지가격체계 구축 종합 연구』. 기본연구보고서  
10-25, 에너지경제연구원.
- 정한경·박광수·최도영·김수일(2007). 『에너지가격정책 및 규제체계 개선 연구』. 기본연  
구보고서 07-01, 에너지경제연구원.
- 조성진·박광수(2015). 『주택용 전력수요의 계절별 각계탄력성 추정을 통한 누진요금제

- 효과 검증 연구』, 에너지경제연구원.
- 조하현·장민우(2015). 『구간별 가격체계를 고려한 우리나라 주택용 전력수요의 가격탄력성과 전력누진요금제 조정방안』, 자원환경경제연구.
- 최문선·남수현(2021). 『가구에너지패널조사 개선 현황 및 향후 과제』, 『에너지포커스 2021년 가을호』. 에너지경제연구원.
- 홍순동·김창식(2018). 『고빈도 데이터를 활용한 주택용 전력 최대수요의 가격탄력성 추정』, *Journal of Economic Theory and Econometrics*, Vol. 29, No. 1, pp.48~74 (국문).
- Chindarkar, N. and Goyal, N. 2019. “One price doesn't fit all: An examination of heterogeneity in price elasticity of residential electricity in India.” *Energy Economics*, Vol 81, pp.765-778.
- Cialani, C. and Mortazavi, R. 2018. “Household and industrial electricity demand in Europe.” *Energy Policy*, Vol 122, pp.592-600.
- Fan, S. and Hyndman, R. 2011. “The price elasticity of electricity demand in South Australia.” *Energy Policy*, Vol 39, pp.3709-3719.
- Holtedahl, P. and Joutz, F. L. 2004. “Residential electricity demand in Taiwan.” *Energy Economics*, Vol. 26(2), pp.201-224.
- Gautam, T. K. and Paudel, K. P. 2018. “Estimating sectoral demands for electricity using the pooled mean group method.” *Applied Energy*, Vol 231, pp.54-67.
- Reiss, P. C. and White, M. W. 2005. “Household electricity demand, revisited.” *Review of Economic Studies*, Vol 72, pp.853-883.
- Schulte, I. and Heindl, P. 2017. “Price and income elasticities of residential energy demand in Germany.” *Energy Policy*, Vol 102, pp.512-528.
- Silva, S. Soares, I. and Pinho, C. 2018. “Electricity residential demand elasticities: urban versus rural areas in Portugal.” *Energy*, Vol 144, pp.627-632.
- Wooldridge, J. 2010. “Econometric analysis of cross section and panel data.” MIT Press Books, The MIT Press, edition 2, volume 1.
- Youn, H. and Jin, H. 2016. “The effects of progressive pricing on household electricity use.” *Journal of Policy Modeling*, Vol. 38. pp.1078-1088.

ABSTRACT

The Effects of the 2016 Residential Electricity Rate Reform on Household Electricity Consumption using Household Energy Panel Survey\*

Suhyeon Nam\*\* and Byunguk Kang\*\*\*

This paper empirically analyzed the change in electricity consumption by household characteristics due to the change in the residential electricity rate in 2016. Since the electricity rate reform in 2016 occurred at the same time for all households, the causal effect of the reform is not accurately identified. Therefore, this paper indirectly analyzed the effect of the reform with the difference in electricity consumption between 2017 and 2016. As a result of applying POLS and RE to the 2 years of "Household Energy Panel Survey" data, it was estimated that the summer electricity consumption of households increased by 52-53 kWh in 2017 after the reform, and it was confirmed that the difference in electricity consumption due to income level was significantly reduced. In other words, it can be evaluated that the reform of the residential electricity rate in 2016 contributed to increasing the utility of the household by creating an environment where anyone can use the electricity service with less burden when it is needed.

Key Words : electricity rate system, Household Energy Panel Survey, electricity demand function

\* This study is a revised and supplemented paper from Nam and Kang (2021), the Basic Research Report 21-17 of the Korea Energy Economics Institute, 「The effects of the 2016 electricity block pricing change on residential electricity consumption」.

\*\* Research Fellow, Korea Energy Economics Institute, nam,suhyeon@keei.re.kr (first author)

\*\*\* Research Fellow, Korea Energy Economics Institute, byunguk\_kang@keei.re.kr (corresponding author)