

가정 부문 전기수요의 결정요인 분석: 동태적 패널 FD GMM 기법을 중심으로*

금예진** · 권오성*** · 구영완****

요 약

본 논문은 1996~2013년 국내 16개 시도의 패널 데이터를 기반으로 FD GMM을 이용한 전력 수요 함수의 결정 요인을 추정했다. 논문의 결과는 다음과 같다. 1) ARDL 모형보다 부분조정 모형이 통계적 유의성 및 경제적 의미 측면에서 더 좋은 결과를 보였으며; 2) 가격 및 소득에 대한 전기수요의 탄력성은 각각 음(-)과 양(+)으로 장기에 더 탄력적으로 나타났으며, 가격과 소득이 같은 비율로 증가 시 전기소비가 증가하므로 가격정책만으로는 전기수요 억제에 한계가 있음을 보여주고 있으며; (3) 냉방도일, 고령인구비율의 탄력성은 각각 양(+)과 음(-)으로 추정되었으며; (4) 경제성장으로 인한 전기수요 증가효과가 효율성의 증가로 인한 전기수요 감소효과보다 더 크기에 전기소비가 지속적으로 증가하는 '리바운드 효과'가 있는 것으로 분석되었다.

주요 단어 : 전기수요, FD GMM, 부분조정 모형, 탄력성, 리바운드 효과
경제학문헌목록 주제분류 : D100, D120, Q410

* 논문의 개선을 위해서 유익한 조언을 많이 주신 익명의 심사위원님들께 감사드립니다.

이 논문은 2017학년도 충북대학교 연구년제 사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었습니다.

** 한국직업능력개발원, 연구원(주저자), 044-415-5237, yejingold@krivet.re.kr

*** 국방대학교 국방관리학과 부교수(공동저자), 041-831-5348, ospaulkown@naver.com

**** 충북대학교 경제학과 교수(교신저자), 043-261-2217, ywgoo@cbnu.ac.kr

I. 서 론

지난 수 십 년 동안 우리나라의 저렴한 전기가격은 기업이 국제적인 경쟁력을 가지게 하는 원동력이 되었으며, 또한 개인이 가정 부문에서 자유롭게 전기를 소비함으로써 삶의 질을 향상시키는 원인이 되었다. 그러나 낮은 전기 가격으로 인해 산업 및 가정에서 전력 소비가 필요 이상으로 소비가 되기도 하였다. 이 결과 총 에너지 소비에서 전기소비가 차지하는 비중은 1990년 10.8 %에서 2013년 19.4 %로 거의 두 배가 되었다.¹⁾

가계 부문의 전기소비가 꾸준히 증가하면서 전기 수요와 공급의 측면에서 불안정성이 발생했다. 예를 들어, 2011년 9월 15일 갑작스런 폭염에 따른 급격한 전력 소비 증가로 대규모 정전 사태가 발생하였고, 이로 인해 전기가격을 상승시켜 가정용 전기수요를 관리하자는 의견이 제기되었다. 그러나 이러한 정책의 목적을 달성하기 위해서는 전기가격 변동에 따른 전기소비량의 변화를 분석하는 연구가 밑바탕이 되어야 한다. 이런 측면에서 가정용 전기수요의 결정요인에 대한 추정에는 현재까지 많은 연구가 진행되었다. 그러나 지역적 특성을 고려하는 지역 연구나 정치화된 추정 방법 및 추정 모형 등을 고려한 연구가 필요한 시점이다.

가정 부문 전기수요함수를 분석한 지역별 연구를 보면, 영국(Houthakker, 1951), 미국(Taylor et al., 1975; Shin, 1985; Baltagi et al., 2002; Kamerschen and Porter, 2004; Bernstein and Griffin, 2005; Dergiades and Tsoulfidis, 2008; Paul et al., 2009; Nakajima and Hamori, 2010; Fell et al., 2010; Alberini and Filippini, 2011), 호주(Narayan and Smyth, 2005), 남아프리카(Ziramba, 2008), 일본(Nakajima, 2010; Okajima and Okajima, 2013), 터키

1) 통계청 - 에너지수급통계 : 최종에너지 소비

(Halicioglu, 2007), 이스라엘(Beenstock et al., 1999) 등 개별 국가의 전기수요에 대한 연구가 있다. 또한 GCC(Gulf Cooperation Council) 6개 국가(바레인, 쿠웨이트, 오만, 카타르, 사우디아라비아, 아랍에미레이트)를 분석한 연구(Al-Faris, 2002)와 G7 국가(미국, 일본, 영국, 프랑스, 독일, 이탈리아, 캐나다)의 전기수요를 분석한 논문(Narayan et al., 2008) 등 여러 국가의 전기수요를 분석한 연구도 찾아볼 수 있다.

우리나라의 가정 부문 전기수요에 대한 연구도 많이 진행되었다. 우리나라의 가정용 전기수요를 연구한 논문들을 보면, 가구 소득이나 전기가격이 가정용 전기수요에 미치는 영향에 대한 분석(장우석, 1986), 가구 소득이나 전기가격 이외에 기후 변화를 대표하는 냉·난방도일을 설명 변수로 사용한 분석(나인강·류지철, 2000; 임상수, 2009; 임현진 외, 2013), 사회적 요인을 고려하기 위하여 고령화지수와 같은 인구 통계학적 변수를 사용한 분석(원두환, 2012), 연령, 성별, 가구원 수 등을 고려한 연구(임슬예 외, 2013; 노정녀, 2014; 서정출, 2014; 윤태현, 2017) 등이 있다. 본 연구는 선행연구에서 제시된 실질소득, 실질가격, 냉·난방도일, 고령화지수 등을 독립변수로 설정하였으며, 기존 연구와 달리 시간더미(time dummy) 변수도 추가하였다. 시간변수는 효율성과 경제성장 중 어느 요인이 상대적으로 우위에 있는가에 따라 전기소비의 증감이 결정되는 것을 보여준다(Bernstein and Griffin, 2005; Lijesen, 2007; Okajima and Okajima, 2013). 만약 기술발전에 따른 효율성(efficiency) 효과가 더 크다면 전기소비가 감소하고, 경제성장에 따른 소득의 증가 효과가 더 크다면 전기소비가 증가한다.

가정용 전기수요를 추정하기 위한 계량모형은 주로 ARDL(Auto Regression Distributed Lag) 모형이나(Narayan and Smyth, 2005; Halicioglu, 2007; Dergiades and Tsoulfidis, 2008; Ziramba, 2008; Nakajima and Hamori, 2010, 임현진 외, 2013), 부분조정(Partial Adjustment) 모형(Bernstein and Griffin, 2005; Paul et al., 2009; Alberini and Filippini, 2011; Okajima and Okajima, 2013) 등이 일반적으로 많이 이용되고 있다. 우리나라 가정용 전기수요를 분

석한 연구는 주로 ARDL 모형(나인강·류지철, 2000; 임현진 외, 2013)을 이용하였다. ARDL 모형은 현재의 전기수요가 과거의 소득이나 기타 독립변수의 영향을 받는다는 것으로 안정적인 모형이라고 할 수 있다. 특히 오차항간의 공분산으로 오차항이 AR모형을 따르는 경우 일반적으로 ARDL 모형으로 전환하여 추정하므로 바람직한 추정모형이다. 부분조정 모형은 오차항의 공분산이 0인 경우 현재의 전기수요가 과거의 전기수요에 의해서 영향을 받는다는 모형이다. 우리나라 전기수요에 대한 계량모형은 대부분의 연구가 ARDL 모형을 이용하였다. 본 논문에서는 ARDL 모형과 함께 부분조정 모형을 계량모형으로 제시하여 어느 모형이 추정에 더 적합한지 알아본다.

