

소득 수준에 따른 한국 도시 가구의 전력소비행태 이질성과 전기요금개편 효과 분석*

신동현**, 조하현***, 장민우****

요 약

본 연구는 소득 수준에 따라 도시 가구 전력소비행태의 차이가 존재하는지 분석하고 전기요금개편 방향을 제시하고자 하였다. 2013년 한국 도시 가구의 전력소비에 관한 횡단면 자료를 분석한 결과, 인지가격의 종류, 가격탄력성의 크기, 고령화 등의 효과가 소득 수준에 따라 상이하다는 것을 발견하였다. 구체적으로 전력소비행태가 달라지는 임계소득은 150만원, 270만원, 610만원으로 각각 추정되어 임계소득에 따라 4개의 전력수요함수를 분석할 수 있었다. 월소득 150만원 이하의 저소득 가구는 평균가격에, 150만원 이상의 가구들은 한계가격에 반응하고, 소득이 증가할수록 가격탄력성이 탄력적이라는 것을 확인하였다. 또한, 고령화, 냉·난방도일 등과 같은 다른 요인들도 소득 수준에 따라 전력소비에 미치는 효과가 다르게 나타났다. 소득 수준에 따른 전력소비행태의 차이점을 고려하여 전기요금개편 효과를 분석한 결과, 누진단계 축소는 전력소비의 절약을 유도할 수 있고, 누진을 강화는 소득 재분배의 형평성 측면에서 바람직한 것으로 나타났다.

* 논문의 발전을 위해 유익한 의견을 주신 익명의 심사위원께 감사의 마음을 전합니다.

** 온실가스종합정보센터 선임연구원/연세대학교 경제학부(주저자), idol@yonsei.ac.kr

*** 연세대학교 경제학부 교수(공동저자), hahyunjo@daum.net

**** 연세대학교 일반대학원 경제학과 박사과정(공동저자), maretyno37@yonsei.ac.kr

주요 단어 : 도시 가구 전력소비, 이질성, 임계효과, 전기요금개편 효과
경제학문헌목록 주제분류 : Q43, C33

I. 서론

한국은 전력사용량이 증가하면 한계가격(marginal price) 또는 사용량 요금 이 높아지는 누진요금제(increasing block rate, 이하 누진제)를 1974년 이후 주택 부문에 도입하여 지금까지 유지하고 있다. <표 1>에 나타나 있듯이, 누진제는 전력을 많이 쓰는 가정에 높은 요금을 부여하여 전기사용 절약을 유도하고, 전력을 적게 쓰는 저소득 가구의 전력요금은 낮추어 소득 재분배의 효과를 기대할 수 있다.

〈표 1〉 한국의 주택용 전력요금체계(2015년 현재)

사용량 구간(kWh)			~100	101 ~ 200	201 ~ 300	301 ~ 400	401 ~ 500	501 ~
현행 요금제	저 압	기본 요금	410	910	1,600	3,850	7,300	12,940
		사용량 요금	60.7	125.9	187.9	280.6	417.7	709.5
	고 압	기본 요금	410	730	1,260	3,170	6,060	10,760
		사용량 요금	57.6	98.9	147.3	215.6	325.7	574.6

(주) 자료출처는 한국전력공사(KEPCO)이며, 기본요금의 단위는 원/호이며, 사용량 요금의 단위는 원/kWh이다.

소득 수준이 지속적으로 향상되고 냉·난방 기기와 같은 가전기기를 중심으로 가정의 전기화(electrification) 현상이 심화됨에 따라 현재의 누진제가 전력가격을 왜곡시키고, 사회후생에 부정적 영향을 준다는 주장이 꾸준히 제기되고 있다(정한경, 2007; 윤용범, 2011; 전수연, 2013; 권오상 외, 2014). 한편,

2015년 6월 30일에 Post-2020 국가 온실가스 감축목표가 감축률 기준으로 2030년 BAU(Business-As-Usual) 대비 37%로 공표됨에 따라 전력가격 인상을 통해서 전력소비와 온실가스 감축을 달성하고자 하는 논의도 다시 활발하게 진행되고 있다. 전력가격 인상으로 인한 전력소비 변화는 발전 설비계획, 발전 전원 구성에 영향을 주므로 그 파급효과는 국가 전체 에너지계획으로 이어진다.¹⁾ 뿐만 아니라, 발전시장과 판매시장이 분리된 이중 구조의 전력시장 하에서 전력가격 인상은 발전회사들의 만성적인 재무 불균형 문제를 해결하는 근본적 방안으로 알려져 있다(김수덕·손양훈, 2008; 김현숙 외, 2012).²⁾ 누진제 개편을 통한 사회후생 변화, 전력가격 변화를 통한 전력소비 및 온실가스 감축효과, 전력 발전·판매 시장에 대한 전력가격 정상화의 영향 등에 관한 논의들에 대한 정확한 결과를 이끌어 내기 위한 핵심은 전력소비의 가격탄력성 분석이며, 나아가 전력수요함수를 정확하게 추정하는 것이다.

본 연구는 한국 도시 가구의 전력소비행태를 정확하게 분석하기 위해 누진제 하에서 고려해야 하는 여러 사항들과 함께 소득 크기에 따라 가구별 전력소비 동학(dynamics)이 상이할 수 있음을 고려하였다. 기존 연구들에서 누진제 하의 전력가격으로 인한 내생성(endogeneity) 및 굴절형태(kinked form)의 예산제약 문제, 인지가격(perception price)으로서 평균가격과 한계가격의 선택 문제, 소득·가격 외 전력소비 결정요인 문제 등과 같이 전력수요함수 추정 시 고려해야하는 점들과 해결방안에 대해서는 지금까지 충분하게 논의되어 왔다.

반면, 소득에 따라 전력소비행태, 구체적으로 가격탄력성의 크기, 인지가격의 종류, 전력소비에 대한 소득 및 다른 요인들의 영향 등이 달라질 수 있는지에 대한 분석은 절대적으로 부족하다. 에너지관리공단(2012)은 소득 수준에

1) 전력수급기본계획의 기본은 향후 15년 동안의 전력수요예측이며, 예측된 전력소비량에 따라 발전 설비 및 전원 구성이 결정되면 에너지원별 소비·수입량으로 직접 이어진다. 대부분의 에너지를 수입에 의존하는 한국에서 전력수급기본계획은 국가 전체 에너지 계획의 척도(barometer)라고 할 수 있다.

2) 전력 발전시장의 계통한계가격 결정요인과 발전회사들의 재무 불균형에 관한 논의는 신동현·김재혁(2015)을 참조할 수 있다.

따라 고령화가 전력소비에 미치는 효과가 달라질 수 있다고 지적하였으나, 구체적인 분석은 진행하지 않았다. 또한, 조하현·장민우(2015)는 소득 분위별 가정 부문 전력소비의 가격탄력성 크기를 제시하고 있으나 소득에 따라 표본을 분류할 때, 외생적으로 구분하고 있다. 더욱이, 고령화뿐만 아니라 전력가격, 소득, 가구의 인구·물리적 특징 등과 같은 요인들이 소득 수준에 따라 전력소비에 미치는 효과가 달라질 가능성도 있다. 이런 상황 하에서 본 연구는 소득을 임계변수(threshold variable)로 명시적으로 반영하여 전력소비 행태가 달라지는 소득 크기를 내생적으로 추정하고, 소득 크기에 따라 분석 표본을 구분하여 전력소비함수를 추정 한 후 그 결과와 시사점을 논의하게 될 것이다.

일반적으로 소득이 높을수록 전력소비가 많은데, 그렇다면 누진제가 적용되는 상황에서 한계가격을 인지하는 것은 고소득 가구일 것이다. 조하현·장민우(2015)에 의하면 월별 소득이 높은 가구일수록 평균가격보다 한계가격을 고려하여 전력소비가 이루어진다는 실증결과를 제시하였다. 또한 일반적으로 저소득 가구는 전력소비가 적기 때문에 추가 전력사용에 따른 상위 요금구간으로 이동하는 것에 대한 부담이 낮고, 생활에 필요한 기본적인 전력소비량을 크게 벗어나지 않는 범위에서 전력소비 행위가 이루어질 것이다. 그렇다면 저소득 가구는 한계가격보다 평균가격을 인지하고, 가격탄력성도 고소득 가구에 비해 상대적으로 비탄력적일 것으로 예상할 수 있다.

한편, 전력가격 외 소득, 고령화, 기온 등과 같은 요인들이 전력소비에 미치는 효과도 소득 수준에 따라 달라질 수 있다. 예를 들어, 고령화가 전력소비를 증가시킬 수 있다는 연구결과와 감소시킬 수 있다는 연구들이 상존하는데, 소득 수준이 높은 고령 가구와 소득 수준이 낮은 고령 가구의 전력소비에 대한 고령화의 효과가 다르다면 서로 다른 결과를 제시한 기존 연구들에서 일관성을 찾을 수 있을 것이다.³⁾

3) Yamasaki and Tominaga(1997), 임기추·강윤영(2004)은 가구의 전력소비와 고령화 간의 관계가 양(positive)의 관계라고 주장하였고, 원두환(2012), 에너지관리공단(2012), 임현진 외(2013)는 음(negative)의 관계라는 실증결과를 제시하였다.

또 다른 예로서, 무더운 여름에 저소득 가구는 에어컨과 같은 가전제품을 보유하고 있지 않으므로 기온이 상승하더라도 전력소비량을 크게 늘리지 않을 것이다. 반면, 소득이 높은 가구는 날씨가 더워지면, 보유하고 있는 냉방기기의 사용 시간을 늘리거나 냉방기기를 추가로 구입할 가능성도 높다. 이처럼 소득 수준에 따라 가구의 전력소비행태가 구분될 가능성이 높은 점을 고려하여 전력수요함수가 가구별 소득 크기에 따라 다르다면 소득 크기에 상관없이 전력소비를 실증 분석한 기존 연구들의 결과들을 재해석하고, 서로 다른 연구 결과들에 대한 이유를 설명할 수 있을 것이다. 또한, 본 연구는 소득 크기에 따라 가정 부문 전력소비 행태가 상이할 경우 누진제 개편효과를 시나리오 분석을 통해 살펴봄으로써 전력소비 절약과 소득 형평성 측면에서 시사점을 찾고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 가정 부문 전력소비함수 분석에 관한 기존 연구들을 소개하고, 제Ⅲ장에서는 소득 크기에 따라 전력소비함수의 모수변화를 허용하는 Caner and Hansen(2004)의 분석방법을 소개한다. 제Ⅳ장에서는 전력소비함수 추정결과를 제시하고 전력요금개편 효과를 논의한다. 마지막으로 결론 및 시사점을 도출한다.

Ⅱ. 선행연구 개관

정책적 측면에서 전력소비의 중요성은 매우 크고, 학문적으로도 누진제라는 가격체계 하의 소비자 행태 분석이라는 특수성 때문에 가정 부문 전력소비에 관한 실증연구들은 수없이 많이 존재한다. 본 장에서는 누진제 하의 가정 부문 전력수요 함수를 추정함에 있어 고려해야 할 대표적인 4가지 문제와 관련된 연구들을 중심으로 선행연구를 소개하고 본 연구의 분석방향에 대한 근거를 제시하고자 한다.⁴⁾

1. 전력가격 변수의 내생성 문제

누진제 하에서는 전력가격은 전력소비량에 따라 다르게 결정되므로 내생성을 가지게 된다. 전력가격의 내생성 문제를 해결하는 방법은 크게 2가지로 분류할 수 있다, 첫 번째 방법은 전력가격의 도구변수를 이용하여 내생성 문제를 해결하는 도구변수 추정법(instrument variable estimation) 또는 2단계 추정법이다(Henson, 1984; Herriges and Kings, 1994; Reiss and White, 2005; Cartel et al., 2012; 에너지관리공단, 2012; 조하현·장민우, 2015). 전력가격으로 인한 내생성 문제를 해결하는 두 번째 방법은 요금 구간 선택과 요금 구간 내 소비량을 결정하는 행위를 동시에 분석하는 이산-연속선택모형(discrete-continuous choice model)을 이용하는 것으로 주로 수도물 소비를 분석하는데 적용되었다(Hewitt and Hanemann, 1995; Bar-Shira et al., 2006; Olmstead et al., 2007; Olmstead, 2009). 최근 권오상 외(2014)는 전력가격에 대한 1단계 추정에서 로짓(logit) 모형과 같은 이산선택모형을 이용하여 요금 구간이 선택될 확률을 예측한 후, 확률 예측치를 가중치로 하는 가격 예상치를 전력가격의 도구변수로 이용하는 방법을 제안하였다.

이산-연속선택모형을 이용하는 방법은 상대적으로 도구변수를 이용하는 방법보다 우월한 것으로 알려져 있으나 한국과 같이 요금 구간이 많고 한계가격 이외에 기본요금도 적용되어 예산제약이 완전히 닫힌 형태가 아닌 경우 적용하기 어렵다는 단점이 존재한다(권오상 외, 2014).⁵⁾ 또한 본 연구의 중요한 연구목적 중 하나인 인지가격을 식별하고 소득 크기에 따른 전력수요함수의 구조변화(structural break) 존재 유무 및 전력요금개편 효과를 분석하기 어렵다는 결정적인 단점이 존재한다.

4) 가구의 전력소비에 관한 국내·해외연구 소개는 임소영(2013), 조하현·장민우(2015) 등을 참조할 수 있다.

5) <표 1>에서 알 수 있듯이, 현재 주택용 전력 요금 가격체계는 6개 요금 구간과 1구간 대비 6구간의 누진율은 저압이 11.7배, 고압이 10배이다.

반면, 도구변수를 이용하는 방법은 전력소비 함수 추정 시 전력가격으로 인한 내생성 문제를 해결하는 방법 중 가장 많이 이용되는 분석방법으로, 적절한 도구변수를 찾을 수 있다면 이산-연속선택모형에 비해 상대적으로 전력수요함수를 쉽게 추정할 수 있다. 또한 한계요금 이외에 기본요금이 적용되는 한국의 누진제 하에서도 적용 가능하다. 비록 도구변수를 이용하는 방법이 요금 구간 선택에 대한 구체적인 정보를 제공하지 못한다는 단점은 존재하나 소득 크기에 따라 모수의 변화를 허용하는 본 연구의 분석방법 하에서는 사후적으로 소득에 따라 요금이 선택되는 구간과 가격탄력성을 비롯한 결정요인들의 영향을 요금별로 구분하여 살펴볼 수 있을 것이다. 게다가, 이산-연속선택모형에 비해서 도구변수를 이용하는 방법은 전력소비에 대해서 가구가 인지하는 가격이 무엇인지를 분석하는데 유용하다. 그러므로 본 연구에서는 누진제 하의 전력가격의 내생성 문제를 해결하기 위해서 도구변수를 이용하는 분석방법을 이용한다.

2. 굴절형태의 예산제약

전력소비에 따라 전력가격이 바뀌므로 소비자의 예산제약식은 굴절된 형태를 갖게 된다. 구체적으로 누진제와 같은 구간별 가격체계 하에서 소비자는 사용량에 따라 다른 전기요금에 직면하기 때문에 해당 구간 내에서는 선형의 예산제약식이지만, 구간이 바뀌면 예산제약식이 바뀌어 전체 예산제약은 굴절된 비선형으로 나타나게 된다. 그러므로 굴절형태의 예산제약을 가지는 소비자는 구간별 가격차이로 인하여 발생하는 소득효과를 보정할 필요가 있다 (Taylor, 1975). 선행연구들에서도 누진제와 같은 가격 상승체계를 고려하지 않으면 소비함수 추정 시 편의(bias)가 발생할 수 있음을 지적하고 있다 (Henson, 1984; Nieswiadomy and Molina, 1989; Bachrach and Vaughan, 1994). 구체적으로 Henson(1984), Nieswiadomy and Molina(1989), 에너지관리

공단(2012), 조하현·장민우(2015) 등에서 할증변수(premium variable)의 형태로 모형에 추가변수로 반영하여 소득효과를 보정하였다. 본 연구에서도 기존 연구들과 마찬가지로 소득효과를 보정하는 변수를 정의하고 전력수요함수 추정 시 모형에 반영한다.

3. 인지가격

경제학 이론에 의하면 효용 극대화를 추구하는 소비자는 한계가격을 고려한다. 누진제와 같은 구간별 가격체계 하에서도 소비자가 가격체계를 정확하게 이해하여 소비량에 따라 직면하는 한계가격을 정확하게 인식하면 한계가격이 인지가격이 된다. 반면, 구간별 가격 체계를 제대로 이해하지 못하거나 직면하는 한계가격에 대한 정보를 정확하게 인지하지 못하면 한계가격이 아닌 평균가격에 반응할 것이다. 소비자가 지난 달 전기요금고지서에 나타난 전력사용량과 전력요금을 통해 평균가격으로 전력가격을 인지하는 것이 그 대표적인 경우이다.