전기소비의 장·단기 수요 함수인 ARDL 모형과 부분조정 모형은 종속변수의 시차변수가 설명변수로써 사용되기 때문에 독립변수와 오차항간에 상관관계(Correlation)가 발생하는 내생성(Endogenous problem)의 문제가 발생한다. 이 경우 도구변수(Instrumental variables)를 이용한 2단계 추정법으로 내생성의 문제를 해결할 수 있다. 2단계 추정 방법으로는 다음과 같은 3가지 방법이 있다. 첫째, 최소자승법(Least Squares)을 이용한 연구(Shin, 1985; Paul et al, 2009)가 있고, 둘째, 최우추정법(LIML)을 이용한 연구(Matsukawa et al., 1993, Beenstock et al., 1999)가 있고, 마지막으로 GMM(Generalized method of moments)을 이용한 연구(Fell et al., 2010; Alberini and Filippini, 2011; Okajima and Okajima, 2013)가 있다. 이때 1단계 추정에서 적률조건(moment condition)을 충족하는 경우, GMM 추정법은 내생성의 문제를 해결할 수 있는 좋은 방법으로 알려졌다. 따라서 본 연구에서는 기존의 국내 가정용 전기수요 추정 연구에서 잘 다루지 않은 동태적 패널 GMM(Dynamic panel GMM) 추정기법을 사용하여 가정용 전기수요함수를 추정한다.

다음으로는 가정용 전기수요의 추정을 위하여 하나의 회귀방정식을 이용한 연구(Ziramba, 2008; Okajima and Okajima, 2013; 임현진 외, 2013 등)와 여러 개의 연립방정식을 이용한 연구(Narayan and Smyth, 2005 등) 등이 있다. 우리나라의 경우 한국전력에서 전기가격을 먼저 결정하여 제시하기 때문에

가계 주체는 전기가격을 외생적으로 존재하는 독립변수로 고려할 수 있다. 따라서 본 논문은 전기수요함수를 단일 방정식으로 추정한다.

앞에서 살펴본 선행연구를 토대로 본 연구는 1996년부터 2013년까지 전국 16개 시도별 자료를 이용하여 가정용 전기수요의 결정요인을 분석한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 실증분석을 위한 계량모형 설정과 가정용 전기수요함수를 추정하기 위한 자료를 살펴보고, 제3절에서는 전국 단위 및 광역시와 기타지역의 가정용 전기수요 추정 결과를 분석한다. 마지막으로 제4절에서는 실증분석 결과를 토대로 이에 대한 논의와 본 연구의 한계를 제시한다.

II. 계량모형 및 자료 분석

1. 계량모형

가정용 전기수요를 추정하는 모형은 Filippini(1999)의 가계생산이론(household production theory)서 사용한 분석모형을 이용한다. 가계생산이론이란 경제주체인 가계가 소비하는 가전제품은 자본재와 전기를 투입하여 생산된 제품이므로 가계의 효용함수에 제품의 생산함수가 포함된다는 것이다. 가계의 에너지 제품 S 의 생산함수는 $S = S(E, K)$ 이다. 여기서 E 는 전기 에너지, K 는 가전제품 생산에 필요한 자본재이다.

가계의 효용함수는 에너지 제품 S 와 S 를 제외한 기타 제품들(aggregate consumption goods)을 나타내는 X 의 소비량에 의해서 결정된다. 효용함수는 또한 기후적 특성인 W 와 인구 통계학적 특성인 A 에 의해 결정된다고 가정한다. 이 경우 가계의 효용함수와 예산제약식은 각각 식 (1)과 (2)와 같다.

$$U = U(S(E, K), X; W, A) \quad (1)$$

$$P_S S + X = Y \quad (2)$$

여기서 Y 는 소득이고 P_S 는 에너지 제품의 가격이다. 이 경우 X 재의 가격을 1로 정규화하면 예산제약 하에서 효용 극대화를 통해 도출된 가정용 전기 수요함수는 다음과 같다.

$$E^* = E^*(P_E, Y; W, A) \quad (3)$$

여기서 E^* 는 균형 전기소비량, P_E 는 전기가격, W 는 냉난방도일, A 는 고령인구비율을 나타낸다. 균형 전기수요함수가 C-D함수(Cobb-Douglas)라고 가정하면, 전기수요는 다음과 같은 로그선형관계식으로 전환된다.

$$\begin{aligned} \ln E_{i,t}^* = & \beta_0 + \beta_1 \ln P_{i,t} + \beta_2 \ln Y_{i,t} + \beta_3 \ln A_{i,t} + \beta_4 \ln CDD_{i,t} + \beta_5 \ln HDD_{i,t} \\ & + \beta_6 \ln TD_{i,t} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

여기서 t 는 시간(년도)을 나타내며 i 는 지역을 의미한다. $E_{i,t}$ 는 1인당 가정용 전기소비량, $P_{i,t}$ 는 가정용 전기의 실질가격, $Y_{i,t}$ 는 1인당 실질소득, $D_{i,t}$ 는 고령인구비율, $CDD_{i,t}$ 는 냉방도일, $HDD_{i,t}$ 는 난방도일, $TD_{i,t}$ 는 시간을 나타낸다. 모든 변수를 자연로그로 변환시켰기 때문에 각 계수 값은 각각의 독립변수에 대한 전기수요의 탄력성을 의미한다.

가정용 전기수요함수를 추정하기 위한 계량모형은 ARDL 모형과 부분조정 모형이 있다. 첫째, ARDL 모형은 종속변수뿐만 아니라 독립변수의 시차변수를 추가하여 추정하는 특성을 가지고 있다. 식(4)의 오차가 AR(1)을 따른다고 가정하면 식(4)는 다음과 같은 ARDL 모형으로 변환된다.

가정 부문 전기수요의 결정요인 분석: 동태적 패널 FD GMM 기법을 중심으로

$$\begin{aligned}\ln E_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \ln E_{i,t-1} + \beta_2 \ln P_{i,t} + \beta_3 \ln P_{i,t-1} + \beta_4 \ln Y_{i,t} + \beta_5 \ln Y_{i,t-1} \\ & + \beta_6 \ln A_{i,t} + \beta_7 \ln A_{i,t-1} + \beta_8 \ln CDD_{i,t} + \beta_9 \ln CDD_{i,t-1} + \beta_{10} \ln HDD_{i,t} \\ & + \beta_{11} \ln HDD_{i,t-1} + \beta_{12} \ln TD_{i,t-1} + u_{i,t}\end{aligned}\quad (5)$$

다음으로 부분조정 모형은 식 (4)와 수요조정식인 다음의 식 (6)으로부터 도출된다.

$$\ln E_{i,t} - \ln E_{i,t-1} = \lambda (\ln E_{i,t}^* - \ln E_{i,t-1}) , \quad 0 < \lambda < 1 \quad (6)$$

여기서 $\ln E_{i,t} - \ln E_{i,t-1}$ 는 실제 전기소비량의 증감을 나타내고, $\ln E_{i,t}^* - \ln E_{i,t-1}$ 는 바람직한(desired) 전기소비량의 증감을 표시한다. 따라서 수요조정식 (6)은 실제 전기소비량의 증감이 바람직한 전기소비량 증감의 일정 비율인 λ 만큼 이루어진다는 것을 보여준다.

식(4)에 나타난 균형 전기소비량 E^* 를 식 (6)에 대입하고 정리하면 다음과 같은 부분조정 모형이 된다.

$$\begin{aligned}\ln E_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \ln E_{i,t-1} + \beta_2 \ln P_{i,t} + \beta_3 \ln Y_{i,t} + \beta_4 \ln A_{i,t} + \beta_5 \ln CDD_{i,t} \\ & + \beta_6 \ln HDD_{i,t} + \beta_7 \ln TD_{i,t} + u_{i,t}\end{aligned}\quad (7)$$

앞서 도출한 ARDL 모형과 부분조정 모형은 종속변수의 시차변수인 $\ln E_{i,t-1}$ 가 독립변수이므로 내생성의 문제가 발생한다. 따라서 본 논문에서는 패널 GMM 방법을 사용한다. 즉, 종속변수의 시차변수가 설명변수에 포함된 동태적 패널모형이기 때문에 설명변수로 사용된 종속변수의 시차변수와 오차항의 사이에 상관관계가 발생한다. 따라서 일반적인 OLS 추정으로는 일치추정량을 얻는 것이 불가능하다. 이러한 문제를 해결하기 위해 본 논문은 Arellano-Bond

가 디자인한 1차 차분한 FD GMM(First Differenced Generalized Method of Moments)을 사용한다. 따라서 식 (5)인 ARDL 모형²⁾과 식 (7)인 부분조정 모형은 다음과 같은 최종 계량모형으로 변환된다.

$$\begin{aligned}\Delta \ln E_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln E_{i,t-1} + \beta_2 \Delta \ln P_{i,t} + \beta_3 \Delta \ln P_{i,t-1} + \beta_4 \Delta \ln Y_{i,t} \\ & + \beta_5 \Delta \ln A_{i,t} + \beta_6 \Delta \ln CDD_{i,t} + \beta_7 \Delta \ln HDD_{i,t} + \beta_8 \Delta \ln TD_{i,t} + \Delta u_{i,t}\end{aligned}\quad (8)$$

$$\begin{aligned}\Delta \ln E_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln E_{i,t-1} + \beta_2 \Delta \ln P_{i,t} + \beta_3 \Delta \ln Y_{i,t} + \beta_4 \Delta \ln A_{i,t} \\ & + \beta_5 \Delta \ln CDD_{i,t} + \beta_6 \Delta \ln HDD_{i,t} + \beta_7 \Delta \ln TD_{i,t} + \Delta u_{i,t}\end{aligned}\quad (9)$$

2. 자료 및 변수

우리나라 가정용 전기수요함수를 추정하기 위해 본 연구는 1996년부터 2013년까지 총 18년간 한국의 16개 시도별 불균형 패널 자료를 이용하였다. 종속변수는 1인당 가정용 전기소비량(E)을, 독립변수로는 지역별 1인당 실질 소득(Y), 가정용 전기의 평균 실질가격(P), 고령인구비율(A), 냉방도일(CDD : Cooling Degree Days), 난방도일(HDD : Heating Degree Days), 시간변수를 사용하였다.

2) $\Delta \ln Y_{i,t-1}$ 은 추정결과 통계적으로 유의하지 않은 변수가 되었다. 따라서 계량 모형의 통계적 유의성을 높이기 위하여 제외하였다.

〈표 1〉 전국 단위 기초통계량

변수	단위	표본	평균	표준편차	최소값	최대값
1인당 전기소비량 (E)	kWh	284	952.7	208.7	539.6	1314.5
1인당 실질소득 (Y)	백만원	286	21.7	9.5	10	62.9
실질 전기가격 (P)	원/kWh	288	130.9	10.6	114.8	148.8
고령인구비율 (A)	%	287	11.5	4.5	4	25.1
냉방도일 (CDD)	℃일	288	143.8	55.0	18.1	343.3
난방도일 (HDD)	℃일	288	2510.8	412.1	1508.1	3465.1

1인당 가정용 전기소비량은 에너지경제연구원의 ‘지역에너지 통계연보’ 자료 중 가정 부문의 전기소비량을 지역별 인구수로 나눈 값이다. 지난 18년간 1인당 가정용 전기소비량은 전국 평균 952.7kWh로 나타났고, 시간이 지날수록 지속적으로 증가해왔다. 지역별 1인당 실질소득(Y)의 경우, 지역별 실질소득에 대한 대리변수로 통계청의 ‘지역내 총생산(GRDP)’ 자료를 지역별 소비자 물가지수(CPI)로 나눈 후에 다시 지역별 인구로 나눈 값이다. 1인당 실질소득 또한 지속적으로 상승한 것으로 나타났다. 실질 전기가격은 한국전력에서 발표하는 전력판매단가(단위: 원/kWh)를 지역별 소비자 물가지수로 나눈 값이다. 한국전력의 가정용 전기가격은 구간별 가격체계가 고려된 누진제의 가격이다. 따라서 구간별 가격(block pricing)을 한계 가격(marginal price)으로 설정한 연구(Taylor, 1975; Acton et al., 1976; Reiss and White, 2005)도 있다. 그러나 Brown et al.(1975)과 Shin (1985)은 가계주체가 일반적으로 많은 정보를 가지고 있지 않으므로 평균가격을 이용한 분석과 구간별 가격을 이용한 분석 간에 차이가 없음을 보였다. 본 연구는 Alberini and Filippini (2011)와 Ziramba(2008)와 같이 한국전력에서 제공하는 평균 전력판매단가를 이용하여 분석하였다. 명목 전기가격은 시간이 지남에 따라 계속 상승하지만

물가를 고려한 실질 전기가격은 오히려 감소하는 특징을 보이고 있다.

고령인구비율은 통계청의 ‘시도별 인구구조 데이터’를 이용하여 각 지역별 65세 이상 인구를 지역별 총 인구로 나누어 지수화³⁾하였다. 지난 18년간 전국의 고령인구비율은 평균 11.5%로 나타났으며, 2013년 전남의 고령인구비율이 25.1%로 가장 높게 나타났다. 고령인구비율이 가장 낮은 지역은 울산이다.

기온의 변화가 전기소비량에 미치는 영향을 분석하기 위해 냉방도일(CDD), 난방도일(HDD)을 이용⁴⁾하였다. 냉방도일이란 정해진 기준온도보다 높은 일일 온도를 모두 합산한 값이다. 기준온도보다 일평균 온도가 높은 경우 냉방도일의 값이 높아지므로 냉방을 위한 전기소비가 증가한다고 볼 수 있다. 마찬가지로 난방도일은 정해진 기준온도보다 낮은 일일 온도를 모두 합산한 것이다. 난방도일은 기준온도 이하로 온도가 내려가면 난방을 하기 때문에 전기소비가 높아진다고 가정하는 것이다.⁵⁾ 냉·난방도일 산정을 위한 자료는 기상청에서 발표한, 1996년 1월부터 2013년 12월까지 전국 16개 시도의 과거 일평균 온도를 이용하였다.

다음 <표 2>는 상관관계 분석을 나타낸다. 분석결과, 전기소비량과 모든 설명변수의 상관계수가 통계적으로 유의하게 나타났다.

3) 고령인구비율 = [(65세 이상 인구) / (전체 인구)] * 100

4) 냉방도일 = $\sum_{i=1}^{365} (x_i^{\circ}\text{C} - 24^{\circ}\text{C})$, if $x_i^{\circ}\text{C} \geq 24^{\circ}\text{C}$; 난방도일 = $\sum_{i=1}^{365} (18^{\circ}\text{C} - x_i^{\circ}\text{C})$, if $x_i^{\circ}\text{C} < 18^{\circ}\text{C}$

5) 일반적으로 냉난방도일 기준온도를 18.3°C로 사용하나 본 연구는 우리나라의 기후적 특성을 고려하여 냉방도일의 기준온도를 24°C로, 난방도일의 기준온도를 18°C로 설정하였다. 적절한 기준온도를 설정하기 위하여 기존의 연구에서 제시된 기준온도뿐만 아니라 10~30°C 범위 내에서 기준온도를 조정하여 가장 통계적 유의성이 높은 24°C와 18°C를 선정하였다.