누진제와 같은 구간가격체계 하에서 전력소비에 대한 인지가격이 무엇인지에 대한 논의는 Shin(1985)의 연구에서 시작되었다. 이후 Borenstein(2009)은 Southern California Edison(SCE)의 주택용 전력소비 자료를 이용하여 전력소비의 인지가격이 무엇인지 분석하였고, Ito(2014)는 SCE와 San Diego Gas & Electric(SDG&E)의 자료를 분석하여 인지가격이 무엇인지에 대한 해답을 찾고자 하였다. 한국의 전력소비에 대한 인지가격의 연구로는 조하현·장민우(2015)가 있다.

<표 2>는 인지가격에 대한 기존 연구들의 결과를 정리한 것인데, Shin(1985)과 Ito(2014)에서는 평균가격이, Borenstein(2009)의 연구에서는 기대한계가격이 인지가격이라고 결론 내리고 있다. 한국의 경우를 분석한 조하현·장민우(2015)는 저소득 가구는 평균가격에, 고소득 가구는 한계가격에 반응한다는 실증결

과를 제시하여 동일한 가격체계 하에서도 소득 수준에 따라 인지가격이 다를 수 있음을 지적하고 있다. 본 연구에서는 Shin(1985)이 제시한 인지가격 분석 모형에 소득 크기에 따른 모수변화를 허용하는 방법을 적용하여 소득 분포에 따라 어떤 종류의 가격에 반응하는지 분석하고 그 이유와 시사점을 제시하고자 한다.

〈표 2〉 가정 전력소비의 인지가격에 대한 기존 연구

연구	자료	인지가격
조하현·장민우(2015)	2013 가계동향조사 미시자료	한계가격(고소득) 평균가격(저소득)
Ito(2014)	1999~2007 SCE, SDG&E	평균가격
Borenstein(2009)	1999~2006 SCE	기대한계가격
Shin(1985)	1960~1980 Ohio electric utilities	평균가격

4. 소득 및 전력가격 외 결정요인

전력가격과 가구 소득은 가정 부문 전력소비의 가장 중요한 결정요인이지만 전력가격과 소득 외에도 전력소비에 영향을 주는 요인들이 존재한다. 그러므로 전력수요 함수를 정확하게 추정하기 위해서 소득과 전력가격 이외에 가정 부문 전력소비를 변화시키는 결정요인을 식별하여 분석 시 정확하게 반영하는 것이 필요하다.

본 연구에서는 전력가격과 소득 이외에 가정 부문 전력소비에 영향을 주는 요인으로 가구원 수, 거주면적 크기, 냉·난방도일, 고령화, 월별 휴일수 등을 고려하였다.⁶⁾ 가구원수, 거주면적 크기, 고령화와 같은 가정의 인구·물리적 특

6) 냉방도일(cooling degree days)과 난방도일(heating degree days)은 기온과 전력소비 간의 역U자형 비선형 관계를 고려한 지표이다. 냉방도일은 일일 평균기온이 기준온도 1

징과 냉·난방도일의 기온 변화는 한국의 가정 부문 전력소비를 분석한 기존 연구들에서 주요 설명변수로 사용되고 있다(임기추·강윤영, 2004; Yoo et al., 2007; 에너지관리공단, 2012; 노정녀, 2014; 권오상 외, 2014; 조하현·장민우, 2015). 일반적으로 가구원 수가 많고, 거주면적이 넓으면 전력소비는 증가한다. 또한 냉·난방도일이 클수록 전력소비는 증가할 수 있는데, 특히 신동현 외(2014)는 난방도일 확대가 2000년 이후 한국의 전력소비 증가에 중요한 요인이라는 실증결과들을 제시하고 있다.⁷⁾

고령화가 전력소비에 미치는 효과에 대해서는 서로 상반된 주장의 연구들이 존재한다. Yamasaki and Tominaga(1997), 임기추·강윤영(2004)은 고령화가 전력소비를 증가시킬 것이라고 예측하였다. 노승철·이희연(2013), 김동건·박선영(2014) 등에 의하면 고령 가구의 교통 관련 지출 및 이동성이 크게 감소하는 것으로 알려져 있다. 이동성 감소로 인해 가정 내 머무르는 시간이 늘어나면 전력소비가 증가할 수 있다. 반면, 원두환(2012), 임현진 외(2013)는 한국의 경우 고령화가 가정 부문의 전력소비를 감소시킨다는 실증결과를 제시하였다. 권오상 외(2014)는 노인 가구일수록 낮은 요금 구간을 선택할 확률이 있다는 1단계 추정결과를 제시하여 고령화가 가정 부문 전력소비에 음의 효과를 가질 수 있음을 보였다. 에너지관리공단(2012)에 의하면 고령화가 가정 부문 전력소비에 미치는 효과는 소득에 따라 상이할 수 있다고 하였는데 구체적으로 고령화의 효과가 소득에 따라 어떻게 달라지는지에 대한 분석은 진행하지 않았다. 노정녀(2014)는 고령화가 한국 가정부문의 전력소비에 유의한 영향을 주지 않는다는 실증결과를 제시하고 있다.

월별 휴일수는 가구 구성원들이 가구 내의 생활하는 시간 정도를 나타내는

8℃보다 높으면 평균기온과 기준온도 간 차이, 18℃보다 낮으면 0이다. 난방도일은 일일 평균기온이 기준온도 18℃보다 낮으면 평균기온과 기준온도 간 차이, 18℃보다 높으면 0이다. 월별 냉방도일과 월별 난방도일은 일일 냉방도일과 일일 난방도일의 월간 합으로 계산하였다.

7) 제7차 전력수급기본계획(2015. 7)에 의하면 월별 전력소비를 기준으로 최대전력소비의 발생하는 시점은 일반적으로 하계였으나 2009년부터는 동계에 발생하고 있다.

지표로 이용하였다. 월별 휴일수가 많을수록 가정에서 생활하는 시간이 길어져 전력소비가 증가할 것으로 예상할 수 있다. 실제로 한국전력거래소(2013)는 전력소비의 결정요인으로 월별 휴일수를 고려하고 있는데 가정의 전력소비와 월별 휴일수 사이에는 양의 관계, 산업의 전력소비와는 음의 관계가 있음을 보였다.⁸⁾

한편, 본 연구에서는 전력소비와 다른 에너지원 간의 대체효과를 포착하기 위해 전력 외 다른 에너지가격은 고려하지 않았다. 김영덕·박민수(2013)는 가정 부문 전력 소비함수를 추정함에 있어 가정용 도시가스 가격과 경유가격을 포함하여 대체관계를 분석하고자 하였으나 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이와 같은 실증 분석결과는 한국의 가정 부문에서는 전력과 다른 에너지원들 간의 대체관계가 크지 않다는 것을 의미한다. 정시용 외(2009), 김인무 외(2011)에서도 냉·난방 수요 발생 시 전력과 도시가스 간 대체효과 정도가 크지 않다고 지적하고 있다. 더욱이, 본 연구는 시계열 자료가 아닌 1년 동안의 횡단면 자료를 분석하였기에 연료기기 구입 또는 교체가 동반되는 연료 간 대체가 나타나지 않는다고 하여도 문제가 없을 것이다.

<표 3>은 국내 가정 부문 전력소비를 분석한 연구들의 가격·소득탄력성 크기를 정리한 것이다. 연구에 따라 가격탄력성과 소득탄력성의 크기는 상이한데 분석자료, 분석방법, 분석 시 사용한 설명변수들이 다르기 때문이다. 어떤 연구결과가 정확하다고 단정할 수 없지만, 기존 연구들의 분석방법 및 분석결과들을 본 연구의 결과들에 대한 근거로 활용한다.

선행연구들은 대부분 전력소비에 대한 다른 요인들 간의 관계가 소득 수준에 관계없이 동일하다는 사전제약을 가하고 있다. 본 연구는 소득 수준에 따라 가격·소득 탄력성과 같은 전력소비함수의 모수가 달라질 수 있음을 허용하고 있으며 이에 대한 통계적 판단을 추가하여 분석결과의 정확성을 제고하고자 하였다. 즉, 소득 크기에 따른 전력수요함수의 구조변화를 고려하게 되

8) 산업 부문의 전력소비에 대한 월별 휴일수의 음의 효과는 월별 휴일수가 늘어날수록 생산 활동 시간이 작아져 전력소비가 감소하기 때문이다.

면 기존 연구들의 분석결과가 어떻게 달라지며, 재해석될 수 있는지 살펴보게 될 것이다. 이와 같이 소득 수준에 따른 전력소비함수의 모수가 바뀔 수 있음을 허용한 것은 본 연구와 기존 연구들과의 가장 큰 차이점이다.

〈표 3〉 국내 가정 전력수요의 가격탄력성과 소득탄력성에 분석결과

구 분	연구	분석자료	가격 탄력성	소득 탄력성	분석방법	가격변수
횡 단 면 분 석	조하현·장민우 (2015)	2013 가계동향조사 미시자료 74,881가구(전국)	-1.08 ~ -0.67	0.07 ~ 0.21	2단계 추정방법	평균가격 한계가격
	권오상 외 (2014)	2004~2012 가계동향조사 미시자료(전국)	-0.34 ~ -0.21	-	이산-연속선택모 형	기대한계 가격
	노정녀(2014)	2008년 에너지관리공단 자료(전국)	1.12 ~ 1.14	0.006 ~ 0.008	최소자승추정 (OLS)	평균가격
	에너지관리공단 (2012)	2008년 에너지관리공단 자료(전국)	-0.33 ~ -0.72	0.01 ~ 0.04	2단계 추정방법	한계가격
	임슬예 외 (2013)	2012년 8월 설문자료 521가구(전국)	-0.68	0.14	최소절대편차추정 방법	평균가격
	Yoo et al. (2007)	2005년 5월 설문자료 380가구(서울)	-0.25	0.06	Heckit 모형	평균가격
시 계 열 분 석	김영덕·박민수 (2013)	1981 ~ 2011 월간자료	0.43 ~ 0.63	0.07	이동회귀분석	평균가격
	임소영(2013)	1980 ~ 2011 연간자료	-0.58 ~ -0.49	0.12 ~ 0.13	최소자승추정 (OLS)	평균가격
	임현진 외 (2013)	1966 ~ 2011 연간자료	-0.27 ~ -0.34	0.15 ~ 0.23	오차수정모형	평균가격
	원두환(2012)	1965 ~ 2010 연간자료	-0.32(단기) -0.40(장기)	0.45(단기) 0.71(장기)	오차수정모형	평균가격
	박준용 외 (2011)	1980 ~ 2007 연간·분기자료	-0.27	0.28 ~ 0.41	시간변동계수 허용 공적분회귀식	평균가격
	박광수·최도영 (2006)	1981 ~ 2005 연간자료	-0.91	-	로짓 비용함수 근거 SUR 방법	평균가격
	이중수·허은녕 (1998)	1980 ~ 2010 연간자료	-0.64	-0.25	오차수정모형	평균가격
	유병철(1996)	1980.1 ~ 1994.12 월간자료	-0.16(단기) -0.38(장기)	0.25(단기) 0.59(장기)	공적분 회귀식(CCR) ARDL	평균가격

Ⅲ. 분석자료

본 연구의 분석자료는 2013년의 가계동향조사 자료 중 도시에 속한 가구만 분석 대상으로 하고 있다.⁹⁾ 도시 가구만을 고려한 것은 도시 가구와 도시외 가구의 전력소비행태 사이에 확연한 차이가 존재하기 때문이다. 에너지관리공단(2012)의 연구에서 가구별 전력소비행태가 지역별로 상이하다는 실증결과를 제시하고 있고, 본 연구에서 도시 가구와 도시외 가구를 구분하여 전력소비합수를 추정한 결과 모수의 차이가 확연하게 나타나 도시 가구 여부의 가변수를 모형에 포함시키는 것만으로는 도시 가구와 도시외 가구의 전력소비행태의 이질성을 충분하게 포착할 수 없다고 판단하였다.¹⁰⁾

<표 4>는 본 연구에서 전력수요함수 추정 시 사용된 자료들을 정리한 것이다. 종속변수로는 가구당 전력소비량을, 설명변수로는 전력가격, 소득, 거주면적 크기, 가구원수, 냉·난방도일, 월별 휴일수를 이용하였다. 또한 고령화를 나타내는 지표로 노인 가구 여부를 나타내는 가변수를 이용하였다. 전력가격은 한계가격과 평균가격을 모두 고려하여 소득 크기에 따른 어떤 종류의 가격을 인지하는지 분석하고자 하였다. 전력가격으로 인한 내생성 문제를 해결하기 위한 전력가격의 도구변수로 기본요금, 상위한계가격, 차상위한계가격을 이용하였다. 상위한계가격은 가구가 현재 속한 요금구간보다 한 단계 높은 전력사용요금, 차상위한계가격은 두 단계 높은 전력사용요금을 의미한다. 기본요금, 상위한계가격, 차상위한계가격은 에너지관리공단(2012), 조하현·장민우(2015) 등에서 도구변수로 이용하고 있는데 본 연구도 이를 따르고 있다.

9) 2013년 가계동향조사 자료에서 수집된 자료의 표본 수는 전체 74,881개이며, 이중에서 도시 가구는 59,900, 도시외 가구는 14,981개이다.

10) 도시외 가구의 전력수요함수의 추정결과는 <부표 1>을 참조할 수 있다.

〈표 4〉 분석 사용자료 요약

구분	변수명	자료	단위	로그변환 여부
종속변수	y_i	가구 전력소비량	kWh	○
설명변수 (전력가격)	MP_i	전력소비 한계가격	원/kWh	○
	AP_i	전력소비 평균가격	원/kWh	○
설명변수, 임계변수	I_i	월소득	천원	○
설명변수 (가구특성 및 기타요인)	$Hsize_i$	거주면적 크기	m^2	○
	$Fsize_i$	가구원수	명	×
	HDD_i	난방도일	-	×
	CDD_i	냉방도일	-	×
	H_i	월별 휴일수	일	×
	Eld_i	노인가구 여부	1 또는 0 (가변수)	×
전력가격의 도구변수	BP_i	기본요금	원	○
	$UP_{1,i}$	상위한계가격	원/kWh	○
	$UP_{2,i}$	차상위한계가격	원/kWh	○

(주) 냉·난방도일은 국가에너지통계종합정보시스템(KESIS)이며 월별 휴일수는 토, 일, 요일 및 법정공휴일 수의 합이다. 냉·난방도일과 월별 휴일수 외 자료 출처는 2013년 가계동향조사 자료이다. 전력소비량과 한계가격은 요금체계를 고려하여 전력사용금액으로부터 도출하였다.

〈표 5〉는 분석자료의 주요 기초 통계량을 정리한 것이다. 분석자료의 종류에 따라 서로 다른 평균, 중간값, 표준편차 등을 가진다. 대부분 자료의 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)의 크기가 0보다 큰 것으로 판단하여 볼 때, 분석자료들은 정규분포보다 좌측으로 치우친 뽕족한 분포로 볼 수 있는데 도시외 가구까지 포함한 조하현·장민우(2015)의 결과와도 일치한다.

소득 수준에 따른 한국 도시 가구의 전력소비형태 이질성과 전기요금개편 효과 분석

〈표 5〉 분석자료의 기초 통계량

	평균	중간값	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도	J.B.
y_i	299.85	300.00	586.00	9.00	94.52	0.13	2.88	0.00
MP_i	206.47	179.40	709.50	55.00	90.92	1.83	8.25	0.00
AP_i	136.64	131.51	298.89	66.87	36.45	0.98	4.31	0.00
I_i	3,492.96	3,224.07	10,378.40	180.00	2,123.26	0.71	3.12	0.00
$Hsize_i$	70.64	68.00	878.00	3.00	25.42	3.87	95.74	0.00
$Fsize_i$	2.84	3.00	7.00	1.00	1.19	0.20	2.39	0.00
HDD_i	242.62	91.50	664.40	0.00	243.14	0.41	1.59	0.00
CDD_i	75.67	22.60	300.60	0.00	103.40	1.06	2.58	0.00
H_i	9.66	9.00	12.00	8.00	1.18	0.36	2.25	0.00
Eld_i	0.13	0.00	1.00	0.00	0.34	2.19	5.78	0.00

(주) 'J.B.'는 모집단의 분포가 정규분포라는 귀무가설에 대한 Jarque-Bera 통계량의 p값이다. 표본수는 59,900개이며, 원자료에 대한 통계량이며 자료의 단위는 <표 4>를 참조할 수 있다.

IV. 분석방법

전력수요함수 추정 시 소득 크기에 따른 임계효과를 고려하고 전력가격으로 인한 내생성 문제를 해결하기 위해 Caner and Hansen(2004)의 방법을 이용하였다. 구체적으로 식(1)과 같이 소득 크기에 따라 전력수요함수의 모수변화를 허용하는 threshold regression을 설정할 수 있다.

$$y_i = \{\alpha_1 z_{1,i} + \beta_1' z_{2,i}\}1(I_i \leq \gamma) + \{\alpha_2 z_{1,i} + \beta_2' z_{2,i}\}1(I_i > \gamma) + \epsilon_i \quad (1)$$

여기서, 내생성을 야기하는 설명변수 $z_{1,i}$ 는 전력가격으로 평균가격 또는 한계가격이며, 외생성이 유지되는 $z_{2,i}$ 는 상수항, 소득보정효과, 소득, 거주면적 크기, 가구 구성원 수, 냉·난방도일, 월별 휴일수, 노인가구 여부 등이다. 구체적으로 $z_{1,i}$ 와 $z_{2,i}$ 는 식(2)와 식(3)과 같이 각각 나타낼 수 있다.

$$z_{1,i} = AP_i \text{ or } MP_i \quad (2)$$

$$z_{2,i} = (1, DP_i, I_i, Hsize_i, Fsize_i, HDD_i, CDD_i, H_i, Eld_i) \quad (3)$$

여기서, MP_i 는 전력의 한계가격, AP_i 는 평균가격을 뜻한다. 1은 상수항을 의미하고, $Hsize_i$ 는 거주 면적, $Fsize_i$ 는 가구원수, HDD_i 는 난방도일, CDD_i 는 냉방도일, H_i 는 월별 휴일수, Eld_i 는 고령 가족 유무를 나타내는 가변수이다. DP_i 는 식(4)와 같이 소득보정효과로 Henson(1984), Nieswiadomy and Molina(1989), 에너지관리공단(2012), 조하현·장민우(2015)의 방법을 따라 식(4)와 같이 실제비용에서 한계비용을 적용했을 때 계상되는 비용을 차감한 것으로 계산한다.

$$DP_i = \sum_{l=1}^L 1(l_i) \left\{ \sum_{l=2}^L y_{l-1} (MP_{i,l-1} - MP_{i,l}) + C_{i,l} \right\} \quad (4)$$

여기서, $1(l_i)$ 는 i 번째 가구가 l 번째 가격 구간에 있으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 지시함수이고, $C_{i,l}$ 는 i 번째 가구가 l 번째 가격 구간에 있을 경우 지불하는 기본요금으로 고정가격을 의미한다. $y_{i,l-1}$ 는 $l-1$ 번째 가격구간에 속한 전기사용량을 $MP_{i,l}$ 는 i 번째 가구가 l 번째 구간에 있을 경우 지불하는 한계가격이다. 또한 임계효과는 소득 I_i 의 크기에 따라 나타난다고 보고 소득 I_i 를 임계변수 q_i 로 결정하였다.

지금까지 언급하였듯이 전력사용량에 따라 전력요금이 결정되므로 $E(z_{1,i} \epsilon_i) \neq 0$ 이다. 그러므로 식(1)에서는 내생성 문제가 존재한다. 내생성 문제를 해결하기 위한 한계가격 또는 평균가격의 도구변수로는 에너지관리공단(2012), 조하현·장민우(2015) 등과 같이 기본요금, 상위한계가격, 차상위한계가격을 이용한다. 본 연구에서는 기존 연구들과 달리 도구변수를 이용한 1단계 추정 시에도 임계효과를 고려한다. 즉, 도구변수 x_i 는 기본요금, 상위한계가격, 차상위한계가

소득 수준에 따른 한국 도시 가구의 전력소비형태 이질성과 전기요금개편 효과 분석

격이며, 임계변수 q_i 로 소득을 고려한 threshold regression을 설정한다. 이상에서 설명한 1단계 추정 회귀식을 표현하면 다음과 같다.

$$z_{1,i} = \pi_1' x_i 1(I_i \leq \rho) + \pi_2' x_i 1(I_i > \rho) + u_i \quad (5)$$

$$x_i = (BP_i, UP_{1,i}, UP_{2,i}) \quad (6)$$

여기서 $z_{1,i}$ 는 전력요금인 한계가격 MP_i 또는 평균가격 AP_i 이며, BP_i 는 i 가구가 속해있는 가격구간의 기본요금, $UP_{1,i}$ 는 i 가구가 속해있는 가격구간보다 한 단계 상위의 한계가격, $UP_{2,i}$ 는 두 단계 상위의 한계가격이다.

전력수요함수를 추정함에 있어 한 가지 더 고려해야 할 문제는 전력소비 주체가 평균가격과 한계가격 중 어떤 가격에 반응하여 전력소비를 하는가이다. 인지가격의 결정은 Shin(1985)의 모형을 이용하였는데 식(7)과 같다.

$$y_i = \alpha_1 MP_i + k\alpha_1 (AP_i / MP_i) + \beta' z_{2,i} + \epsilon_i \quad (7)$$

여기서, MP_i 와 AP_i 는 로그 변환된 값이므로 만약 $k \geq 1$ 이면 평균가격에, $k \leq 0$ 이면 한계가격에 반응한다. 소득 크기에 따라 어떤 종류의 가격에 반응하는지 달라질 수 있음을 살펴보기 위해서 본 연구는 식(7)을 다음 식(8)처럼 threshold regression으로 표현하고 Caner and Hansen(2004)의 도구변수 방법을 적용하여 추정하였다. Caner and Hansen(2004)의 도구변수 추정방법에 관한 자세한 내용은 <부록 2>를 참조할 수 있다.

$$y_i = \{\alpha_1 MP_i + k_1 \alpha_1 (AP_i / MP_i) + \beta_1' z_{2,i}\} 1(I_i \leq \gamma) + \{\alpha_2 MP_i + k_2 \alpha_2 (AP_i / MP_i) + \beta_2' z_{2,i}\} 1(I_i > \gamma) + \epsilon_i \quad (8)$$

임계변수의 크기에 따라 모형의 모수가 상이한지는 통계적 검정을 통해서

결정한다. 임계효과가 존재하는지를 결정하기 위한 귀무가설은 ‘임계효과가 존재하지 않음’으로 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 \quad (9)$$

threshold regression과 같이 구조변화를 내생적으로 분석하고자 할 때, 임계효과와 같은 구조변화 존재유무를 결정하기 위한 통계적 검정에서 발생하는 일반적인 문제는 귀무가설 하에서 γ 가 존재하지 않는다는 것이다.¹¹⁾ 귀무가설 하에서 일부 모수가 존재하지 않음에 따라 검정통계량이 정규분포 또는 t분포와 같은 표준분포를 따르지 않는 문제가 발생한다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해 Hansen(1996, 2000)은 임계효과 검정을 위한 검정통계량과 붓스트랩(bootstrap)을 이용한 p값을 제시하였다. 예를 들어, 내생성을 고려하는 threshold regression의 GMM 추정량이 $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ 라면, 식(8)에 대한 Wald 검정통계량 $W_n(\gamma)$ 을 γ 의 함수로 식(10)과 같이 나타낼 수 있다(Caner and Hansen, 2004).

$$W_n(\gamma) = [\hat{\beta}_1(\gamma) - \hat{\beta}_2(\gamma)]' [\hat{V}_1(\gamma) + \hat{V}_2(\gamma)]^{-1} [\hat{\beta}_1(\gamma) - \hat{\beta}_2(\gamma)] \quad (10)$$

여기서, $\hat{V}_1(r)$ 와 $\hat{V}_2(r)$ 은 임계변수의 값이 γ 일 때의 GMM 추정량 분산이다. 식(10)은 임계변수 γ 의 개수만큼 값이 존재하므로 하나의 귀무가설에 대한 검정통계량을 결정하고자 $W_n(\gamma)$ 의 최대값 $\sup W_n(\gamma)$ 을 귀무가설 식(9)에 대한 검정통계량으로 이용한다. 본 연구는 Hansen(1996, 2000), Caner and Hansen(2004)의 통계적 검정방법에 따라 소득 크기에 따라 전력수요함수의 모수가 변하는지를 결정한다.

11) 이처럼 귀무가설 하에서 어떤 모수가 존재하지 않음으로 발생하는 문제 및 해결방안에 관한 최초의 논의는 Davies(1977)를 참조하라.

여기서 한 가지 유의할 점은 $W_n(\gamma)$ 의 최대값으로 만드는 γ 와 회귀모형의 잔차의 제곱합을 최소화하는 γ 가 다를 수 있다는 점이다. Bai(1994, 1997)에 의하면 오차항의 등분산성(homoskedasticity)이 존재하는 경우에는 $W_n(\gamma)$ 의 최대값으로 만드는 γ 의 일치성(consistency)은 보장되나, 오차항의 이분산성(heteroskedasticity)이 나타나면 모형의 잔차 제곱합을 최소화하는 γ 가 초일치 추정량(super-consistent estimator)이 됨을 보였다. 그러므로 본 연구에서 임계소득의 추정치는 잔차의 제곱합이 최소화하는 값으로 결정한다.¹²⁾

Caner and Hansen(2004)의 방법은 하나의 임계효과만 존재하여 임계변수의 크기에 따라 전력소비함수를 2개로 구분할 수 있다는 가정 하에서 분석방법을 논의하고 있다. 임계효과가 반드시 1개일 필요는 없으므로 본 연구는 임계효과 수에 제약을 가하지 않고 2개 이상 존재할 수 있음을 고려하여 Caner and Hansen(2004)의 방법을 확장하였다. 이때, 다수의 임계치를 한 번에 추정하는 대신에 임계효과 및 임계치를 순차적으로 찾는 방법으로 진행하였다. 왜냐하면, Chong(1994), Bai(1997), Bai and Perron(1998) 등에서 다수의 임계치가 존재할 경우, 동시 추정과 순차 추정이 점근적으로(asymptotically) 일치한다고 하였고 동시 추정에 비해 순차 추정이 계산 과정 측면에서 훨씬 간단하기 때문이다.

12) 본 연구에서 분석한 모든 모형에서 오차항의 이분산성이 성립됨을 White(1980) 방법을 통해 보이고 있다.

V. 실증 분석결과

1. 소득의 임계효과 유무

전력수요함수 추정에 있어 소득을 임계변수로 하는 threshold regression을 적용할 수 있는지 알아보기 위해 소득 크기에 따라 전력수요함수의 모수 크기가 상이한지 먼저 분석하였다. 구체적으로 식(9)와 같이 소득 크기에 따라 임계효과가 존재하지 않는다는 귀무가설에 대해서 식(10)과 같은 Wald통계량의 최대값 $Sup W_n(\gamma)$ 을 이용하여 통계적 검정을 수행하였다(Hansen, 1996, 2000; Caner and Hansen, 2004).

<표 6>은 한국 도시 가구의 전력수요함수에 소득 크기에 따른 임계효과가 존재하는지에 대한 검정결과와 임계소득의 추정치이다.¹³⁾ 임계소득 추정치는 Bai(1994, 1997)에 근거하여 잔차의 제곱합을 최소화하는 값이다. 즉, 전력소비와 소득, 가격 등과 같은 요인들 간의 관계가 임계소득을 기준으로 달라지는지에 대한 통계적 검정결과와 추정된 임계소득을 정리한 것이다. 여기서, 모형 A와 모형 M은 식(1)과 같은 형태이나 모형 A는 평균가격을, 모형 M은 한계가격을 각각 이용한 것이다. 모형 S는 식(8)과 같은 Shin(1985)의 인지가격 모형을 threshold regression으로 표현한 것이다.

13) 검정결과의 신뢰성을 확보하기 위해 붓스트랩 반복수를 3,000번, 5,000, 10,000번으로 늘려가면서 재분석한 결과, <표 6>의 제시된 결과와 일관되는 것을 확인하였다. 자세한 분석결과는 지면을 절약하기 위해 생략하나 요청 시 제공된다.

〈표 6〉 소득 크기별 임계효과에 대한 검정결과

	모형 A		모형 M		모형 S	
	검정통계량	임계소득	검정통계량	임계소득	검정통계량	임계소득
1st 임계효과	415.48 ^a [0.00]	1,500	557.64 ^a [0.00]	1,500	788.62 ^a [0.00]	1,500
2nd 임계효과	105.68 ^a [0.00]	3,600	206.26 ^a [0.00]	2,700	353.55 ^a [0.00]	3,600
3rd 임계효과	39.09 ^a [0.00]	6,100	59.09 ^a [0.00]	6,100	103.71 ^a [0.00]	6,200
4th 임계효과	24.42 ^c [0.05]	-	18.96 [0.28]	-	18.39 [0.39]	-

(주) []의 값은 검정통계량에 대한 p값이며, 'a'는 1% 유의수준을, 'c'는 10% 유의수준을 의미한다. 또한 붓스트랩 반복횟수는 1,000번이다. 임계소득의 단위는 천원이다.

〈표 6〉에 의하면 5% 유의수준 하에서 전력수요함수의 모수가 달라지는 임계소득은 모든 모형에서 3개가 존재하는 것으로 나타났다. 그러므로 소득 크기에 따라 표본을 4개로 구분하여 전력소비함수를 추정할 수 있다. 반면, 조하현·장민우(2015)는 외생적으로 소득을 10분위로 구분하였는데, 주어진 자료를 이용한 통계적 결과와 사전 가정이 비교적 큰 차이가 날 수 있다는 것을 확인할 수 있다.¹⁴⁾ 이와 같이 본 연구가 갖는 기존 연구들과의 가장 큰 차이점은 소득 분포에 따라 전력수요함수의 모수변화를 허용하였을 뿐만 아니라, 모수변화가 발생하는 임계소득의 크기에 대한 외생적 제약을 완화하고 임계소득의 개수, 크기 등을 주어진 자료에 의해 내생적으로 추정하였다는 것이다. 〈표 6〉의 결과에 근거하면 한국의 도시 가구 전력소비함수 모형 M은 다음 식(11)과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_i = \{\alpha_1 \widehat{MP}_i + \beta_1' z_{2,i}\} 1(I_i \leq \gamma_1) + \{\alpha_2 \widehat{MP}_i + \beta_2' z_{2,i}\} 1(\gamma_1 < I_i \leq \gamma_2) \\ + \{\alpha_3 \widehat{MP}_i + \beta_3' z_{2,i}\} 1(\gamma_2 < I_i \leq \gamma_3) + \{\alpha_4 \widehat{MP}_i + \beta_4' z_{2,i}\} 1(I_i > \gamma_3) + \epsilon_i \quad (11)$$

14) 분석대상, 분석방법의 차이가 존재하므로 본 연구의 결과가 조하현·장민우(2015)의 결과를 부정하는 것이 아님을 밝혀둔다.

여기서, $\widehat{MP}_i$ 는 전력가격의 도구변수인 기본요금, 상위 한계가격, 차상위 한계가격을 설명변수로 하는 한계가격의 1단계 적합치(fitted value)를 의미한다.

2. 전력수요함수 추정결과

<표 7>은 한국 도시 가구의 전력수요함수 추정결과이다. 소득 크기에 따른 임계효과를 고려하지 않은 모형의 분석결과도 비교를 위해 함께 제시하고 있다. 먼저, <표 7>에서 임계효과를 고려하지 않은 경우, 평균가격을 쓰는 모형 A의 가격탄력성은 -0.170, 한계가격을 이용한 모형 M의 가격탄력성은 -0.127로 추정되었다.

앞의 <표 3>에 나타난 기존 연구들과 비교하여 볼 때, 상대적으로 가격탄력성이 비탄력적으로 추정되고 있다. 도시 가구만을 대상으로 하고 횡단면 자료를 분석한 Yoo et al.(2007)의 가격탄력성이 -0.25로 기존 연구들 중에서도 상대적으로 비탄력적인데 본 연구의 추정결과는 이보다 더 비탄력적인 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 표본대상, 자료 조사·수집 시점, 분석방법의 차이에 기인한다고 볼 수 있다. 실제로 Yoo et al.(2007)의 표본 수는 380개이며, 2005년에 수집된 자료인데 비해서, 본 연구의 표본 수는 59,900개이면서 2013년 자료이다. 또한, Yoo et al.(2007)은 전력가격의 내생성 문제를 전혀 고려하지 않고 있으나, 본 연구에서는 도구변수 추정방법을 통해 전력가격으로 인한 내생성 문제를 고려하고 있다.

가격 이외에 다른 결정요인들이 전력소비에 미치는 효과는 기존 연구들과 일치한다. 소득은 양의 효과를 보이며, 거주면적이 넓고 가구 구성원 수가 증가하면 가구의 전력소비는 증가한다. 또한 난방도일 증가는 전력소비를 증가시킨다. 난방도일의 회귀계수는 양으로 추정되었으나 통계적 유의성이 확보되지 않았다. 난방도일만 전력소비에 영향을 준다는 실증결과는 조하현·장민우(2015)의 분석결과와 일치한다. 임계기온 이상으로 기온이 상승하여 난방수요

가 발생하게 되면 전력소비가 증가하는 것은 자명하나, 본 연구에서 분석한 횡단면 자료가 1년 단위 자료로 시계열적 측면에서 기온 상승과 전력소비 간의 관계를 포착하기 어렵다는 점과 냉방수요가 발생하는 7월 말과 8월 초가 여름휴가 기간으로 냉방도일의 추정치가 통계적으로 유의하지 않게 나타난 것으로 판단된다, 또한 월별 휴일수의 추정치가 0보다 크며 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 월별 휴일수가 많을수록 가정 내 활동시간이 증가하여 가구의 전력소비는 늘어나는 것으로 나타났다.