가정 부문 전기수요의 결정요인 분석: 동태적 패널 FD GMM 기법을 중심으로

〈표 2〉 상관계수 분석

	<i>E</i>	<i>Y</i>	<i>P</i>	<i>A</i>	<i>CDD</i>	<i>HDD</i>
<i>E</i>	1.000					
<i>Y</i>	0.4323* (0.000)	1.000				
<i>P</i>	-0.8903* (0.000)	-0.3748* (0.000)	1.000			
<i>A</i>	0.4408* (0.000)	-0.2223* (0.000)	-0.5831* (0.000)	1.000		
<i>CDD</i>	0.1783* (0.003)	0.0061 (0.918)	-0.1880* (0.002)	0.1272* (0.031)	1.000	
<i>HDD</i>	0.1488* (0.121)	0.0228 (0.701)	-0.0955 (0.106)	0.1655* (0.005)	-0.2171* (0.000)	1.000

주 : ()는 표준오차를 나타냄.

*는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준임.

본 논문은 우리나라의 16개 시도를 광역시와 기타 지역의 두 그룹으로 분류하였다. 아래 <표 3>에 포함된 광역시는 인구 규모가 큰 7개 지역이다.

〈표 3〉 지역별 분석을 위한 분류

구분	지역
광역시	서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산
기타 지역	경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주

<표 4>와 <표 5>는 지역의 특성에 따라 광역시와 광역시를 제외한 기타 지역의 기초 통계량이다. 광역시의 평균 1인당 전기소비량은 995.0kWh로 기타 지역의 평균 1인당 전기소비량 920.8kWh보다 높게 나타났다. 그러나 광역시와 기타 지역 간 1인당 평균 실질소득 및 평균 전기가격의 차이는 그리 크게 나타나지 않고 있다. 반면, 광역시의 고령인구비율은 평균 8.4%인데 반해 기타 지역의 고령인구비율은 13.9%로 차이가 크게 나타났다.

〈표 4〉 광역시의 변수별 기초통계량

변수	단위	표본	평균	표준편차	최소값	최대값
1인당 전기소비량 (E)	kWh	122	995.0	200.0	633.5	1314.5
1인당 실질소득 (Y)	백만원	124	21.6	12.3	10.0	62.9
실질 전기가격 (P)	원/kWh	126	131.0	10.8	114.8	148.8
고령인구비율 (A)	%	125	8.4	2.6	4	15.6
냉방도일 (CDD)	℃일	126	143.9	58.5	18.1	343.3
난방도일 (HDD)	℃일	126	2447.7	337.9	1727.4	3079.4

〈표 5〉 광역시를 제외한 기타 지역의 변수별 기초통계량

변수	단위	표본	평균	표준편차	최소값	최대값
1인당 전기소비량 (E)	kWh	162	920.8	210.1	539.6	1277.2
1인당 실질소득 (Y)	백만원	162	21.7	6.6	11.6	44.4
실질 전기가격 (P)	원/kWh	162	130.9	10.5	114.8	148
고령인구비율 (A)	%	162	13.9	4.2	5.7	25.1
냉방도일 (CDD)	℃일	162	143.7	52.3	35.7	324.7
난방도일 (HDD)	℃일	162	2559.8	456.7	1508.1	3465.1

Ⅲ. 실증분석 결과

1. 전국 가정용 전기수요 실증분석

본 논문의 계량모형은 종속변수의 시차변수를 설명변수로 사용하였기 때문에 내생성의 문제가 발생할 수 있다. 따라서 본 논문에서는 내생성의 문제를 효과적으로 치유할 수 있는 FD GMM을 추정방법으로 선정하였다. FD GMM을 사용하기 위해서는 다음 조건을 만족해야 한다. 첫째, 종속변수인 $\ln E_{i,t}$ 가 단위근을 가지지 않아야 한다.⁶⁾ 둘째, FD GMM을 적용 시 적률조건(moment condition)을 만족시키는 도구변수로 시차종속변수와 기타 독립변수를 사용하는 것이 적절한가를 Sargan 검정을 통하여 검증해야 한다. 마지막으로, 오차항의 자기상관이 없다는 가설을 검정해야 한다.

먼저, 본 연구에서는 패널 단위근 검정을 위해 Im et al.(2003)의 IPS 패널 단위근 검정을 적용하였다. <표 6>에서 보듯, 종속변수인 1인당 전기소비량은 5% 유의수준에서 단위근이 존재하는 않는 것으로 나타났으며, 또한 1차분한 모든 변수는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 FD GMM을 사용하는 것이 타당한 것으로 검증되었다.

6) Okajima and Okajima(2013)은 단위근 검정을 통하여 동태적 패널 GMM 방법을 선택할 수 있다고 하였다. 단위근 검정에서 종속변수가 단위근이 존재하지 않는 경우에는 FD GMM을, 종속변수가 단위근이 존재하는 경우에는 SY GMM(system GMM)을 사용해야 한다고 하였다. 본 논문에서는 IPS와 Pesaran 방법으로 검증하여 Robustness를 확인하였다.

〈표 6〉패널 단위근 검정결과

변수	통계량	p 값	변수	통계량	p 값
lnE	-2.0425**	0.0205	$\Delta \ln E$	-12.0756***	0.000
lnY	1.7556	0.9604	$\Delta \ln Y$	-10.4542***	0.000
lnP	5.7719	1.000	$\Delta \ln P$	-11.0463***	0.000
lnA	3.0235	0.9988	$\Delta \ln D$	-12.6340***	0.000
lnCDD	-6.4337***	0.000	$\Delta \ln CDD$	-10.3989***	0.000
lnHDD	-5.8299***	0.000	$\Delta \ln HDD$	-10.1497***	0.000

주 : *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준임.

다음으로, 1 단계 추정에서 $\Delta \ln E_{i,t-1}$ 를 추정하기 위해 사용될 수 있는 많은 도구변수들이 있기에 과대식별을 검증할 필요가 있다. FD GMM의 1 단계 추정에서 $\Delta \ln E_{i,t-1}$ 의 추정을 위하여 도구변수로서 전기소비의 과거치 ($\ln E_{i,t-2}$, $\ln E_{i,t-3}$, 등)와 기타 독립변수가 사용된다. 내생적 설명변수인 $\Delta \ln E_{i,t-1}$ 는 1개인데 반해 많은 도구변수가 사용되므로 과대식별 제약 조건이 적절하다는 귀무가설을 Sargan 검정으로 검증해야 한다. <표 7>의 과대식별 제약 검정 결과에 따르면 p값이 5% 유의수준보다 크므로 귀무가설이 기각되지 않는다. 따라서 모든 도구변수가 유의미하게 사용될 수 있다.

마지막으로, 오차항($\Delta u_{i,t}$)이 자기상관을 가지지 않는다는 가설을 검정한다. 동태적 패널 모형에서는 전기소비의 과거치가 도구변수로서 사용된다. 따라서 오차항에 자기상관관계가 있는 경우 도구변수의 외생성 문제가 발생한다. 그러나 <표 7>에서 보는 것처럼 오차항의 자기상관관계가 없으므로 도구변수로서의 조건을 만족하게 된다. 오차항 자기상관 검정 결과를 보면 Order 1, 즉 $\Delta u_{i,t}$ 에 1계 자기상관이 없다는 귀무가설은 1% 유의수준에서 기각되지 않는다. 그리고 Order 2, 즉 2계 자기상관이 없다는 귀무가설 역시 1% 유의수준에서 기각되지 못한다. 따라서 오차항간의 자기상관 문제는 없는 것으로 나타났다.