임계효과를 고려하지 않은 경우, 고령화는 전력소비에 음의 효과를 주는 것으로 나타났다. 이는 원두환(2012), 에너지관리공단(2012), 임현진 외(2013)의 분석결과와도 일관되는 것으로 노인 가구의 전력소비가 상대적으로 적다고 볼 수 있다. 권오상 외(2014)에서도 노인 가구일수록 낮은 전력요금 구간에 속할 확률이 높다고 하였는데, 상대적으로 노인들이 전력 기기에 대한 친밀도와 사용 시간이 젊은 세대에 비해 낮기 때문으로 보인다. 고령화가 1인 또는 2인 가족의 수를 증가시키고, 소규모 주택 선호가 높으며, 산업화를 거친 현재의 고령 세대의 절약정신이 다른 세대보다 높을 수 있어 고령화가 전력소비를 감소하도록 작용할 수도 있을 것이다(원두환, 2012).

임계효과를 고려하지 않은 경우에 모형 S의 추정결과에 의하면 k 는 1.03으로 한국의 도시 가구는 한계가격이 아닌 평균가격에 반응한다고 볼 수 있다. 즉, 한국의 도시 가구는 누진제라는 전력요금 체계를 충분히 이해하지 못하거나 현재 자신의 전력소비량을 정확하게 파악하지 못해 가구가 속한 요금 구간을 정확하게 알지 못한다고 볼 수 있다. 가구의 전력소비에 대한 인지가격이 한계가격이 아닌 평균가격이라는 실증결과는 Shin(1985), Ito(2014)의 결과와 유사하다.

〈표 7〉 전력수요함수 추정결과: 내생성 문제를 고려한 경우

	No Threshold			$I_i \leq \gamma_1$			$\gamma_1 \leq I_i < \gamma_2$			$\gamma_2 < I_i \leq \gamma_3$			$I_i > \gamma_3$		
	모형 A	모형 M	모형 S	모형 A	모형 M	모형 S	모형 A	모형 M	모형 S	모형 A	모형 M	모형 S	모형 A	모형 M	모형 S
Constant	2.152 ^a (92.796)	1.905 ^a (105.964)	2.156 ^a (89.917)	1.877 ^a (26.990)	1.805 ^a (32.539)	2.346 ^a (37.776)	2.455 ^a (28.437)	2.007 ^a (15.710)	2.392 ^a (35.259)	2.733 ^a (21.607)	2.262 ^a (43.244)	2.907 ^a (33.163)	1.986 ^a (8.169)	2.361 ^a (16.323)	2.534 ^a (15.795)
전력가격	-0.170 ^a (-18.418)	-0.127 ^a (-10.987)	-0.169 ^a (-16.000)	-0.087 ^a (-3.811)	-0.105 ^a (-4.842)	-0.332 ^a (-16.189)	-0.337 ^a (-14.576)	-0.409 ^a (-14.374)	-0.656 ^a (-48.383)	-0.301 ^a (-11.138)	-0.421 ^a (-19.855)	-0.707 ^a (-55.469)	0.001 (0.016)	-0.556 ^a (-10.234)	-0.734 ^a (-38.217)
AP/MP	-	-	-0.174 ^a (-13.864)	-	-	-0.367 ^a (-13.289)	-	-	-0.079 ^a (-5.557)	-	-	-0.122 ^a (-9.157)	-	-	-0.029 (-1.310)
DP	0.369 ^a (104.268)	0.373 ^a (65.939)	0.368 ^a (63.324)	0.354 ^a (54.910)	0.376 ^a (39.191)	0.436 ^a (48.745)	0.411 ^a (59.096)	0.508 ^a (37.817)	0.609 ^a (86.970)	0.379 ^a (47.374)	0.499 ^a (48.473)	0.610 ^a (86.943)	0.278 ^a (15.074)	0.551 ^a (20.215)	0.633 ^a (59.179)
I	0.017 ^a (16.084)	0.019 ^a (17.834)	0.017 ^a (16.123)	0.013 ^a (3.854)	0.012 ^a (3.672)	0.009 ^a (2.817)	0.023 ^a (4.746)	0.023 ^a (2.700)	0.021 ^a (4.988)	0.015 ^b (2.085)	0.019 ^a (5.651)	0.003 (0.579)	0.032 ^b (2.535)	0.024 ^a (2.639)	0.019 ^b (2.041)
$Hsize$	0.068 ^a (32.086)	0.073 ^a (35.119)	0.068 ^a (33.125)	0.086 ^a (19.728)	0.083 ^a (18.720)	0.073 ^a (16.136)	0.066 ^a (18.365)	0.055 ^a (11.962)	0.039 ^a (12.330)	0.066 ^a (16.705)	0.055 ^a (19.765)	0.035 ^a (10.503)	0.077 ^a (10.196)	0.051 ^a (8.764)	0.046 ^a (8.694)
$Fsize$	0.016 ^a (26.167)	0.016 ^a (25.865)	0.016 ^a (26.118)	0.028 ^a (14.402)	0.027 ^a (13.481)	0.024 ^a (12.414)	0.018 ^a (16.297)	0.017 ^a (11.758)	0.010 ^a (10.827)	0.015 ^a (13.400)	0.011 ^a (14.297)	0.010 ^a (10.803)	0.009 ^a (4.505)	0.009 ^a (6.521)	0.009 ^a (6.174)
HDD	0.074 ^b (2.205)	0.063 ^c (1.871)	0.074 ^b (2.200)	0.070 (0.786)	0.067 (0.736)	0.091 (1.012)	0.252 ^a (4.073)	0.204 ^a (2.667)	0.256 ^a (4.849)	0.024 (0.390)	0.072 ^c (1.743)	0.103 ^b (2.142)	0.014 (0.135)	0.080 (1.130)	0.090 (1.233)
CDD	0.055 (0.701)	0.053 (0.663)	0.055 (0.697)	-0.353 ^c (-1.704)	-0.332 (-1.573)	-0.261 (-1.253)	0.455 ^a (3.137)	0.312 ^c (1.680)	0.339 ^a (2.699)	0.018 (0.121)	0.123 (1.284)	0.038 (0.333)	0.248 (1.006)	0.271 (1.583)	0.257 (1.464)
H	0.001 ^c (1.803)	0.001 ^b (2.132)	0.001 ^c (1.787)	0.001 (0.608)	0.001 (0.542)	0.001 (0.979)	0.002 ^b (2.107)	0.003 ^a (2.764)	0.001 ^b (1.901)	0.002 ^a (2.622)	0.001 ^b (2.204)	0.003 ^a (3.979)	0.003 ^b (2.137)	0.004 ^a (3.589)	0.004 ^a (3.663)
Eld	-0.006 ^a (-2.653)	-0.006 ^a (-2.613)	-0.006 ^a (-2.659)	-0.010 ^a (-2.963)	-0.010 ^a (-2.946)	-0.010 ^a (-3.016)	0.009 ^b (2.269)	0.008 ^b (1.986)	0.009 ^b (2.533)	0.008 (0.916)	0.007 (1.514)	0.010 (1.461)	-0.039 (-1.606)	-0.023 (-1.414)	-0.016 (-0.986)
γ_1	-	-	-	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500	-	-	-	-	-	-
γ_2	-	-	-	-	-	-	3,600	2,700	3,600	3,600	2,700	3,600	-	-	-
γ_3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	6,100	6,100	6,200	6,100	6,100	6,200
K	-	-	1.03	-	-	1.11	-	-	0.12	-	-	0.17	-	-	0.04
Obs.	59,900	59,900	59,900	12,111	12,111	12,111	22,581	12,350	22,581	18,141	28,372	18,502	7,067	7,067	6,706
R^2	0.85	0.85	0.85	0.82	0.83	0.77	0.80	0.84	0.83	0.80	0.85	0.83	0.83	0.86	0.86
Hetero.	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

(주) ()의 값은 t통계량이며, 'a'는 1% 유의수준, 'b'는 5% 유의수준, 'c'는 10% 유의수준을 의미한다. 또한 Hetero.는 오차항의 이분산성에 대한 White 검정통계량 (White, 1980)의 p값이며, 임계소들 γ_i 의 단위는 천원이다. 또한 계수의 크기를 고려하여 HDD 와 CDD 의 추정치는 10^3 을 곱하여 나타내었다.

그러나 <표 6>에서 분석하였듯이 소득 크기에 따라 전력수요함수의 구조변화가 존재하므로 임계효과를 고려하지 않은 모형의 추정결과를 해석하는데 신중할 필요가 있다. <표 6>과 <표 7>에서 전력수요함수의 모수가 달라지는 임계소득은 모형에 따라 조금 상이하나 인지가격을 기준으로 볼 때, 150만원, 270만원, 610만원으로 추정되었다. 소득을 10분위로 나누었을 때, 150만원 이하는 1~2분위, 150~270만원은 3~4분위, 270~610만원은 5~9분위, 610만원 이상은 10분위에 해당된다. 또한 전체 표본수에 대한 비율은 150만원 이하는 19.5%, 150~270만원 20.6%, 270~610만원은 47.8%, 610만원 이상은 12.1%이다. 임계소득 별 분위와 분포와 관한 이상의 내용은 <표 8>에 정리되어 있다.

〈표 8〉 임계소득 별 분위 및 분포

임계소득에 따른 가구 구분	표본 수	전체 표본 수 대한 비율	해당 분위 (전체 10분위 기준)
$I_i \leq 1,500$	11,705	19.5%	1, 2 분위
$1,500 < I_i \leq 2,700$	12,342	20.6%	3, 4 분위
$2,700 < I_i \leq 6,100$	28,626	47.8%	5~9분위
$I_i > 6,100$	7,227	12.1%	10분위
합계	59,900	100%	

(주) 임계소득 γ_i 의 단위는 천원이다.

<표 7>의 threshold regression 추정결과 중에서 월소득이 150만원 이하인 저소득 가구의 경우, 모형 S의 추정결과에 의하면 k 는 1.11로 평균가격에 반응한다고 볼 수 있다. 평균가격의 탄력성은 모형 A에 의하면 -0.087로 매우 비탄력적이라는 것을 확인할 수 있다. 즉, 월소득 150만원 이하의 저소득 가구는 전력가격 변화가 전력소비량에 크게 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 150만원 이하의 저소득 가구의 전력가격 탄력성이 비탄력적이며, 인지가격이 평균가격인 이유는 다음과 같이 생각해볼 수 있다. 첫째, 150만원 이하의 저소득 가구는 기본적으로 생활에 필요한 최소 수준의 전력량을 소비하고 있어

가격 변화에 영향을 덜 받기 때문이다. 즉, 가격이 상승하더라도 전력소비를 줄일 여력이 많지 않으며, 전력가격이 하락하더라도 전력기기를 더 구매할 여건이 되지 않고 보유한 전력기기도 충분하지 않아 전력소비량을 크게 늘릴 수 없기 때문이다. 둘째, 전력소비량이 적어 하위 전력요금 구간에 속해 있으므로 상위 전력요금 구간으로 이동하는 것에 대한 부담이 상대적으로 낮고, 낮은 전력요금 구간으로 이동할 요인도 낮아 한계가격이 아닌 평균가격을 인지하여도 무방하기 때문이다.

월소득 150만원 이하인 경우, 소득, 거주면적 크기, 가구원수가 전력소비에 주는 효과는 기존 연구들과 일치한다. 소득, 거주면적, 가구원수는 전력소비에 양의 효과를 주며, 고령화는 음의 효과를 가진다. 고령화는 전력소비와 음의 관계가 있는 것으로 나타나 원두환(2012), 임현진 외(2013), 권오상 외(2014) 등의 연구결과를 지지한다. 반면, 5% 유의수준 하에서 냉·난방도일은 전력소비에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 월소득 150만원 이하의 가구에서 냉·난방도일 증가가 전력소비에 영향을 주지 않는 이유는 저소득 가구의 경우 냉·난방수요를 충족하는 수단인 에어컨, 난방기와 같은 전력기기 보급이 낮기 때문으로 보인다. 또한 월별 휴일수의 추정계수는 0보다 크나 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 이는 저소득 가구 구성원의 경우 주5일 근무형태가 적용되지 않을 가능성이 높고 소득이 높은 가구에 비해 상대적으로 휴일에도 근무를 하는 빈도가 높아 가정 내 생활시간이 늘지 않기 때문으로 보인다.

다음으로 월소득 150~270만원인 가구는 전력소비에 대한 인지가격으로 평균가격보다 한계가격인 것으로 나타났다. 즉, 모형 S에서 k 가 0.12로 나타났다. 인지가격이 한계가격인 모형 M에 의하면 가격탄력성은 -0.337로 150만원 이하 가구보다 가격에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 즉, 월소득 150만원 이상 또는 270만원 이하인 가구의 경우에는 누진제의 요금체계를 어느 정도 이해하고 있어 한계가격에 근거하여 전력소비를 통한 효용 극대화를 하고 있다고 볼 수 있다. 또한 소득, 거주면적 크기, 가구 구성원 수, 냉·난방

도일, 월 휴일수는 전력소비에 양의 효과를 주는 것으로 나타났다. 반면, 고령화는 150만원 이하의 가구 또는 원두환(2012), 임현진 외(2013), 권오상 외(2014)의 결과와는 반대로 전력소비를 증가시키는 것으로 분석되어 오히려 Yamasaki and Tominaga(1997), 임기추·강윤영(2004)의 주장에 부합된다. 이와 같은 실증결과는 소득이 150~270만원인 가구 경우 고령화로 인한 전력소비 증가효과가 고령화로 인한 전력소비 감소효과보다 크다고 볼 수 있으며, 고령화가 전력소비에 미치는 순효과는 소득 크기에 따라 서로 다른 방향으로 발생할 수 있다는 중요한 사실을 시사하고 있다.

월소득이 270~610만원인 가구의 전력수요함수 추정결과에서 모형 S에 의하면 해당 소득구간에 속하는 가구들은 한계가격에 반응한다고 볼 수 있다. 모형 S의 k 가 0.17로 0에 가깝기 때문이다. 즉, 월소득 150~270만원 가구들과 마찬가지로 누진제라는 가격체계를 어느 정도 이해하고 있으며, 전력요금 구간 이동으로 인한 가구의 순편익을 인지하고 있다고 볼 수 있다. 모형 M에 의하면 한계가격의 가격탄력성은 -0.421로 월소득 270만원 이하의 가구들에 비해 더 탄력적이다. 또한 소득이 증가하고, 거주면적이 넓어지고 가구 구성원수가 많거나 난방도일과 월 휴일수가 증가하면 전력소비는 증가한다. 반면, 냉방도일과 고령화는 전력소비에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 고령화 효과의 경우, 가전제품의 보유 여부와 난방용 도시가스를 통제하면 고령화는 전력소비에 유의한 영향을 주지 않는다는 노정녀(2014)의 분석결과와도 부합한다.

150~270만원의 소득 구간에 속하는 가구와 다르게 월소득 270~610만원인 가구에서 냉방도일이 전력소비를 변화시키지 않는 것은 냉방기기 사용으로 인한 상위 전력요금 구간 이동에 대한 부담이 상대적으로 크기 때문으로 보인다. 또한, 임계효과를 고려하지 않은 모형 분석결과에서 언급하였듯이, 냉방수요가 발생하는 기간과 여름휴가 기간이 중복되는 본 연구의 횡단면 자료 특징 때문으로도 생각된다.

마지막으로 월소득 610만원 이상 가구의 경우, 모형 S에서 k 가 0.04로 전력

가격의 인지가격은 한계가격이다. 모형 M에 의하면 전력가격의 탄력성은 -0.734로 다른 소득 구간에 속하는 가구들과 비교하여 볼 때 가장 탄력적이다. 이는 전력소비가 가장 많은 고소득 가구의 경우, 전력요금 결정체계를 가장 잘 이해하고 있다는 것을 의미한다. 즉, 전력소비량이 많기 때문에 높은 전력요금 구간에 속해 있음을 인지하여 전력요금 구간 이동에 대해서 가장 민감하다는 것을 실증 분석결과에서 확인할 수 있다. 소득, 거주면적 크기, 가구 구성원 수, 휴일수는 전력소비와 양의 관계에 있으며, 냉·난방도일과 고령화는 전력소비에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 냉·난방도일이 전력소비에 영향을 주지 않는 것은 상위 전력요금 구간 이동에 대한 부담과 시간적 연속성이 결여된 횡단면 자료의 속성 때문으로 보인다. 특히, 소득이 높다는 측면을 고려하면 상위 전력요금 구간에 대한 부담보다 횡단면 자료 분석이라는 요인이 더 큰 것으로 보인다.