가정 부문 전기수요의 결정요인 분석: 동태적 패널 FD GMM 기법을 중심으로

〈표 7〉 과대식별 제약 검정 및 오차항 자기상관 검정

	Sargan test	Arellano-Bond test	
	귀무가설: 과대식별 제약 적절	귀무가설: $cov(u_{i,t}, u_{i,t-1}) = 0$	귀무가설: $cov(u_{i,t}, u_{i,t-2}) = 0$
ARDL 모형	chi2(135) = 14.79094 prob > chi2 = 1.000	$z = -2.2594$ Prob > $z = 0.0239$	$z = 2.4099$ prob > $z = 0.016$
부분조정 모형	chi2(135) = 14.99371 prob > chi2 = 1.000	$z = -2.0211$ Prob > $z = 0.0433$	$z = 2.3366$ prob > $z = 0.0195$

〈표 8〉은 FD GMM 방법을 이용한 가정용 전기수요 함수의 실증 분석 결과이다. (1)열과 (2)열은 각각 ARDL 모형⁷⁾과 부분조정 모형을 사용하여 구한 추정량이다. 각 변수의 대한 추정계수는 가정용 전기에 대한 단기 수요탄력성을 나타낸다.

7) ARDL 모형에서 시차를 조정하여 추정한 결과 실질가격에만 시차를 두는 것이 통계적 유의성이 가장 높은 것으로 나타났다.

〈표 8〉 전국 가정용 전기수요 함수 추정

종속변수 $\Delta \ln E_{i,t}$	(1) ARDL 모형	(2) 부분조정 모형
$\Delta \ln E_{i,t-1}$	0.4312*** (0.0798)	0.4299*** (0.0727)
$\Delta \ln P_{i,t}$	-0.2821*** (0.0588)	-0.1506*** (0.0532)
$\Delta \ln P_{i,t-1}$	0.1357*** (0.0235)	
$\Delta \ln Y_{i,t}$	0.1931*** (0.0134)	0.2031*** (0.0125)
$\Delta \ln A_{i,t}$	-0.103*** (0.0297)	-0.1044*** (0.0301)
$\Delta \ln CDD_{i,t}$	0.0186*** (0.0037)	0.0122*** (0.0036)
$\Delta \ln HDD_{i,t}$	-0.0302 (0.0219)	-0.0294 (0.0210)
$\Delta \ln TD_{i,t}$	0.0676*** (0.0118)	0.0669*** (0.0090)
<i>constant</i>	3.8001*** (0.8641)	3.8217*** (0.7104)

주 : ()는 표준오차를 나타냄.

*는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준임.

먼저 ARDL 모형을 추정한 결과인 (1)의 경우, 난방도일($\Delta \ln HDD_{i,t}$)을 제외한 모든 변수는 가정용 전기수요($\Delta \ln E_{i,t}$)에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있고, 과거 전기가격($\Delta \ln P_{i,t-1}$)을 제외한 모든 변수들의 계수 값에 대한 부호가 예상과 일치했다. 현재 전기가격($\Delta \ln P_{i,t}$)의 계수 값인 -0.2821은 현재의 전기가격이 1% 증가할 때 전기소비량이 0.282% 감소함을 의미한다. 지역별 1인당 실질 소득($\Delta \ln Y_{i,t}$)의 계수는 0.1931로 소득의 증가는 전기소비

량의 증가를 야기한다. 고령인구비율($\Delta \ln A_{i,t}$)의 계수 값인 -0.103은 고령화가 진행될수록 전기소비량이 감소하는 것을 보여준다. 이는 65세 이상 인구의 구성비를 설명변수로 취급한 서정출(2014)과 일치하지 않는다. 이러한 원인은 본 논문에서 기존 연구와 다른 분석방법론을 사용했다는 데 기인할 수 있다. 본 논문의 분석결과는 노령화가 진행됨에 따라 고령인구는 상대적으로 컴퓨터나 스마트폰과 같은 기기의 구입과 사용빈도가 다른 연령층에 비해 낮아지기 때문이라고 해석할 수 있다(원두환, 2012). 냉방도일($\Delta \ln CDD_{i,t}$)의 계수는 0.0186으로 냉방도일이 1% 증가하면 전기소비량이 약 0.02% 정도로 미세하게 증가하는 것으로 나타났다.

$\Delta \ln TD_{i,t}$ 는 전기소비의 효율성과 경제성장을 보여주고 있는 변수이다. $\Delta \ln TD$ 의 의미를 살펴보면, TD 는 시간 더미(time dummy)로 시간의 흐름에 따라 증가하고, 이를 자연로그 변환한 $\ln TD$ 의 값은 증가하지만 증가분은 체감하는 모습을 보이고 있으며, $\Delta \ln TD$ 의 값은 양수(+)이지만 감소하는 모습을 보이고 있다.⁸⁾ 따라서 $\Delta \ln TD_{i,t}$ 의 계수 값이 0.0676이면 시간이 감에 따라 전기소비는 지속적으로 증가하고 있지만 증가분은 체감하는 모습을 보이고 있다. 이는 시간이 흐름에 따라 경제성장으로 인한 전기소비의 증감효과가 효율성으로 인한 전기소비의 감소효과보다 크기 때문이다. 이런 현상을 ‘리바운드 효과’(rebound effect)라고 한다. ‘리바운드 효과’란 시간이 지남에 따라 전기소비 효율성이 증가하여 전기소비량이 감소해야 함에도 불구하고, 사람들이 경제성장으로 인해 더 많은 가전기기를 소유하거나 전기소비량이 큰 대형 가전으로 가전기기를 교체함으로써 오히려 전기소비량이 증가하는 현상을 말한다. 이러한 결과는 Okajima and Okajima(2013)과 Mizobuchi(2008)의 경우와 일치한다.

8) 수학적으로 시간변수는 직선의 단조증가함수이고, 로그시간변수는 곡선의 단조증가함수이고, 차분한 로그시간변수는 양의 값이지만 체감하는 변수이다. 따라서 계수 값이 1보다 작은 양(+)인 경우 전기소비는 양(+)이지만 매년 그 효과로 인한 전기소비는 감소(-)하고, 만약 계수 값이 -1보다 큰 음(-)이면 반대가 된다. 따라서 확산이 되는 것을 막아주는 효과가 있는 변수이다.

위의 <표 8>에서 부분조정 모형 (2)의 결과는 ARDL 모형 (1)에서 제시된 추정량과 차이가 크게 나지 않는다. 부분조정 모형 역시 난방도일($\Delta \ln HDD_{i,t}$)을 제외한 모든 변수가 가정용 전기수요에 유의한 영향을 미치고 있다. 과거 전기소비($\Delta \ln E_{i,t-1}$)의 계수 값은 0.4299로 전기($t-1$)의 전기소비는 현재(t)의 전기소비에 양(+)의 영향을 미치고 있다. 현재의 전기가격($\Delta \ln P_{i,t}$)의 계수 값은 -0.1506으로 이는 전기가격이 1% 증가하면 전기소비량이 약 0.15% 감소하는 것을 의미한다. 난방도일($\Delta \ln CDD_{i,t}$)과 1인당 실질소득($\Delta \ln Y_{i,t}$)은 전기소비량에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났고, 고령인구비율($\Delta \ln A_{i,t}$)의 계수 값이 음(-)이므로 고령화의 진행은 전기소비량에 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. ARDL 모형 (1)의 결과와 마찬가지로 전기소비의 효율성 및 경제성장 효과를 보여주는 $\Delta \ln TD$ 의 계수는 양(+)으로 '리바운드 효과'를 보여주고 있다. 따라서 시간이 지남에 따라 에너지 소비의 효율성의 증가로 인한 전기소비량 감소효과보다 경제성장으로 인한 전기소비의 증가효과가 더 크므로 전체 전기소비는 증가하고 있다.