지금까지의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 한국 도시 가구의 전력소비 행태는 소득 크기에 따라 다르게 나타난다. 구체적으로 3개의 임계소득이 존재하며, 인지가격 기준으로 볼 때 월소득 150만원, 270만원, 610만원으로 각각 추정된다. 그러므로 소득 크기에 따라 서로 다른 4개의 전력수요함수를 분석할 수 있다. 둘째, 평균가격에 반응하는 월소득 150만원 이하의 저소득 가구를 제외하고 한국의 도시 가구는 전력소비에 대해서 한계가격을 인지한다. 이는 소득이 높은 가구는 전력소비가 높기 때문에 한국의 상승가격체제 하에서 한계가격에 근거하여 전력소비량을 결정하고 효용 극대화를 추구하는 것이 합리적이기 때문이다.

셋째, 소득이 높을수록 가격탄력성이 탄력적인데, 누진제 및 소득이 높은 가구의 인지가격이 한계가격인 상황 하에서 전력가격 변화로 인한 전력소비 지출변화가 전력소비가 높은 고소득 가구일수록 크기 때문이다. 즉, 전력소비가 높은 고소득 가구는 전력소비가 낮은 저소득 가구에 비해 상대적으로 전력 요금구간 이동에 대해 민감하게 반응한다고 볼 수 있다. 반면, 150만원 이하의 저소득 가구는 기본적으로 필요한 적은 전력량을 소비하고 있어 전력이

격이 상승하더라도 전력소비를 낮출 여지가 없으며, 전력기기와 같은 내구재(durable good) 보급률이 낮아 전력가격이 하락하더라도 전력소비가 크게 증가하지 않는 것으로 보인다.¹⁵⁾

소득 수준별 인지가격과 전력소비의 가격탄력성 크기와 관련하여 조하현·장민우(2015)가 지적한 것처럼 소득이 높을수록 한계가격에 반응한다는 실증 결과는 본 연구의 결과와 일치한다. 반면, 조하현·장민우(2015)는 고소득 가구의 가격탄력성이 비탄력적이라는 실증결과를 제시하였는데, 이는 본 연구의 분석결과와 상반된다. 소득 수준별 가격탄력성의 크기에 대한 조하현·장민우(2015)와 본 연구와의 분석결과 차이는 다음과 같은 이유로 생각된다. 첫째, 도시 가구만을 분석 대상을 한 본 연구에 비해 조하현·장민우(2015)는 도시외 거주 가구도 포함하였다. <부표 1>에서 알 수 있듯이, 기본적으로 인지가격의 종류에 대해서는 도시 가구와 도시외 가구가 차이가 나지 않으나 가격탄력성의 크기는 <표 7>의 분석결과와 비교하면 큰 차이를 보인다.

둘째, 소득 크기 구분에서 본 연구는 임계소득을 주어진 자료에 근거하여 내생적으로 추정하였고, 조하현·장민우(2015)는 외생적으로 10분위로 구분하였다는 차이점도 존재한다. 셋째, 가격에 대해서 동일한 도구변수를 이용하였으나 본 연구는 도구변수 추정방법과 threshold regression이 결합된 Caner and Hansen(2004)의 분석방법을, 조하현·장민우(2015)에서는 임계효과를 고려하지 않은 일반적인 2단계 추정방법을 적용하였다. 이와 같은 표본 구성, 분석방법의 차이가 소득 수준별 가격탄력성 크기에 대한 분석결과에서 차이를 만들었을 것으로 판단된다.

한편, 전력소비가 증가할수록 전력요금이 상승하는 한국의 누진제 하에서 고소득 가구일수록 한계가격을 인지하여 상승가격체계를 이해한다고 한다면, 소득이 높은 가구일수록 가격탄력성이 탄력적이라는 본 연구의 분석결과는

15) 통계청의 공개된 자료(http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=388&tblId=TX_38802_A003)에 의하면 2013년 가구당 소득 수준이 가장 높은 울산의 에어컨 보급률은 가구당 0.93대이며, 소득 수준이 가장 낮은 전남은 0.82대이다.

설득력을 가진다. 특히, 본 연구에서 임계소득 존재 유무, 소득 구간의 개수, 임계소득 크기 등을 통계적 방법에 근거하여 결정하고 통계적 근거를 제시하였다는 점에서 분석결과의 객관성은 더욱 더 보장된다.

소득별 도시 가구의 전력소비 함수 추정결과에서 알 수 있는 마지막 사실은 냉·난방도일, 고령화, 휴일수 등이 전력소비에 미치는 효과가 소득 수준에 따라 달라진다는 것이다. 냉·난방도일은 소득 수준에 따른 전력기기 보급 정도 차이로부터 발생한다고 볼 수 있다. 고령화의 경우 본 연구의 결과는 기존 연구 결과들의 차이점에 대한 명확한 설명을 제시하면서, 소득 수준이 전력소비에 대한 고령화의 효과에 중요한 요인이라는 점을 제시하고 있다. 원두환(2012), 에너지관리공단(2012), 임현진 외(2013)는 한국의 가정 부문 전력소비와 고령화 사이에는 음의 관계가 존재한다고 주장하였으나 소득 크기에 따라 고령화 효과가 다르게 나타날 수 있음을 허용하면 전력소비에 대한 고령화의 음의 효과와 양의 효과가 소득 크기에 따라 다르게 나타난다.

구체적으로 본 연구에 따르면 월소득 150만원 이하의 저소득 가구에서는 고령화가 전력소비를 감소시켜 원두환(2012), 임현진 외(2013), 권오상 외(2014)의 분석결과와 일관된다. 반대로, 본 연구에서 월소득 150~270만원의 구간의 가구들은 고령화 요인이 전력소비를 증가시키는 것으로 나타나 Yamasaki and Tominaga(1997), 임기추·강운영(2004) 등의 결과에 부합한다. 또한, 월소득 270만원 이상인 가구들은 고령화가 전력소비에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타나 노정녀(2014)의 주장을 지지한다. 따라서, 고령화가 전력소비에 미치는 효과가 연구마다 다른 것은 소득 크기에 따라 전력소비에 대한 고령화의 효과가 다를 수 있다는 본 연구의 분석결과로 설명할 수 있다. 지금까지 설명한 본 연구의 분석결과와 관련 선행연구들의 분석결과를 비교하여 <표 9>에 정리하였다.¹⁶⁾

16) 가격·소득 탄력성 등 주요 요인들이 가구의 전력소비에 미치는 효과 비교는 분석자료, 표본기간 및 분석방법에 따라 상이하여 모든 연구들을 비교하는 것은 의미가 없을 것이다. 대신, 본 연구의 분석자료와 가장 근접한 조하현·장민우(2015)의 결과를 중심으로 비교하였다. 그럼에도 조하현·장민우(2015)는 도시 가구뿐만 아니라 도시외 가구를

소득 수준에 따른 한국 도시 가구의 전력소비형태 이질성과 전기요금개편 효과 분석

〈표 9〉 본 연구와 선행연구와의 분석결과 비교

	본 연구의 결과	선행연구와 비교	
		선행연구	결과
가격 탄력성	· 저소득: -0.087 · 중소득: -0.409~-0.421 · 고소득: -0.556	조하현·장민우(2015)	· 저소득: -1.077 · 중소득: -0.967~-0.763 · 고소득: -0.671
소득 탄력성	· 저소득: 0.013 · 중소득: 0.019~0.023 · 고소득: 0.024		· 저소득: 0.051 · 중소득: 0.043~0.130 · 고소득: 0.047
거주면적 크기	· 저소득: 0.086 · 중소득: 0.055 · 고소득: 0.051		· 저소득: 0.061 · 중소득: 0.033~0.063 · 고소득: 0.047
가구원수	· 저소득: 0.028 · 중소득: 0.011~0.017 · 고소득: 0.009		· 저소득: 0.097 · 중소득: 0.021~0.068 · 고소득: 0.015
난방도입	· 저소득: 영향 없음 · 중소득: 0.072~0.204 · 고소득: 영향 없음		· 저소득: 0.042 · 중소득: 0.020~0.035 · 고소득: 영향 없음
냉방도입	· 저소득: -0.353 · 중소득: 0.312 · 고소득: 영향 없음		· 저소득: -0.084 · 중소득: 0.053 · 고소득: 영향 없음
휴일수	· 저소득: 영향없음 · 중소득: 0.001~0.003 · 고소득: 0.004	한국전력거래소(2013)	양의 효과
고령화	· 저소득: -0.010 · 중소득: 0.008 · 고소득: 영향 없음	Yamasaki and Tominaga(1997) 임기추·강운영(2004)	양의 효과
		원두환(2012), 임현진 외(2013)	음의 효과
		노정녀(2014)	영향 없음
인지가격	· 저소득: 평균가격 · 중소득: 한계가격 · 고소득: 한계가격	권오상 외(2014)	기대한계가격
		조하현·장민우(2015)	· 저소득: 평균가격 · 중소득: 한계가격 · 고소득: 한계가격
		Ito(2014), Shin(1985)	· 평균가격
		Borenstein(2009)	· 기대한계가격

포함하고 있으므로 도시 가구만을 분석으로 한 본 연구의 실증 분석결과와 차이가 발생하고 있다.

한국의 도시 가구 전력수요함수를 추정할 시 소득에 따른 임계효과를 고려하게 되면 전력소비의 가격탄력성, 인지가격의 종류, 가격 외 결정요인들의 영향이 다르다는 사실은 전력소비 관련하여 중요한 정책 시사점을 가진다. 무엇보다 가정 부문의 전력소비를 조정하고, 사회후생을 증가시키기 위한 전기요금개편에 관한 논의 시 소득 크기에 따라 전력소비행태가 달라질 수 있음을 사전에 반드시 고려해야 할 것이다. 예를 들어, 본 연구에 의하면 월소득 150만원 이하의 저소득 가구는 인지가격이 평균가격이며, 가격탄력성 -0.087 로 매우 비탄력적이므로 하위 요금구간에 대한 전력요금 상승 또는 누진율 강화는 저소득 가구의 전력소비 변화에는 큰 영향을 주지 못하고, 사회적 후생만 감소시킬 가능성이 높다. 반면, 월소득 150만원 이상인 가구들의 인지가격은 한계가격이고, 소득이 증가할수록 가격탄력성이 탄력적이므로 전력요금 상승과 상위요금 구간에 대한 누진율 강화는 전력소비 감소를 효과적으로 유도할 수 있을 것이다. 다시 말해, 상위요금 구간에 대한 누진율을 강화하여 고소득 가구의 전력소비 절약을 유도하고, 증가된 전력 판매수입을 한전을 비롯한 발전회사들의 재무 불균형 문제 해결과 에너지 빈곤층을 위한 연료비 쿠폰과 같은 직접적인 지원에 이용하는 것이 바람직할 것으로 보인다. 전력요금개편 효과와 합리적인 방향에 대해서는 다음 절에서 시나리오 분석을 통해 보다 구체적으로 논의하고자 한다.

3. 전력요금개편 시나리오 분석

지난해 2014년에 현행 전기요금 부과체계가 부당하다며 ‘전기요금 부당이득 반환 청구소송’까지 제기되는 등 현행 6단계 11.7배의 누진체계는 현실에 맞지 않을 뿐만 아니라 미국, 일본 등 누진제를 채택한 다른 국가들보다 가혹하다고 지적받고 있다.¹⁷⁾ 2013년 산업통상자원부는 현행 누진제를 3~4단계,

17) 미국은 2단계 1.1배, 일본은 3단계 1.4배, 중국은 3단계 1.5배이다.

3~8배로 축소하는 방안을 추진하기도 하였다. 그러나 누진제 축소는 고소득층의 부담이 줄어들고 반대로 저소득층의 부담을 키울 우려가 있다는 ‘부자 감세’의 논리에 따라 선불리 진행이 되지 못하고 있다. 그럼에도 최근의 저유가 기조에 기반하여 전력 발전단가가 하락함에 따라 한전의 매출이 개선되고, Post-2020 국가 온실가스 감축목표가 공표된 지금 이시점이 누진제 개편을 위한 최적기일 수 있다. 이러한 상황에서 본 연구는 시의성 있게 앞서 추천한 전력소비함수를 활용하여 전력요금개편 효과를 시나리오 분석을 진행하고, 전력요금개편 방향을 제시하고자 한다.

전력요금개편 시나리오는 선행연구에서와 마찬가지로 ‘한전의 현행 판매수익은 유지된다(revenue neutrality)’ 라는 원칙을 가지고 <표 10>과 같이 설정하였다. 판매수익이 유지되지 않는 경우, 시나리오 결과가 요금 제안의 요금 격차 변화로 인한 효과와 요금 수준이 바뀌면서 발생하는 효과가 혼재되어 나타나는데, 전자의 효과만을 보기 위해서는 판매 수익 유지의 원칙이 필요하다(권오상 외, 2014; 조하현·장민우, 2015).

〈표 10〉 주택용 전력 요금표 시나리오 개요

구분	현행	시나리오1(S1)	시나리오2(S2)	시나리오3(S3)	시나리오4(S4)
내용	6단계 11.7배	3단계 11.7배	6단계 6배	6단계 24배	3단계 24배

(주) 전력 사용량에 따른 기본 요금과 사용량 요금에 대한 세부 요금표는 <부표 3>을 참조할 수 있다.

현행 누진제는 6단계로 이루어져 있는데 하위 요금 구간의 전력가격과 상위 요금 구간의 전력가격의 차이가 11.7배로 이루어져 있다. 현재 논의되고 있는 누진제 개편 진행 동향을 반영하여 시나리오1(S1)과 시나리오2(S2)는 각각 현행 요금제에서 누진단계 감소 효과와 누진배율 축소 효과를 보기 위하여 3단계 11.7배(누진단계 축소, 누진배율 고정), 6단계 6배(누진단계 고정, 누진배율 축소)로 설정하였다. 한국의 전력 누진제 완화 개편에 대한 논의를 다

론 연구는 전수연(2013), 임소영(2013), 권오상 외(2014), 조하현·장민우(2015) 등이 있는데, 이들 연구들에서는 공통적으로 누진제 완화 개편이 형평성 측면에서 모두 부정적인 영향을 미칠 것으로 결론짓고 있다.¹⁸⁾ 즉, 누진제의 완화로 인하여 상대적으로 전력 사용량이 적은 저소득층은 가격 상승을 경험하게 되고 고소득층은 가격 하락을 경험하게 됨에 따라 형평성을 저해한다는 것이다. 그러나 누진율을 증가시키는 경우 형평성 측면에서의 개선이 발생할지에 대하여는 아직 밝혀진 바가 없으므로 본 연구에서는 시나리오 분석 시 시나리오3(S3)과 시나리오4(S4)를 각각 6단계 24배(누진단계 고정, 누진배율 강화), 3단계 24배(누진단계 축소, 누진배율 강화) 등으로 설정하여 분석해보기로 한다.

시나리오 분석 시 활용할 모형의 선택과 범위는 시나리오 설정만큼 중요하다. Ito(2014)와 조하현·장민우(2015)는 소비자의 인지가격이 평균가격인 경우와 한계가격인 경우로 나누어 누진제 완화에 대한 시나리오 분석을 실시하였는데, 평균가격을 사용한 경우와 한계가격을 사용한 경우 분석결과가 정반대로 나타났다. 이와 더불어 임소영(2013)과 조하현·장민우(2015)는 시나리오 분석을 소득분위별로 실시하였는데, 소득분위별로 결과가 상이하게 나타났다.

본 연구는 이러한 사실을 반영하여 앞서 내생적으로 추정한 임계소득을 기준으로 소득분위별 시나리오 분석을 실시하되, Shin(1985)의 모형에서 추정한 k 를 기준으로 모형을 선택하여 분석하였다. 구체적으로, 소득분위는 월소득을 기준으로 150만원, 270만원, 610만원을 기준으로 크게 4분위로 나누었고, 150만원 이하의 경우에는 평균가격을 사용하는 모형 A의 추정결과를 활용하였고, 나머지 소득분위에 대해서는 한계가격을 사용하는 모형 M의 추정결과를

18) 전수연(2013)에서는 단일요금, 3단계 3배, 4단계 8배인 경우에 대하여 시나리오 분석을 실시하였고, 임소영(2013)에서는 6단계 3배, 단일요금, 3단계 3배인 경우에 대하여 전기 사용량과 전기지출액 증감을 분석하였다. 권오상 외(2014)에서는 3단계 5.2배, 3단계 3.9배인 경우에 대하여 후생 지수의 증감을 분석하였고, 조하현·장민우(2015)에서는 6단계 3배, 6단계 6배, 3단계 3배, 3단계 6배인 경우에 대하여 전기 사용량과 전기지출액 증감, 소득분위 대비 비율을 계산하여 분석하였다.

활용하여 시나리오 요금제에 따른 가격 효과를 분석하였다. 시나리오 분석결과는 <표 11>과 <표 12>에 나타나있다.