2. 광역시 및 기타지역 가정용 전기수요 실증분석

다음 <표 9>는 광역시 및 기타 지역에 대한 과대식별 검정 및 오차항의 자기상관을 검정한 결과이다.

가정 부문 전기수요의 결정요인 분석: 동태적 패널 FD GMM 기법을 중심으로

〈표 9〉 지역별 과대식별 제약 검정 및 오차항 자기상관 검정

		Sargan test	Arellano-Bond test	
		귀무가설: 과대식별 제약 적절	귀무가설: $cov(u_{i,t}, u_{i,t-1}) = 0$	귀무가설: $cov(u_{i,t}, u_{i,t-2}) = 0$
광역시	ARDL 모형	chi2(90) = 2.15e-12 prob > chi2 = 1.000	$z = 1.5234$ Prob > $z = 0.1277$	$z = 0.32644$ prob > $z = 0.7441$
	부분조정 모형	chi2(90) = 0.03829 prob > chi2 = 1.000	$z = 2.0941$ Prob > $z = 0.0362$	$z = 1.3633$ prob > $z = 0.1728$
기타 지역	ARDL 모형	chi2(107) = 3.082 prob > chi2 = 1.000	$z = 1.3303$ Prob > $z = 0.1834$	$z = -1.8284$ prob > $z = 0.0675$
	부분조정 모형	chi2(107) = 8.870502 prob > chi2 = 1.000	$z = -1.5718$ Prob > $z = 0.1160$	$z = 1.8672$ prob > $z = 0.0619$

〈표 9〉의 과대식별 제약의 적절성에 대한 검정 결과, 광역시와 기타 지역의 경우 ARDL 모형과 부분조정 모형 모두 p값이 5% 유의수준보다 크게 나타났으므로 모든 모형에서 도구변수가 유의미하게 사용될 수 있다. 또한 두 지역 모두 오차항($\Delta u_{i,t}$)에 자기상관이 없다는 Arellano-Bond 검정 결과 AR(1)과 AR(2)에서 오차항 자기상관이 없다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하지 않으므로 오차항간의 자기상관 문제는 없는 것으로 나타났다.

〈표 10〉은 지역별 전기수요함수의 추정 결과이다. 광역시와 기타 지역의 가정용 전기수요의 추정 결과, 일부 변수의 경우 예상했던 것과는 달리 통계적 유의성이 낮고 부호가 예상과 다르게 나타났다. 따라서 몇 가지 변수를 조정하여 통계적 유의성이 가장 높은 결과를 〈표 10〉에 제시하였다.

〈표 10〉 지역별 가정용 전기수요 추정 결과

종속변수 $\Delta \ln E_{i,t}$	광역시		기타 지역	
	(1) ARDL 모형	(2) 부분조정 모형	(3) ARDL 모형	(4) 부분조정 모형
$\Delta \ln E_{i,t-1}$	-1.909* (1.050)	-1.022 (0.819)	-1.002 (0.660)	0.527*** (0.0842)
$\Delta \ln P_{i,t}$	-1.172* (0.657)	-1.233* (0.747)	-1.514*** (0.513)	-0.145*** (0.0557)
$\Delta \ln P_{i,t-1}$	-1.712** (0.871)		0.0165 (0.0887)	
$\Delta \ln Y_{i,t}$	0.464*** (0.175)	0.351** (0.149)	0.300*** (0.0504)	0.223*** (0.0127)
$\Delta \ln A_{i,t}$	1.441*** (0.490)	0.621** (0.257)		
$\Delta \ln CDD_{i,t}$	-0.0316 (0.0295)	0.0628** (0.0265)	0.0565*** (0.0176)	
$\Delta \ln TD_{i,t}$			0.491*** (0.183)	0.0669*** (0.0155)
<i>constant</i>	29.77** (11.89)	17.25** (8.194)	18.65*** (6.607)	3.130*** (0.698)

주 : ()는 표준오차를 나타냄.

*는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준임.

위의 <표 10>에서 광역시의 경우, ARDL 모형 (1)에서는 난방도일과 시간 변수가 제외되었다. 그 결과 난방도일을 제외한 모든 변수가 유의하게 나타났다. 현재 전기가격($\Delta \ln P_{i,t}$)의 계수 값은 -1.172이고 과거 전기가격($\Delta \ln P_{i,t-1}$)의 계수 값은 -1.712로 나타나 여전히 전기가격이 현재의 전기소비량에 음(-)의 영향을 미친다고 볼 수 있다. 주목할 만 한 점은 가격탄력성이 전국 단위로 추정한 가격탄력성에 비해 더 탄력적인 것으로 나타났다. $\Delta \ln Y_{i,t}$ 의 계수는 0.464로 소득이 1% 증가하면 전기소비량은 0.464% 증가하는 것으로 나타났다. 고령인구비율($\Delta \ln A_{i,t}$)의 계수는 1.441로 전국 단위의 결과와 상반된 것으로 기존의 선행연구 결과와 다르게 나타났으나 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 또한 광역시의 경우 과거 전기소비($\Delta \ln E_{i,t-1}$)의 계수 값이

-1.909로 나와 과거의 전기소비가 현재의 전기소비를 오히려 감소시킨다고 볼 수 있다. 이처럼 ARDL 모형의 경우 일부 변수가 예상과 다른 부호를 보이기도 하였다.

부분조정 모형 (2)의 추정 결과를 보면, 현재 전기가격($\Delta \ln P_{i,t}$)의 계수 값은 -1.233으로, 현재 가격이 1% 상승하면 전기소비량은 1.23% 감소한다. 소득변수($\Delta \ln Y_{i,t}$)의 계수 값은 0.351로, 소득의 증가가 전기소비의 증가를 야기한다는 것을 알 수 있다. ARDL 모형 (1)과 다르게 부분조정 모형 (2)에서는 냉방도일의 추정계수가 유의한 것으로 나타났다. 냉방도일($\Delta \ln CDD_{i,t}$)의 계수는 0.0628로 냉방도일이 증가하면 전기소비량도 증가하는 것을 의미한다. 따라서 두 모형의 비교 시, 광역시의 경우 부분조정 모형이 ARDL 모형보다 통계적 유의성 및 경제적 해석의 측면에서 더 바람직한 계량모형이라고 판단된다.

다음으로 기타 지역의 ARDL 모형과 부분조정 모형의 결과는 각각 (3)과 (4)에 제시되었다. ARDL 모형의 결과인 (3)을 보면, 현재의 전기가격($\Delta \ln P_{i,t}$)의 계수 값은 -1.514로 나타났다. 이는 전기가격이 1% 증가하면 전기소비량이 1.514% 감소하는 것을 의미한다. -1.514는 전국의 전기수요함수와 비교시 더 탄력적이다. 소득($\Delta \ln Y_{i,t}$)의 계수는 0.30으로 양(+)의 효과를 보이고 있다. 소득이 1% 증가한다면 전기소비량은 약 0.3% 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 냉방도일($\Delta \ln CDD_{i,t}$)의 계수는 0.0565로 냉방도일의 증가는 전기소비의 증가를 야기한다. 시간변수($\Delta \ln TD_{i,t}$)의 계수는 0.491이다. 이는 기술 진보에 의하여 가전제품 등의 전기소비 효율성이 증가했음에도 불구하고 경제성장으로 인한 소득의 증가로 더 많은 전기를 소비하는 '리바운드 효과'가 있음을 의미한다.