현행 요금제에서 누진단계를 6단계에서 3단계로 줄이는 시나리오 1의 경우, 누진구간을 합침에 따라 전력 사용량이 100~250kWh 구간에 속한 소비자는 사용량 요금의 큰 하락을 경험하게 되고, 251kWh 이상 구간에 속한 소비자는 사용량 요금의 큰 상승을 경험하게 된다. 이에 따라 상대적으로 적은 전력을 소비하는 소득 1분위의 전력 사용량은 평균적으로 증가하게 되고 고소득 분위로 갈수록 전력 사용량은 감소하는 것으로 나타났다. 또한, 가격의 변화로 인하여 저소득 분위에서 전기지출액이 상승하고 고소득 분위로 갈수록 전기지출액 감소폭이 커지는 것으로 나타났다. 이는 고소득 분위로 갈수록 가격탄력성이 탄력적으로 나타났기 때문에 변화폭도 보다 크게 나타난 것으로 볼 수 있다.

누진배율을 11.7배에서 6배로 줄이는 시나리오 2의 경우, 한전의 판매수익 유지 원칙에 따라 하위 요금 구간에 속한 소비자들은 전력량 가격의 상승을 경험하고, 상위 요금 구간의 소비자들은 전력가격의 하락을 경험하게 된다. 이에 따라 가격탄력성의 크기가 고소득분위로 갈수록 탄력적이기 때문에 상대적으로 전력을 적게 소비하는 저소득층은 전력을 덜 사용하게 될 것이나 그 감소폭은 작을 것이고, 전력을 많이 소비하는 고소득층은 전력을 더 사용하게 되고 그 증가량은 매우 클 것으로 예상할 수 있다. 그러나 시나리오 분석결과, 평균적인 전력 사용량에는 거의 변화가 없고, 전기지출액은 고소득분위로 갈수록 증가하는 경향이 나타났다. 특이한 점은 저소득분위에서 전력 사용량이 평균적으로 증가하였다는 점인데, 이는 저소득분위의 가격탄력성이 매우 작고, 전력사용량이 300kWh가 넘는 가구도 상당히 많기 때문에 이러한 현상이 나타난 것으로 판단된다.

한편, 누진배율을 11.7배에서 24배로 증가시키는 시나리오 3과 시나리오 4의 경우, 하위 요금 구간의 소비자들은 전력가격의 하락을, 상위 요금 구간의 소비자들은 전력가격의 상승을 경험하게 된다. 그러므로 저소득층의 전력소비

량은 증가하나 그 변화폭은 적은 것으로 나타나 전력소비량이 증가하였음에도 가격 하락폭이 커서 전기지출액은 감소하는 것으로 나타났다. 한편, 고소득층의 경우에는 전력소비량이 많이 감소함에 따라 전기지출액도 하락하지만, 3단계 24배 시나리오 요금제에 대해서는 가격 증가폭이 상대적으로 커서 전기지출액이 일부 증가하는 것으로 나타났다.¹⁹⁾

〈표 11〉 시나리오 분석결과 1: 평균 전기사용량

소득분위	현행요금제 (6단계 11.7배)	시나리오1 (3단계 11.7배)		시나리오2 (6단계 6배)		시나리오3 (6단계 24배)		시나리오4 (3단계 24배)	
	전기사용량 (kWh)	전기사용량 (kWh)	차이	전기사용량 (kWh)	차이	전기사용량 (kWh)	차이	전기사용량 (kWh)	차이
1분위	243	249	6	244	1	248	5	255	12
2분위	281	266	-15	283	2	268	-13	293	12
3분위	314	275	-39	318	4	299	-15	290	-24
4분위	350	275	-75	355	5	325	-25	284	-66

(주) 소득분위는 내생적으로 추정된 임계소득을 기준으로 월소득 150만원 이하는 1분위, 150~270만원은 2분위, 270만~610만은 3분위, 610만원 초과는 4분위로 정하였다.

〈표 12〉 시나리오 분석결과 2: 평균 전기지출액

소득분위	현행요금제 (6단계 11.7배)	시나리오1 (3단계 11.7배)		시나리오2 (6단계 6배)		시나리오3 (6단계 24배)		시나리오4 (3단계 24배)	
	전기지출액 (원)	전기지출액 (원)	차이	전기지출액 (원)	차이	전기지출액 (원)	차이	전기지출액 (원)	차이
1분위	28937.6	26599.5	-2338.1	31355.0	2417.4	26651.9	-2285.7	25823.9	-3113.7
2분위	35596.4	32471.9	-3124.5	38342.3	2745.9	29194.0	-6402.4	48432.8	12836.4
3분위	41838.9	34130.7	-7708.2	44781.8	2942.9	34431.1	-7407.8	44718.0	2879.1
4분위	49210.0	36494.0	-12716.0	53101.8	3891.8	38898.4	-10311.6	45493.9	-3716.1

(주) 소득분위는 내생적으로 추정된 임계소득을 기준으로 월소득 150만원 이하는 1분위, 150~270만원은 2분위, 270만~610만은 3분위, 610만원 초과는 4분위로 정하였다.

종합해보면, 현행 누진제에서 누진단계를 줄이는 것은 저소득 계층의 전력

19) 상대적으로 가격탄력성이 낮은 소득 2분위, 3분위에 속한 가구들의 전력소비량은 감소하나 사용량 요금의 큰 상승으로 인하여 전기지출액이 증가하는 것으로 나타났다.

사용량을 증가시키고 고소득 계층의 전력사용량을 감소시키게 된다. 이 때, 본 연구에서 추정한 소득분위별 가격탄력성 크기로부터 유추할 수 있듯이 고소득 계층의 변화폭이 더 크기 때문에 전기 절약 측면에서 긍정적인 효과가 발생할 수 있다.²⁰⁾ 한편, 현행 누진제에서 누진율을 줄이는 것은 전력소비를 소폭 상승시키는 것으로 나타났다. 누진율을 24배로 증가시키는 경우, 전력사용량과 전기지출액 변화는 형평성 측면에서 기존 누진제에서보다 나은 결과를 보일 수 있을 것이다. 또한 전체적으로 소득분위별 변화폭은 저소득분위보다 고소득분위에서 더 크게 나타났는데, 이는 임소영(2013), 조하현·장민우(2015)와의 결과와는 대치된다. 이는 임소영(2013), 조하현·장민우(2015)에서는 저소득분위에서 고소득 분위로 갈수록 가격탄력성의 크기가 작아지는 것으로 보았으나 본 연구에서는 반대로 가격탄력성의 크기가 커지기 때문이다.

특히, 조하현·장민우(2015)에서도 활용한 6단계 6배 시나리오 분석결과와 비교해보면, 조하현·장민우(2015)에서는 전력소비량과 전기지출액이 모두 감소하는 것으로 나타났으나 본 연구에서는 오히려 모두 증가하는 것으로 나타났다. 이는 도시 가구들로 표본을 한정하는 경우, 도시 가구들의 전력소비량은 비도시 가구들의 전력소비량보다 높을 뿐만 아니라 가격탄력성도 고소득분위로 갈수록 크기 때문으로 판단된다. 즉, 기존 연구에서 누진배율을 줄임으로써 전기 절약을 유도할 수도 있다는 결론은 소득 크기별 전력소비행태의 이질성을 고려할 경우 반대의 결과를 보일 수도 있다.

<표 13>은 소득분위별 시나리오 분석결과를 바탕으로 전기 사용량과 전기지출액의 소득 1분위(월소득 150만원 이하) 대비 소득 4분위(월소득 610만원 이상) 비율을 나타내고 있다. 전기 사용량의 소득 분위 비율은 높을수록, 전기지출액의 소득 분위 비율은 낮을수록 상대적으로 불평등도가 높다고 판단할 수 있다. 이는 전기기기 보급률이 높아지고 있는 상황에서 전기기기를 활용함

20) 전기지출액 측면에서 누진단계를 줄이는 것은 하위 요금 구간의 가격이 상승함에 따라 저소득 계층에게 부담이 될 수 있다는 주장이 있을 수 있다. 그러나 도시 가구로 한정하는 경우, 저소득 계층도 어느 정도 전력을 소비하기 때문에 가격의 상승을 경험하기 보다는 하락을 경험하는 것으로 나타나 전기지출액은 오히려 감소하는 결과를 보였다.

으로써 효용을 얻는다고 보면, 저소득 가구와 고소득 가구의 차이가 비교적 적어야 할 것이고 상대적으로 전기 사용량이 적은 저소득 가구가 고소득 가구보다 전기지출액 부담이 적어야 할 것이기 때문이다. 현행 요금제와 시나리오 요금제에서의 차이는 편의상 양의 부호가 형평성 개선의 의미가 되도록 전력 사용량 비율은 현행 요금제에서의 비율에서 시나리오 요금제에서의 비율을 차감하여 계산하였고, 전기지출액 비율은 반대로 시나리오 요금제에서의 비율에서 현행 요금제에서의 비율을 차감하여 계산하였다.

〈표 13〉 시나리오 분석결과3: 소득1분위 대비 소득4분위 비율

구분	소득분위별 비율			
	전력 사용량 비율	차이 (현행요금-시나리오)	전기지출 액 비율	차이 (시나리오-현행요금)
현행 요금제	1.436	-	1.701	-
S1(3단계 11.7배)	1.103	0.332	1.372	-0.329
S2(6단계 6배)	1.456	-0.021	1.694	-0.007
S3(6단계 24배)	1.312	0.124	1.459	-0.241
S4(3단계 24배)	1.111	0.325	1.762	0.061

〈표 13〉에서 전기 사용량과 전기지출액의 소득 분위 비율을 기준으로 판단하였을 때, 현행 6단계를 3단계로 줄이고 누진배율은 11.7배에서 24배로 증가시키는 것이 형평성 관점에서 가장 바람직한 것으로 나타났다. 그러나 시나리오 분석결과에서 보았듯이 누진배율을 증가시키면 고소득층의 전력소비량이 크게 감소할 뿐만 아니라 중소득분위에서 전기지출액 부담이 증가하게 된다. 누진제 개편의 필요성에 대한 주요 원인이 전기화 현상으로 인한 평균적인 전기 사용량 증가, 그리고 이에 따른 전기 지출부담 상승이라는 점을 생각해볼 때, 누진배율을 증가시키는 것이 형평성 관점에서는 좋을 수 있으나 한편으로는 누진제 개편 본연의 목적과는 멀어지게 될 것이다.

한편, 누진단계 축소, 누진배율 감소는 시나리오 1과 시나리오 2의 결과에서 보듯이 모두 형평성을 저해하는 것으로 나타났는데, 이는 전수연(2013), 임

소영(2013), 권오상 외(2014), 조하현·장민우(2015)의 시나리오 분석결과에서 누진제 완화 개편이 형평성 측면에서 부정적인 영향을 가져올 수 있음을 보인 것과 부합된다. 이에 따라 기존 연구들에서 주장하듯이 주택용 전력 요금제 개편을 누진제 완화 방향으로 잡는 경우, 형평성 악화를 방지하기 위하여 경제적인 어려움이 가중되는 가구들에 대한 에너지 복지 지원을 강화하는 제도도 함께 고려되어야 할 것이다.

VI. 결론 및 시사점

지금까지 본 연구는 ‘2013 가계동향조사’의 가구별 전력소비 자료를 이용하여 한국의 가정 부문 전력소비 행태를 분석하였다. 구체적으로 본 연구는 다음의 4가지 물음에 대한 답을 찾고자 하였다. 첫째, 소득 분포에 따라 한국 도시 가구의 전력소비 행태가 상이한가? 둘째, 소득 크기에 따라 가정이 인지하는 전력가격은 평균가격과 한계가격 중 무엇인가? 셋째, 소득 크기에 따라 전력소비의 가격탄력성이 다른가? 넷째, 소득을 비롯한 전력소비에 미치는 여러 요인들의 효과가 소득 크기에 따라 다른가? 아울러 분석결과를 바탕으로 전력요금개편 효과와 방향에 대해 논의하였다.

이상의 질문들에 대한 해답을 제시하고자 누진제 하의 전력가격으로 인한 내생성 문제를 해결하는 도구변수 추정방법과 소득과 같은 임계변수의 크기에 따라 회귀모형의 모수가 다를 수 있음을 허용하는 threshold regression을 결합한 Caner and Hansen(2004)의 분석방법을 전력수요 함수 추정 시 활용하였다. 또한, 구간별 가격체계 하에서 발생하는 굴절형태의 예산제약 문제를 고려하여 기존 연구들과 같이 소득보정효과를 모형에 명시적으로 포함하였고, 소득, 거주면적, 가구 구성원 수, 냉·난방도일, 월별 휴일수, 고령화 등도 전력소비의 결정요인으로 고려하였다.

2013년 횡단면 자료에 근거한 실증 분석결과, 한국의 도시 가구 전력소비는 소득 분포에 따라 서로 다른 모습을 보이는 것으로 나타났다. 구체적으로 5% 유의수준을 기준으로 할 때, 3개의 임계소득이 존재하여 소득 크기에 따라 4개의 전력소비함수를 추정할 수 있었다. 즉, 소득 수준에 따라 전력가격을 비롯한 여러 요인들과 전력소비 간의 관계가 다를 뿐만 아니라, 전력 사용 시 가구가 인지하는 가격의 종류도 동일하지 않다는 것을 확인할 수 있었다. 구체적으로 도시 가구의 전력소비 인지가격은 월소득 150만원 이하 저소득 가구는 평균가격, 월소득 150만원 이상 가구는 한계가격인 것으로 나타났다. 소득에 따른 인지가격 차이는 누진제 하의 가격체계 하에서 월소득 150만원 이상인 경우에만 현재의 가격체계를 고려하여 전력을 소비한다는 것을 의미한다.

또한 소득이 증가할수록 전력소비 탄력성은 더욱 더 탄력적인 것으로 나타났다. 150만원 미만인 저소득 가구에 비해 월소득 610만원 이상 고소득 가구의 가격탄력성의 절대 크기가 약 8.4배 높은 것으로 나타났다. 이는 고소득 가구일수록 전력소비량이 상대적으로 많아 상위 요금 구간에 속할 가능성이 커 요금 구간에 민감하게 반응하기 때문이다. 그러므로 본 연구의 분석결과에 근거하면, 전력요금 또는 누진을 변화와 같은 가격정책이 전력소비가 많은 고소득 가구 전력소비를 보다 더 변화시킬 수 있으나, 전력소비가 적은 저소득 가구에 대해서는 전력소비 변화 효과가 크지 않을 것으로 예상할 수 있다.

또한, 가격 이외의 다른 요인들이 전력소비에 미치는 효과도 소득에 따라 상이한 것으로 나타났다. 냉·난방도일의 경우에 월소득 150만원 이하 가구에 서는 전력소비에 영향을 주지 않으나, 월소득 150~270만원, 270~610만원인 가구는 난방도일 증가가 전력소비를 증가시킬 수 있음을 확인하였다. 고령화의 경우에는 월소득 150만원 이하의 저소득 가구에서만 전력소비를 감소시키나, 월소득 150~270만원인 가구의 경우 노인가구가 오히려 더 많은 전력을 소비한다는 것을 확인할 수 있었다. 즉, 소득 크기에 따라 고령화로 인한 전력소비 증가와 감소의 크기가 각각 달라 고령화의 순효과는 상이하게 나타날 수 있다는 것을 의미한다.

일반적으로 미시 자료를 이용하여 전력수요함수 추정 시, 소득탄력성 크기가 가격탄력성 또는 다른 변수들의 추정치에 비해 절대크기(absolute value)가 작아 전력소비에 대한 소득효과를 과소평가하는 경향이 있다. 그러나 본 연구의 결과에 의하면 소득 수준은 가구의 전력사용량을 바꿀 뿐만 아니라, 인지가격과 다른 변수와 전력소비 간의 관계도 결정하는 중요한 요인이라는 것을 재확인할 수 있었다.

더불어 본 연구는 전력요금개편 효과와 방향에 대해 전기 절약과 소득 재분배의 형평성 측면에서 살펴보았다. 기존 연구들에서 설정한 누진단계 축소 및 누진배율 완화 시나리오 외 누진단계 축소 및 누진배율 강화하는 시나리오를 설정하고 전력소비와 전기지출액 변화를 분석하였다. 시나리오 분석 결과, 현재 누진제에서 누진단계를 줄이는 것은 전력소비 절약을 유도할 수 있고, 누진율을 강화하는 것은 형평성 측면에서 바람직한 것으로 나타났다. 반면, 현재 논의되고 있는 누진단계 축소 및 누진배율 완화는 소득 분배의 형평성을 저해시키는 것으로 나타나, 하위 전기요금 구간에 속한 저소득 가구들에 대한 직접적인 지원을 추가로 고려해야 할 것으로 보인다.