부분조정 모형의 추정 결과인 (4)를 보면, 1기 전의 전기소비($\Delta \ln E_{i,t-1}$)는 현재의 전기소비에 양(+)의 효과를 미치는 것을 보여주고 있다. 현재의 전기가격($\Delta \ln P_{i,t}$)의 계수는 -0.145로 나타났는데, 전기가격이 1% 증가하면 전기

소비량은 약 0.145% 감소하는 것을 의미한다. 즉 전기수요의 가격탄력성은 -0.145이다. 실질소득($\Delta \ln Y_{i,t}$)이 전기소비량에 미치는 영향은 나타내는 계수 값은 0.223이고, 시간변수인 $\Delta \ln TD_{i,t}$ 의 계수 값은 0.0669로 앞의 결과와 같이 ‘리바운드 효과’에 의해 효율성이 증가했음에도 불구하고 경제성장에 따른 소득증가 효과로 전기소비가 증가함을 알 수 있다.

통계적 유의성이 있는 변수들의 계수값을 이용하여 도출된 가정용 전기수요의 장·단기 가격 및 소득 탄력성을 비교하면 <표 11>과 같다. 장기에서는 $\Delta \ln E_{i,t} = \Delta \ln E_{i,t-1}$, $\Delta \ln P_{i,t} = \Delta \ln P_{i,t-1}$, $\Delta \ln Y_{i,t} = \Delta \ln Y_{i,t-1}$ 이므로 추정식 (8)과 (9)를 이항하여 정리하면 장기 탄력성이 된다. 앞에서 분석한 것을 토대로 판단하면, ARDL 모형보다 부분조정 모형이 더 정교하게 추정되었다고 할 수 있다. 따라서 <표 11>에서는 부분조정 모형의 탄력성만 도출하였다.

〈표 11〉 부분조정 모형으로 추정한 전기수요의 탄력성

		단기	장기
가격 탄력성	전국	-0.151	-0.264
	광역시	-1.233	
	기타	-0.145	-0.307
소득 탄력성	전국	0.203	0.356
	광역시	0.351	
	기타	0.223	0.471

주 : 통계적 유의성이 있는 계수값만을 이용하여 계산

먼저 가격 탄력성을 보면, 전기수요의 단기 및 장기 가격 탄력성은 음(-)이며 단기보다 장기에 더 탄력적이다. 장기에 더 탄력적인 이유는 단기에 가정에서 선택할 수 있는 에너지원이 매우 제한적이지만, 장기에는 전기뿐만 아니라 도시가스, 석유 등 다양한 에너지원의 선택이 가능해지기 때문이다. 따라서

가계 주체는 가격 변화에 대해 장기적으로 더 탄력적인 대응이 가능해지기 때문이다. 광역시의 경우 전국의 가정용 전기수요함수에서 도출된 가격 탄력성보다 더 탄력적으로 나타났으나 기타지역은 전국보다 덜 탄력적인 것으로 분석되었다.

다음으로 소득 탄력성을 보면, 단기 및 장기 소득 탄력성은 모두 양(+)으로 나타났으며, 단기보다는 장기에 더 탄력적인 것으로 나타났다. 미래에 소득이 증가하는 경우, 단기보다 장기에 전기수요가 더 크게 증가할 가능성이 있다. 기타 지역보다. 광역시의 소득탄력성이 더 크게 나타났다. <표 4>와 <표 5>에 나타난 양 지역의 1인당 실질소득의 평균 차이가 미세하므로 광역시 지역의 거주자가 소득 증가시 더 많은 전기소비를 한다고 추정할 수 있다. 이는 광역시의 경우 전기관련 제품이 더 많기 때문이라고 판단된다.

마지막으로 가격과 소득이 모두 동일하게 1%씩 증가하는 편미분의 경우를 정책적인 입장에서 살펴보자. 광역시의 단기만을 제외하고는 소득 탄력성이 가격 탄력성보다 크므로 전기 소비는 지속적으로 증가할 것이다. 이는 가정용 전기수요를 조절하기 위하여 가격정책만을 사용하는 경우 소득의 증가로 인하여 정책 입안자가 예상했던 것보다 더 작은 효과를 볼 수도 있음을 보인다.

IV. 결 론

본 논문은 1996년-2013년까지 18년간 16개 시도를 대상으로 가정용 전기수요함수의 결정요인을 분석하였다. 장·단기 수요함수 추정을 위하여 ARDL 모형과 부분조정 모형의 계량모형을 설정하였고, 두 모형에서 발견할 수 있는 내생성의 문제를 치유하기 위하여 동태적 패널 FD GMM으로 실증분석을 하였다. 모형의 적절성 여부와 FD GMM 추정에 있어 필요한 과대식별 검정 및 오차항의 자기 상관 검정을 거쳐 실증분석을 시행한 결과 다음과 같은 의미를 도출하였다.

첫째, 전국 단위 분석에서 ARDL 모형 및 부분조정 모형으로 추정한 결과를 보면, 가격이 전기수요에 미치는 효과는 모두 음(-)으로 나타났다. 가격 탄력성은 단기와 장기에 모두 비탄력적인 것으로 나타났고, 단기보다는 장기에 더 탄력적인 것으로 나타났다. 광역시와 기타 지역을 부분조정 모형으로 추정한 경우의 가격 탄력성은 모두 음(-)으로 나타났다. 그러나 탄력성의 정도는 광역시의 경우 전국보다 높게 나타났으나, 기타 지역의 경우 전국보다 낮게 나타났다. 광역시 및 기타 지역의 가정용 전기수요에 대한 가격탄력성 추정 결과에서 알 수 있듯이 ARDL 모형보다 부분조정 모형이 통계적 유의성 및 경제적 의미의 측면에서 더 좋은 모형이라고 판단된다.

둘째, 부분조정 모형에 나타난 소득 탄력성을 보면 모두 양(+)으로 분석 되어 소득이 증가 시 전기수요가 증가함을 보여준다. 이는 소득이 증가할수록 가전 제품과 같은 전기를 이용한 제품의 구매와 사용 빈도가 상승하기 때문이다. 소득 탄력성은 단기보다 장기에 더 탄력적인 것으로 나타났다. 이는 미래에 소득이 증가하면 전기수요가 더 크게 증가할 수 있음을 보여준다. 또한 기타 지역보다는 광역시의 소득 탄력성이 더 높게 분석되어, 소득이 같은 비율로 증가하는 경우 광역시의 전기수요가 더 크게 증가할 수 있음을 보여준다.

가정 부문 전기수요의 결정요인 분석: 동태적 패널 FD GMM 기법을 중심으로

셋째, 냉방도일, 고령화비율의 변수가 미치는 효과를 보면, 전국 단위의 경우 냉방도일은 (+)의 효과를, 고령인구비율은 (-)의 효과를 미치고 있다. 냉방도일의 경우 지구온난화가 진행됨에 따라 앞으로 더 증가할 것이며 이에 따라 전기소비량도 더욱 증가할 것으로 예상된다. 반면 고령화가 진행됨에 따라 전기소비량은 감소하는 것으로 나타났다. 이는 고령인구비율이 높아질수록 경제적으로 노후 준비가 안 된 저소득층이 더 많아지고, 아날로그 세대로서 젊은 층에 비해 가전제품의 사용빈도와 시간이 낮아진 것에 기인한 것으로 볼 수 있다.