마지막으로 본 연구의 개선점은 다음과 같다. 첫째, 시계열 자료 또는 패널 자료를 구축하여, 가구의 전력소비행태가 시간에 대해서 구조변화가 일어났는지 분석할 수 있다. 이를 통해 과거 전기요금개편이 가구의 전력소비 행태에 미친 효과를 분석하고, 가구별 전력소비 습관, 절약정신 등과 같이 관측될 수 없는 가구별 고유 특성 등을 모형에 반영하여 보다 정확한 결과를 도출할 수 있을 것이다.²¹⁾ 둘째, 본 연구에서 고려하지 않았던 가정의 인구·물리적 특징을 전력수요함수 추정 시 고려할 수 있을 것이다. 예를 들어, 거주형태, 영·유아의 수, 가구 내 성별 비중, 실내·외 기온 차이 등과 같은 요인들이 전력소비에 영향을 줄 수 있는지 살펴볼 수 있을 것이다. 셋째, 도시 가구 외 농·어촌

21) 가구들의 관측할 수 없는 특성들은 패널 회귀모형 설정 시 개별효과(individual effects)로 고려할 수 있을 것이며, 내생성 문제 또한 1차 차분 또는 평균 차분으로 비교적 쉽게 해결할 수 있을 것으로 기대한다(Hansen, 1999).

지역의 전력소비행태를 분석하여 도시 지역과의 차이점을 검토하고, 그 이유, 정책시사점 등을 제시할 수 있을 것이다. 이와 같은 점들은 향후 연구주제로 남겨둔다.

접수일(2015년 8월 28일), 게재확정일(2015년 11월 5일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 권오상·강혜정·김용건, 2014, “가구별 소비자료를 이용한 전력수요함수 추정 및 요금제도 변경의 효과 분석,” 「자원·환경경제연구」, 제23권, 제3호, pp.409-434.
- 김동진·박선영, 2014, “인구 고령화가 에너지 사용과 탄소 배출에 미치는 영향,” 「환경 정책연구」, 13(2), pp.99-129.
- 김수덕·손양훈, 2008, “도매전력시장의 가격결정 과정에 대한 실증분석: 용량요금 및 정산단가를 중심으로,” 에너지경제연구, 7(2), pp.27-52.
- 김영덕·박민수, 2013, “석유제품과 전력의 수요행태 변화에 대한 실증분석,” 「자원·환경 경제연구」, 22(2), pp.251-280.
- 김인무·김창식·박성근, 2011, “에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측,” 「경제학 연구」, 59(4), pp.199-228.
- 김현숙·이수진·이정인, 2012, “전력시장 소매가격의 규제가 사회후생에 미치는 영향,” 「자원·환경경제연구」, 21(1), pp.93-127.
- 노승철·이희연, 2013, “가구 부문의 에너지 소비량에 영향을 미치는 요인 분석,” 「국토 계획」, 48(2), pp.295-312.
- 노정녀, 2014, “가구 구성원 특성과 가전제품 사용에 따른 가정용 전력 수요의 예측,” 「한국경제연구」, 32(2), pp.177-202.
- 박광수·최도영, 2006, “가정 상업 부문의 에너지원간 대체관계 분석,” 수시연구보고서 06-07, 에너지경제연구원.
- 박준용·김인무·김창식·이성로, 2011, “선도추급과정을 이용한 새로운 예측기법: 장기전력 수요 예측에의 응용,” 「경제학연구」, 59(3), pp.113-147.
- 신동현·김동하·조하현, 2014, “구조변화를 고려한 우리나라 전력소비의 변동성 증가에 관한 연구,” 「에너지경제연구」, 13(2), pp.131-169.
- 신동현·김재혁, 2015, “전력 발전시장의 충격식별과 계통한계가격 변동성 분석: 전력 수요예측오차 충격을 중심으로,” 「응용경제」, 17(2), 게재예정.

- 원두환, 2012, “고령화가 가정부문 에너지 소비량에 미치는 영향 분석: 전력수요를 중심으로,” 「자원·환경경제연구」, 21(2), pp.341-369.
- 유병철, 1996, “전력수요의 가격탄력성과 요금조정 방안,” 연구보고서 94-04, 에너지경제연구원.
- 윤용범, 2011, “전기요금 체계개편 방안 및 향후 추진과제,” 「전기의세계」, 60(5), pp.34-36, 대한전기학회.
- 이종수·허은영, 1998, “국내 전력수요의 장·단기 탄력성 추정,” 「한국자원공학회지」, 35(2), pp.149-156.
- 임기추·강운영, 2004, “생활양식이 가정부문 에너지 소비에 미치는 영향 분석,” 기본 연구보고서 04-01, 에너지경제연구원.
- 임소영, 2013, “주택용 전기요금의 현황과 개편 방향,” 「재정포럼」, 제201호, 8-26.
- 임슬예·임경민·유승훈, 2013, “횡단면 자료를 이용한 주택용 전력의 수요함수 추정,” 「에너지공학」, 22(1), pp.1-7.
- 임현진·정수관·원두환, 2013, “지구온난화가 가정부문 에너지 소비량에 미치는 영향 분석: 전력수요를 중심으로,” 「에너지경제연구」, 12(2), pp.33-58.
- 전수연, 2013, “전력가격체계의 문제점과 개선방안,” 「사업평가현안분석」, 제48호, 국회에 산정책처.
- 정시영·김대환·박기웅, 2009, “가스냉방 전력대체효과 분석,” 대한설비공학회 하계학술발표 대회논문집, pp.208-211.
- 정한경, 2007, “전기요금체계의 문제점과 개선방안,” KEEI ISSUE PAPER, 1(12), 에너지경제연구원.
- 에너지관리공단, 2012, “건물(가정부문) 에너지 소비 행태 분석을 위한 DB구축 및 활용: Part 1. 에너지관리공단DB를 활용한 가정의 에너지소비행태에 관한 연구,” 연구보고서, 에너지관리공단.
- 조하현·장민우, 2015, “구간별 가격체계를 고려한 우리나라 주택용 전력수요의 가격탄력성과 전력누진요금제 조정방안,” 「자원·환경경제연구」, 24(2), pp.365-410.
- 한국전력거래소, 2013, “단기 전력수요예측 모형 및 시스템 신규 개발,” 연구보고서, 한국전력거래소.

- Bachrach, M. and Vaughan, W., 1994, "Household Water Demand Estimation," Inter-American Development Bank, Working Paper ENP 106.
- Bai, J., 1994, "Least Squares Estimation of a Shift in Linear Processes," *Journal of Time Series Analysis*, 15(5), pp.453-472.
- _____, 1997, "Estimating Multiple Breaks One at a Time," *Econometric Theory*, 13(3), pp.315-352.
- _____, and Perron, P., 1998, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, 66(1), pp.47-78.
- Bar-Shira Z., Finkelshtain I. and Simhon, A., 2006, "Block-Rate Versus Uniform Water Pricing in Agriculture: An Empirical Analysis," *American Journal of Agricultural Economics*, 88(4), pp.986-999.
- Borenstein, S., 2009, "To What Electricity Price Do Consumers Respond? Residential Demand Elasticity under Increasing-Block Pricing," Working Paper.
- Caner, M. and Hansen, B.E., 2004, "Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model," *Econometric Theory*, 20(5), pp.813-843.
- Carter, A., Craigwell, R. and Moore, W., 2012, "Price Reform and Household Demand for Electricity," *Journal of Policy Modeling*, 34, pp.242-252.
- Chong, T.T-L., 1994, "Consistency of Change-point Estimators when the Number of Change-points in Structural Change Models is Underspecified," Working paper, Chinese University of Hong Kong.
- Davies, R.B., 1977, "Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present only under the Alternative," *Biometrika*, 64(2), pp.247-254.
- Hansen, B.E., 1996, "Inference When a Nuisance Parameter is not Identified Under the Null Hypothesis," *Econometrica*, 64(2), pp.413-430.
- _____, 1999, "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference," *Journal of Econometrics*, 93(2), pp.345-368.
- _____, 2000, "Sample Splitting and Threshold Estimation," *Econometrica*, 68(3), pp.575-603.

- Henson, S.E., 1984, "Electricity Demand Estimates under Increasing Block Rates," *Southern Economic Journal*, 51(1), pp.147-156.
- Herriges J.A. and King, K.K., 1994, "Residential Demand for Electricity Under Inverted Block Rates: Evidence from a Controlled Experiment," *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(4), pp.419-430.
- Hewitt J.A. and Hanemann, W.M., 1995, "A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand Under Block Rate Pricing," *Land Economics*, 71(2), pp.173-192.
- Ito, K., 2014, "Do Consumers Respond to Marginal or Average Price? Evidence from Nonlinear Electricity Pricing," *American Economic Review*, 104(2), pp.537-563.
- Nieswiadomy M.L. and Molina, D.J., 1989, "Comparing Residential Water Demand Estimates under Decreasing and Increasing Block Rates Using Household Data," *Land Economics*, 65(3), pp.280-289.
- Olmstead, S.M., 2009, "Reduced-Form Versus Structural Models of Water Demand Under Nonlinear Prices," *Journal of Business and Economic Statistics*, 27(1), pp.84-94.
- _____, Hanemann, W.M. and Stavins, R.N., 2007, "Water Demand under Alternative Price Structures," *Journal of Environmental Economics and Management*, 54(2), pp.181-198.
- Reiss, P.C. and White, M.W., 2005, "Household Electricity Demand, Revisited," *Review of Economic Studies*, 72(3), pp.853-883.
- Shin, J.S., 1985, "Perception of Price when Information is Costly: Evidence from Residential Electricity Demand," *Review of Economics and Statistics*, 67(4), 591-598.
- Taylor, L.D., 1975, "The Demand for Electricity: A Survey," *The Bell Journal of Economics*, 6(1), pp.74-110.
- White, H., 1980, "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator

소득 수준에 따른 한국 도시 가구의 전력소비형태 이질성과 전기요금개편 효과 분석

and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, 48(4), pp.817-838.

Yamasaki, E. and Tominaga, N., 1997, “Evolution of an Aging Society and Effect on Residential Energy Demand,” *Energy Policy*, 25(11), pp.903-912.

Yoo, S.H., Lee, J.S. and Kwak, S.J., 2007, “Estimation of Residential Electricity Demand Function in Seoul by Correction for Sample Selection Bias,” *Energy Policy*, 35(11), pp.5702-5707.

◎ 부록 1 ◎

〈부표 1〉 도시외 가구의 전력수요함수 추정결과

	No Threshold			$I_i \leq \gamma_1$			$\gamma_1 \leq I_i < \gamma_2$			$I_i > \gamma_2$		
	모형 A	모형 M	모형 S	모형 A	모형 M	모형 S	모형 A	모형 M	모형 S	모형 A	모형 M	모형 S
Constant	1.917 ^a (46.538)	1.840 ^a (52.292)	2.019 ^a (45.121)	1.285 ^a (9.637)	1.511 ^a (12.018)	1.666 ^a (10.221)	2.128 ^a (14.353)	2.156 ^a (18.400)	2.749 ^a (22.041)	2.416 ^a (20.727)	2.506 ^a (26.747)	2.700 ^a (27.175)
전력가격	-0.030 ^a (-2.893)	0.003 (0.358)	-0.031 ^a (-2.993)	0.201 ^a (5.394)	0.176 ^a (4.537)	0.078 (1.517)	-0.135 ^a (-3.498)	-0.258 ^a (-6.853)	-0.579 ^a (-19.248)	-0.007 (-0.219)	-0.180 ^a (-4.536)	-0.597 ^a (-28.984)
AP/MP	-	-	-0.135 (-6.458)	-	-	-0.095 (-1.081)	-	-	-0.181 ^a (-5.780)	-	-	-0.041 (-1.498)
DP	0.335 ^a (115.206)	0.326 ^a (93.610)	0.323 ^a (92.357)	0.302 ^a (27.406)	0.283 ^a (16.962)	0.319 ^a (18.945)	0.362 ^a (29.689)	0.442 ^a (24.397)	0.568 ^a (39.087)	0.300 ^a (28.881)	0.385 ^a (19.518)	0.586 ^a (49.043)
I	0.024 ^a (11.751)	0.024 ^a (11.903)	0.022 ^a (11.094)	0.011 (1.439)	0.011 (1.409)	0.009 (1.179)	0.024 ^a (3.175)	0.017 ^b (2.316)	-0.001 (-0.157)	0.008 (1.243)	0.006 (0.932)	0.003 (0.443)
$Hsize$	0.019 ^a (5.295)	0.019 ^a (5.158)	0.019 ^a (5.298)	0.022 ^a (2.766)	0.023 ^a (2.627)	0.026 ^a (2.888)	0.023 ^a (3.383)	0.019 ^a (2.968)	0.024 ^a (3.653)	0.019 ^a (2.846)	0.017 ^a (2.639)	0.014 ^b (2.093)
$Fsize$	0.020 ^a (15.895)	0.020 ^a (15.972)	0.020 ^a (15.740)	0.024 ^a (5.231)	0.026 ^a (5.092)	0.024 ^a (4.822)	0.023 ^a (12.370)	0.021 ^a (11.782)	0.018 ^a (10.766)	0.016 ^a (9.626)	0.014 (8.756)	0.009 ^a (6.079)
HDD	0.002 (0.279)	0.001 (0.182)	0.002 (0.218)	-0.001 (-0.056)	0.000 (-0.012)	-0.006 (-0.306)	0.012 (0.989)	0.008 (0.710)	0.007 (0.625)	0.000 (0.029)	0.003 (0.320)	0.009 (0.952)
CDD	-0.013 (-0.760)	-0.014 (-0.777)	-0.013 (-0.720)	-0.028 (-0.653)	-0.033 (-0.710)	-0.036 (-0.773)	0.014 (0.478)	0.006 (0.200)	0.011 (0.387)	-0.021 (-0.884)	-0.015 (-0.668)	0.005 (0.217)
H	0.000 (0.156)	0.000 (0.096)	0.000 (0.048)	0.000 (-0.103)	0.000 (-0.043)	0.000 (0.118)	0.000 (-0.207)	-0.001 (-0.613)	-0.001 (-0.558)	0.001 (0.407)	0.002 (1.032)	0.004 ^b (2.547)
Eld	-0.015 ^a (-3.846)	-0.015 ^a (-3.926)	-0.016 ^a (-4.033)	-0.014 ^b (-1.853)	-0.014 ^b (-1.811)	-0.018 ^b (-2.226)	0.005 (0.789)	0.006 (1.050)	0.009 ^c (1.675)	-0.005 (-0.429)	-0.003 (-0.327)	0.003 (0.333)
γ_1	-	-	-	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	-	-	-
γ_2	-	-	-	-	-	-	3,100	3,100	3,100	3,100	3,100	3,100
K	-	-	4.34	-	-	-1.22	-	-	0.31	-	-	0.07
Obs.	14,981	14,981	14,981	3,160	3,160	3,160	5,736	5,736	5,736	6,085	6,085	6,085
R^2	0.86	0.86	0.86	0.84	0.82	0.81	0.83	0.85	0.82	0.83	0.85	0.84
Hetero.	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

(주) ()의 값은 t통계량이며, 'a'는 1% 유의수준, 'b'는 5% 유의수준, 'c'는 10% 유의수준을 의미한다. 또한 Hetero.는 오차항의 이분산성에 대한 White 검정통계량 (White, 1980)의 p값이며, 임계소득 γ_i 의 단위는 천원이다. 또한 계수의 크기를 고려하여 HDD 와 CDD 의 추정치는 10^3 을 곱하여 나타내었다.

〈부표 2〉 도시 가구 전력수요함수 추정결과: 내생성 문제를 고려하지 않은 경우

	No Threshold			$I_i \leq \gamma_1$			$\gamma_1 \leq I_i < \gamma_2$			$I_i > \gamma_2$		
	모형 A	모형 M	모형 S	모형 A	모형 M	모형 S	모형 A	모형 M	모형 S	모형 A	모형 M	모형 S
Constant	0.875 ^a (30.167)	2.274 ^a (106.617)	0.459 ^a (18.075)	0.536 ^a (10.920)	1.947 ^a (41.049)	0.007 ^a (0.122)	1.029 ^a (8.670)	2.366 ^a (57.066)	0.536 ^a (17.028)	1.189 ^a (14.595)	2.472 ^a (16.770)	0.804 ^a (7.542)
전력가격	0.337 ^a (29.131)	-0.381 ^a (-24.862)	-0.201 ^a (-12.562)	0.432 ^a (25.186)	-0.129 ^a (-5.895)	0.007 (0.284)	0.276 ^a (12.531)	-0.523 ^a (-21.994)	-0.326 ^a (-14.063)	0.314 ^a (13.675)	-0.703 ^a (-10.962)	-0.443 ^a (-6.071)
AP/MP	-	-	1.343 ^a (127.430)	-	-	1.654 ^a (77.158)	-	-	1.307 ^a (105.244)	-	-	1.055 ^a (36.367)
DP	0.243 ^a (63.031)	0.478 ^a (64.943)	0.632 ^a (89.270)	0.241 ^a (44.840)	0.379 ^a (38.647)	0.584 ^a (58.740)	0.253 ^a (31.848)	0.543 ^a (46.791)	0.684 ^a (64.998)	0.223 ^a (27.843)	0.623 ^a (19.067)	0.711 ^a (20.790)
I	0.023 ^a (22.585)	0.014 ^a (13.552)	0.012 ^a (15.830)	0.015 ^a (7.736)	0.009 ^a (3.409)	0.008 ^a (3.246)	0.028 ^a (3.700)	0.018 ^a (7.709)	0.016 ^a (11.741)	0.027 ^a (6.850)	0.021 ^b (2.349)	0.019 ^a (3.038)
$Hsize$	0.072 ^a (36.980)	0.065 ^a (29.673)	0.039 ^a (24.500)	0.075 ^a (26.576)	0.079 ^a (20.616)	0.044 ^a (14.485)	0.070 ^a (19.684)	0.052 ^a (18.813)	0.033 ^a (16.003)	0.061 ^a (16.195)	0.043 ^a (6.121)	0.018 ^a (3.177)
$Fsize$	0.013 ^a (22.083)	0.016 ^a (25.403)	0.005 ^a (11.480)	0.016 ^a (14.176)	0.026 ^a (16.577)	0.009 ^a (6.730)	0.012 ^a (10.813)	0.012 ^a (16.375)	0.003 ^a (6.443)	0.011 ^a (11.029)	0.008 ^a (6.072)	0.001 (1.370)
HDD	-0.085 ^a (-2.634)	0.116 ^a (3.548)	-0.074 ^a (-3.362)	-0.106 ^b (-1.860)	0.095 (1.274)	-0.070 (-1.120)	-0.029 (-0.518)	0.138 ^a (3.650)	-0.053 ^b (-2.220)	-0.166 ^a (-3.387)	0.089 (1.257)	-0.082 ^c (-1.920)
CDD	-0.078 (-1.018)	0.092 (1.200)	-0.060 (-1.144)	-0.243 ^b (-1.811)	-0.200 (-1.126)	-0.175 (-1.240)	0.134 (1.007)	0.208 ^b (2.352)	0.003 (0.047)	-0.085 (-0.732)	0.251 (1.465)	-0.013 (-0.121)
H	-0.001 ^b (-2.517)	0.002 ^a (4.209)	0.000 (-0.421)	-0.001 (-1.383)	0.001 (1.195)	-0.001 (-1.206)	-0.002 (-2.451)	0.002 ^a (3.886)	0.000 (0.337)	0.000 (0.063)	0.004 ^a (3.826)	0.001 (1.456)
Eld	-0.009 ^a (-3.999)	-0.005 ^b (-1.981)	-0.002 (-1.269)	-0.005 ^b (-2.001)	-0.005 ^c (-1.666)	-0.007 ^a (-2.948)	-0.001 (-0.237)	0.009 ^b (2.570)	-0.001 (-0.742)	-0.016 ^c (-1.761)	-0.020 (-1.205)	-0.028 ^a (-3.458)
γ_1	-	-	-	2,700	2,000	1,500	2,700	2,000	1,500	-	-	-
γ_2	-	-	-	-	-	-	4,300	6,100	6,100	4,300	6,100	6,100
K	-	-	-6.69	-	-	240.38	-	-	-4.01	-	-	-2.38
Obs.	59,900	59,900	59,900	24,46	17,121	12,111	17,123	35,712	40,722	18,316	7,067	7,067
R^2	0.86	0.86	0.94	0.86	0.84	0.92	0.84	0.85	0.94	0.85	0.87	0.94
Hetero.	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

(주) ()의 값은 t통계량이며, 'a'는 1% 유의수준, 'b'는 5% 유의수준, 'c'는 10% 유의수준을 의미한다. 또한 Hetero.는 오차항의 이분산성에 대한 White 검정통계량(White, 1980)의 p값이며, 임계소득 γ_i 의 단위는 천원이다. 또한 계수의 크기를 고려하여 HDD 와 CDD 의 추정치는 10^3 을 곱하여 나타내었다.

〈부표 3〉 주택용 전력 요금표 시나리오

현행 요금제 (6단계 11.7배)	사용량 구간(kWh)		100	101~200	201~300	301~400	401~500	501~
	저 압	기본 요금	400	890	1560	3750	7110	12600
		사용량 요금	59.1	122.6	183	273.2	406.7	690.8
	고 압	기본 요금	400	710	1230	3090	5900	10480
		사용량 요금	56.1	96.3	143.4	209.9	317.1	559.5
S1 (3단계 11.7배)	사용량 구간(kWh)		~250		251~340		341~	
	저 압	기본 요금	240		1523		2805	
		사용량 요금	59.6		378.3		696.9	
	고 압	기본 요금	240		1315		2391	
		사용량 요금	57.3		314.6		571.9	
S2 (6단계 6배)	사용량 구간(kWh)		100	101~200	201~300	301~400	401~500	501~
	저 압	기본 요금	500	600	738	1186	1875	3000
		사용량 요금	86.8	130.4	171.9	233.9	325.6	520.8
	고 압	기본 요금	437	504	617	1020	1629	2622
		사용량 요금	83	116.2	155	209.9	298.3	498.3
S3 (6단계 24배)	사용량 구간(kWh)		~250		251~340		341~	
	저 압	기본 요금	397	764	1266	2905	5420	9530
		사용량 요금	37	122.6	204	325.6	505.5	888.4
	고 압	기본 요금	447	763	1294	3191	6057	10728
		사용량 요금	28.7	81.5	143.4	230.7	371.5	689.9
S4 (3단계 24배)	사용량 구간(kWh)		100	101~200	201~300	301~400	401~500	501~
	저 압	기본 요금	406		5079		9751	
		사용량 요금	33.5		418.9		804.3	
	고 압	기본 요금	397		4966		9535	
		사용량 요금	26.9		335.8		644.7	

(주) 현행 요금제는 분석기간인 2013년의 전기요금체계이며, 기본요금의 단위는 원/호
이며, 사용량 요금의 단위는 원/kWh이다.

◎ 부록 2 ◎

<Threshold regression의 Caner and Hansen(2004) 도구변수 추정방법22)>

임계변수의 크기에 따라 회귀모형의 모수가 다를 수 있는데, 식(A1)과 같이 threshold regression을 통해서 분석할 수 있다.

$$y_i = \beta_1' z_i 1(q_i \leq \gamma) + \beta_2' z_i 1(q_i > \gamma) + \epsilon_i \quad (A1)$$

여기서, q_i 는 임계변수이며 y_i 와 z_i 는 종속변수와 설명변수이고 $1(\cdot)$ 은 $(\cdot)$ 안의 명제가 성립하면 1, 그렇지 않으면 0인 지시함수(indicator function)이다. 만약 임계변수 q_i 가 γ 보다 크면 y_i 와 z_i 의 관계는 β_1 에서 β_2 로 바뀐다. γ 는 외생적으로 사전에 주어진 값으로 간주하거나 주어진 자료를 통해서 내생적으로 추정할 수 있다. 본 연구에서는 분석결과의 객관성을 제고하기 위해 임계변수의 추정치를 주어진 자료로 추정한다.

회귀모형에 내생성 문제가 존재하지 않으면 식(A.1)은 Hansen(2000)의 방법으로 추정 및 사후검정이 가능하다. Hansen(2000)은 먼저 γ 가 주어진 것으로 보고 (β_1, β_2) 의 OLS 추정량을 구하고 잔차 $\hat{\epsilon}_i$ 의 제곱합을 γ 의 함수로 표현한다. 잔차 $\hat{\epsilon}_i$ 의 제곱합이 최소가 되는 값을 $\hat{\gamma}$ 으로 결정하고 다시 (β_1, β_2) 의 추정량 $(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$ 를 계산한다.

만약 z_i 와 ϵ_i 간 상관관계가 존재하여 내생성 문제가 존재하는 경우, Caner and Hansen(2004)의 방법을 적용할 수 있다. Caner and Hansen(2004)의 추정방법은 순차적으로 3단계 걸쳐 이루어진다. 먼저, 내생성 문제가 존재하는 설명변수를 도구변수를 이용하여 추정한다. 이 때, 추정방법은 OLS를 이용하

22) ‘부록 2’의 내용은 Caner and Hansen(2004)의 threshold regression에 대한 2단계 도구변수 추정방법을 정리한 것이다.

나, 임계효과(threshold effects)를 고려한 비선형 회귀모형을 추정한다. 즉, z_i 의 도구변수가 x_i 라면 식(A2)와 같은 threshold regression을 설정하고 ρ 와 π_1, π_2 를 추정한다.

$$z_i = \pi_1' x_i 1(q_i \leq \rho) + \pi_2' x_i 1(q_i > \rho) + u_i \quad (\text{A2})$$

여기서, $\rho = \gamma$ 일수도 있으며, ρ 가 존재하지 않을 수 있다. 즉, Caner and Hansen(2004)는 ρ 에 대한 어떤 제약을 두지 않는 일반적 추정방법이다. 단, q_i 는 외생성(exogeneity)이 보장되어야 한다. 식(A2)를 추정할 때, z_i 를 내생성이 존재하는 설명변수 $z_{1,i}$ 와 외생적인 설명변수 $z_{2,i}$ 로 구분할 수 있다.

$$z_i = (z_{1,i}, z_{2,i}) \quad (\text{A3})$$

$z_{1,i}$ 의 도구변수를 생성하기 위해서는 식(A2)의 ρ 와 π_1, π_2 를 추정해야 하는데, Hansen(2000)의 추정방법처럼 먼저 임계변수 ρ 를 주어진 것으로 가정하고 π_1, π_2 의 OLS 추정량을 식(A4)와 식(A5)와 같이 각각 표현할 수 있다.

$$\hat{\pi}_1(\rho) = \left(\sum_{i=1}^n x_i x_i' 1(q_i \leq \rho) \right)^{-1} \sum_{i=1}^n x_i z_{1,i}' 1(q_i \leq \rho) \quad (\text{A4})$$

$$\hat{\pi}_2(\rho) = \left(\sum_{i=1}^n x_i x_i' 1(q_i > \rho) \right)^{-1} \sum_{i=1}^n x_i z_{2,i}' 1(q_i > \rho) \quad (\text{A5})$$

식(A4)의 $\hat{\pi}_1(\rho)$ 와 식(A5)의 $\hat{\pi}_2(\rho)$ 를 이용하여 식(A2)의 잔차 $\hat{u}_i(\rho)$ 를 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\hat{u}_i(\rho) = z_{1,i} - \hat{\pi}_1(\rho)' x_i I[q_i \leq \rho] - \hat{\pi}_2(\rho)' x_i I[q_i > \rho] \quad (\text{A6})$$

소득 수준에 따른 한국 도시 가구의 전력소비형태 이질성과 전기요금개편 효과 분석

이제 $\hat{u}_i(\rho)$ 의 제곱합 식(A6)을 최소화하는 $\hat{\rho}$ 를 ρ 의 추정치로 결정한다. 즉, $\hat{\rho}$ 은 다음과 같이 결정된다.

$$\hat{\rho} = \underset{\rho}{\operatorname{argmin}} \det \left(\sum_{i=1}^n \hat{u}_i(\rho) \hat{u}_i(\rho)' \right) \quad (\text{A7})$$

추정된 $\hat{\rho}$ 를 $\hat{\pi}_1(\rho)$, $\hat{\pi}_2(\rho)$ 에 대입한 $\hat{\pi}_1(\hat{\rho})$, $\hat{\pi}_2(\hat{\rho})$ 를 π_1 , π_2 의 추정치로 결정한다. 즉,

$$\hat{\pi}_1 = \hat{\pi}_1(\hat{\rho}), \quad \hat{\pi}_2 = \hat{\pi}_2(\hat{\rho}) \quad (\text{A8})$$

따라서 도구변수 x_i 를 이용한 z_i 의 적합치 $\hat{z}_i$ 는 추정된 $\hat{\rho}$, $\hat{\pi}_1$, $\hat{\pi}_2$ 를 이용하여 식(A9)와 같이 계산할 수 있다.

$$\hat{z}_i = \hat{\pi}_1' x_i 1(q_i \leq \hat{\rho}) + \hat{\pi}_2' x_i 1(q_i > \hat{\rho}) \quad (\text{A9})$$

두 번째 단계로 식(A1)의 임계변수 γ 를 추정하게 된다. 이때, 내생성 문제를 야기하는 z_i 대신에 1단계에서 계산한 도구변수 $\hat{z}_i$ 를 이용하여 잔차 $\hat{\epsilon}_i$ 의 제곱합 $S_n(\gamma)$ 를 최소화시키는 γ 를 $\hat{\gamma}$ 으로 결정한다. 즉, 잔차 $\hat{\epsilon}_i$ 의 제곱합 $S_n(\gamma)$ 을 식(A10)과 같이 계산하고 식(A11)과 같이 $S_n(\gamma)$ 을 최소화하는 $\hat{\gamma}$ 을 결정한다.

$$S_n(\gamma) = \sum_{i=1}^n \{y_i - \hat{\beta}_1 \hat{z}_i 1(q_i \leq \gamma) - \hat{\beta}_2 \hat{z}_i 1(q_i > \gamma)\}^2 \quad (\text{A10})$$

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma}{\operatorname{argmin}} S_n(\gamma) \quad (\text{A11})$$

마지막 3단계로 식(A2)의 내생성 문제를 고려한 회귀계수 β_1, β_2 의 2단계 추정량 $\tilde{\beta}_1, \tilde{\beta}_2$ 과 GMM 추정량 $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ 은 다음과 같이 계산할 수 있다.

<2단계 추정량>

$$\tilde{\beta}_1 = (\hat{Z}_1' \hat{X}_1 (\hat{X}_1' \hat{X}_1)^{-1} \hat{X}_1' \hat{Z}_1)^{-1} (\hat{Z}_1' \hat{X}_1 (\hat{X}_1' \hat{X}_1)^{-1} \hat{X}_1' Y), \quad (A12)$$

$$\tilde{\beta}_2 = (\hat{Z}_2' \hat{X}_2 (\hat{X}_2' \hat{X}_2)^{-1} \hat{X}_2' \hat{Z}_2)^{-1} (\hat{Z}_2' \hat{X}_2 (\hat{X}_2' \hat{X}_2)^{-1} \hat{X}_2' Y), \quad (A13)$$

<GMM 추정량>

$$\hat{\beta}_1 = (\hat{Z}_1' \hat{X}_1 \tilde{\Omega}_1^{-1} \hat{X}_1' \hat{Z}_1)^{-1} (\hat{Z}_1' \hat{X}_1 \tilde{\Omega}_1^{-1} \hat{X}_1' Y), \quad (A14)$$

$$\hat{\beta}_2 = (\hat{Z}_2' \hat{X}_2 \tilde{\Omega}_2^{-1} \hat{X}_2' \hat{Z}_2)^{-1} (\hat{Z}_2' \hat{X}_2 \tilde{\Omega}_2^{-1} \hat{X}_2' Y), \quad (A15)$$

여기서 $\tilde{\Omega}_1, \tilde{\Omega}_2, \tilde{\epsilon}_i$ 는 각각 다음과 같이 계산된다.

$$\tilde{\Omega}_1 = \sum_{i=1}^n x_i x_i' \tilde{\epsilon}_i^2 I[q_i \leq \hat{\gamma}], \quad \tilde{\Omega}_2 = \sum_{i=1}^n x_i x_i' \tilde{\epsilon}_i^2 I[q_i > \hat{\gamma}] \quad (A16)$$

$$\tilde{\epsilon}_i = y_i - z_i' \tilde{\beta}_1 I[q_i \leq \hat{\gamma}] - z_i' \tilde{\beta}_2 I[q_i > \hat{\gamma}] \quad (A17)$$

ABSTRACT	An Analysis on the Heterogeneity of Residential Electricity Consumption Depending on Income Level: Evidence from Urban Household in South Korea
----------	---

Donghyun Shin*, Hahyun Jo** and Min-Woo Jang***

This paper investigates the heterogeneity of household electricity consumption caused by income level. Also, we propose the desirable way of electricity pricing reform. The empirical analysis results, based on analyzing the cross-sectional data for urban residential electricity consumption in South Korea, show that the kind of perception price, price elasticity size and the effects of other factors are different according to household income level. Especially, households whose monthly income is less than 1.5million won, respond to average price of electricity. On the other hand, households earning monthly more than 1.5million won consume their electricity depending on not average price but marginal price. In addition, we find that electricity price elasticity of low income household is inelastic compared to that of high income household. Pricing reform simulation results imply that reducing increasing block phase induces electricity consumption saving and reinforcing increasing block rate is appropriate in the aspects of income redistribution equity.

Key Words : Urban Residential Electricity Consumption, Heterogeneity, Threshold Effect, Pricing Reform Impact

* Associate Researcher, Greenhouse Gas Inventory & Research Center of Korea/School of Economics, Yonsei University, idol@yonsei.ac.kr

** Professor, Department of Economics, Yonsei University, hahyunjo@daum.net

*** Ph. D. Candidate, Department of Economics, Yonsei University, maretno37@yonsei.ac.kr