넷째, 시간이 지남에 따라 에너지 소비 효율성의 증가로 전기소비량이 감소하는 효과보다 경제성장에 따른 소득증가로 전기소비가 증가하는 효과가 더 큰 것으로 분석되었다. 즉, 시간변수인 $\Delta \ln TD$ 는 양(+)의 값으로 증가분이 감소하는 추세이고 계수 값도 양(+)이므로 전기소비가 증가하는 모습을 보인다. 즉, 에너지 소비의 효율성 증가로 인한 전기소비 감소보다 소득 증가나 대형 가전제품의 사용 등으로 인한 전기소비 증가가 더 높아 오히려 소비가 증가하는 ‘리바운드 효과’를 보여주고 있다.

본 논문은 추정 결과 몇 가지 단점을 보이고 있다. 먼저, 일부 지역별 분석에서 예상과 다른 탄력성을 보이고 있으며, 분석 기간이 18년으로 장기적인 효과를 분석하기에는 한계점이 있으며, 지역 구분을 광역시와 기타로 구분하는 문제점도 있으며 마지막으로 소득변수의 대리변수인 지역내 총생산을 이용하였다는 점이다. 이러한 한계점은 추후 연구에서 보완할 내용이다.

접수일(2017년 9월 18일), 게재확정일(2017년 10월 29일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 나인강·류지철. 2000. “에너지수요 분석 및 전망”. 『에너지경제연구원 기본연구보고서』.
- 노정녀. 2014. “가구 구성원 특성과 가전제품 사용에 따른 가정용 전력 수요의 예측.” 『한국경제연구』 제 32권 3호. pp177-202.
- 서정출. 2014. “우리나라의 지역별 주거용 전력수요함수에 관한 연구.” 숭실대학교 석사학위논문.
- 원두환. 2012. “고령화가 가정부문 에너지 소비량에 미치는 영향 분석: 전력수요를 중심으로.” 『자원·환경경제연구』 제 21권 3호. pp341-370.
- 윤태현. 2017. “우리나라 가정용 전력수요함수 추정 - 패널자료 접근 방법.” 숭실대학교 석사학위논문.
- 임상수. 2009. “주요 도시별 전기 소비 특성에 관한 연구.” 『서울도시연구』 제 10권 2호.. pp87-100.
- 임슬에 외. 2013. “횡단면 자료를 이용한 주택용 전력의 수요함수 추정.” 『에너지공학』 제 22권 1호. pp1-7.
- 임현진 외. 2013. “지구온난화가 가정부문 에너지 소비량에 미치는 영향 분석: 전력수요를 중심으로.” 『에너지경제연구』 제 12권 제 2호. pp33-58.
- 장우석. 1986. “한국 주택용 전력수요 탄성치에 관한 연구.” 한국과학기술원 석사학위논문.
- Alberini, A., Filippini, M. 2011. “Response of residential electricity demand to price: the effect of measurement error.” *Energy Econ* 33 : pp889 - 895.
- Al-Faris, A. R. 2002. “The Demand for Electricity in the GCC Countries.” *Energy Policy* 30 : pp117~124.
- Beenstock, M., E. Goldin and D. Nabot. 1999. “The Demand for Electricity in Israel.” *Energy Economics* 21 : pp168~183.
- Bernstein, M., Griffin, J. 2005. Regional Differences in the Price-elasticity of Demand for Energy. RAND Corporation, Santa Monica, California.

- Brown, R. L., J. Burbin and J. M. Evans. 1975. "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time". *Journal of the Royal Statistical Society Series*, 37, 1975, pp149~192.
- Dergiades, T., Tsoulfidis, L. 2008. "Estimating residential demand for electricity in the United States, 1965 - 2006." *Energy Econ* 30 : pp2722 - 2730.
- Filippini, M. 1999. "Swiss Residential Demand for Electricity." *Applied Economics Letters* 6 : pp533-538.
- Halicioglu, F. 2007. "Residential Electricity Demand Dynamics in Turkey." *Energy Economics* 29 : pp199-210.
- Houthakker, H. S. 1951. "Some Calculations on Electricity Consumption in Great Britain." *Journal of the Royal Statistical Society* 114 : pp359-371.
- Kamerschen, D.R., Porter, D.V. 2004. "The demand for residential, industrial and total electricity 1973 - 1998." *Energy Econ* 26 : pp87 - 100.
- Mizobuchi, K. 2008. "An empirical study on the rebound effect considering capital costs." *Energy Economy*, 30(5) : pp.2486-2516.
- Nakajima, T. 2010. "The residential demand for electricity in Japan: an examination using empirical panel analysis techniques." *J. Asian Econ.* 21 : pp.412 - 420.
- Nakajima, T., Hamori, S. 2010. "Change in consumer sensitivity to electricity prices in response to retail deregulation: a panel empirical analysis of the residential demand for electricity in the United States." *Energy Policy* 38(5) : pp.2470 - 2476.
- Narayan, P. K. 2005. "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence for Cointegration Test." *Applied Economics* 37 : pp.1979-1990.
- Narayan, P. K. and R. Smyth. 2005. "The Residential Demand for Electricity in Australia: An Application of the Bounds Testing Approach to Cointegration." *Energy Policy* 33 : pp.467-474.
- Okajima and Okajima. 2013. "Estimation of Japanese price elasticities of residential electricity demand, 1990 - 2007." *Energy Economics* 40 : pp.433-440.
- Paul, A., Myers, E., Palmer, K. 2001. A partial adjustment model of U.S. electricity

- demand by region, season, and sector. *Resource for the Future Discussion Paper*.
- Pedroni, P. "Purchasing power parity tests in cointegrated panels." *Rev. Econ*, 2009.
- Sargan, J. "The Maximum Likelihood Estimation of Economic Relationships with Autoregressive Residuals." *Econometrica*, 29, 1961, pp.414-426.
- Shin, J. S. "Perception of Price When Price Information is Costly: Evidence from Residential Electricity Demand." *The Review of Economics and Statistics* 67 : pp.591-598.
- Ziramba, E. 2008. "The demand for residential electricity in South Africa." *Energy Policy* 36 : pp.3460 - 3466.

ABSTRACT

Estimation of residential electricity demand
in Korea:
by using dynamic panel GMM model

Yejin Keum*, O-Sung Kwon** and Young Wan Goo***

In this paper, we estimate the determinants of the demand function for electricity by FD GMM method based on panel data of 16 regions during 1996-2013. the results of the study are as follows. 1) The results of a partial adjustment model showed better results than these of ARDL model in terms of statistical significance and economical meaningness; 2) the elasticities of price and income were negative(-) and positive(+) and the long run elasticities were more elastic than the short run; 3) the elasticities of cooling degree days and aging population ratio were positive(+) and negative(-); 4) there was a rebound effect that the effect of economic growth dominates the effect of energy efficiency improvement over time; 5) the government policy for electricity needs to consider the increased income elasticity that dominates the increased price elasticity.

Key words : Electric demand, FD GMM, Patial adjustment model,
Elasticity, Rebound effect

* Korea Research Institute for Vocational Education and Training, Researcher,
044-415-5237, yejingold@krivet.re.kr

** Korea National Defense University, Professor, 041-831-5348,
ospaulkown@naver.com

*** Chungbuk National University, professor, 043-261-2217, ywgoo@cbnu.ac.kr

