

지구온난화가 가정부문 에너지 소비량에 미치는 영향 분석: 전력수요를 중심으로

임현진* · 정수관** · 원두환***

요 약

지구온난화에 따른 기후변화로 인해 평균기온이 상승하고 있으며, 이러한 추세는 앞으로도 계속될 것으로 전망되고 있다. 기후변화는 생태계뿐만 아니라 사회의 광범위한 부문에 영향을 미치고 있으므로 그 효과를 분석하여 대응할 필요가 있다. 본 연구는 지구온난화가 가정부문 전력수요에 미치는 영향을 장·단기로 나누어 분석하기 위해 ARDL모형과 오차수정모형을 이용하였으며, 기후변수로 냉방 및 난방도일지수를 사용했다. 분석 결과, 가정용 전력수요는 냉방도일에 유의하게 영향을 받았으나, 난방도일에는 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 냉방도일지수의 탄력성은 장기에 0.35, 단기에 0.12로 추정되어, 가정용 전력수요에 미치는 영향은 단기보다 장기적으로 더 큰 것으로 나타났다.

주요 단어 : 지구온난화, 가정용 전력수요, ARDL

경제학문헌목록 주제분류 : Q47

* 한국은행 경제연구원 연구원(주저자). hylim@hanmail.net

** 부산대학교 사회급변현상연구소 전임연구원. skjung1@pusan.ac.kr

*** 부산대학교 경제학과 조교수(교신저자). doohwan@pusan.ac.kr

I. 서 론

IPCC(2007)¹⁾에 따르면 인간이 화석연료를 태울 때 발생하는 온실가스로 인해 지구온난화가 발생하고, 이로 인한 기후변화는 전세계 곳곳에서 발견되고 있다. 이에 따라 기후변화 문제는 UN, G8, 다보스포럼 등 각종 국제 정치무대에서 중요한 의제로 부각되고 있다.

한국 역시 지구온난화에 영향을 받아 사계절의 구분이 점차 모호해지고 있으며, 평균기온이 상승하고 이상기후의 발생이 빈번해지고 있다. 지구온난화는 생태계 변화에 영향을 미칠 뿐만 아니라 인간의 건강, 재난·재해, 산업·경제 등 광범위한 부문에 영향을 미치고 있다. 또한 기온상승과 이상기후의 증가는 에너지소비에도 영향을 줄 것으로 판단되는데, 정부의 보고서에 따르면 2005년에 기후 요인이 국내 에너지 소비를 4.0백만 TOE, 2010년에는 4.4백만 TOE 증가시키는 역할을 하였다고 한다(관계부처합동, 2011).

지구온난화로 인한 국내 에너지 문제는 특히 전력 수요 증가에 집중되고 있다. 2011년 9월 15일에 전국적 폭염으로 인해 전력소비량이 급증하여 전국 각지에서 정전사태가 발생하였고, 이로 인해 전력 예비율이 5% 이하로 떨어져 수급비상상황이 발생하였으며 특정 지역에서는 전력공급을 일시적으로 차단하기도 하였다. 2012년에는 초여름인 5월 초에도 이상고온과 발전소 공급차질로 인하여 예비전력이 400~500만kW 수준까지 하락하였다.²⁾

전세계적인 기온상승의 경향이 미래에도 계속될 것으로 전망됨에 따라³⁾ 각

1) Intergovernmental Panel on Climate Change

2) 예비전력이 400만kW 이하 시에는 전압조정 등 비상조치가 시행됨.

3) 기온상승은 미래에도 계속될 것으로 전망된다. IPCC(2007)는 미래의 세계평균기온은 1980년~1999년에 비해 2030년경에는 0.4~1.5℃ 상승, 21세기 말경에는(2090~2099년) 1.1~6.4℃ 상승할 것으로 예측하고 있다. 또한 기상청(2011)의 미래 기온 전망에 따르면 국내 연평균기온의 10년 평균값은 2021~2030년에 13.9℃, 2081~2090년에 16.8℃로 현재

부문별 전력 수요는 더욱 증가할 것으로 예상된다. 특히 생활수준 향상으로 인한 가정의 에어컨, 대형가전기기 등의 보급 확대로 기온상승은 가정용 전력 수요에 지대한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 이에 따라 기온변화는 앞으로 가정용 전력수요를 예측하는데 더욱 중요하게 작용할 것으로 판단된다.

전력의 공급을 위해서는 발전소 기획부터 건설까지 약 10년 이상이 소요되므로 전력수요의 정확한 예측을 통해 공급계획을 세우는 것은 안정적인 경제 성장을 위해 매우 중요한 일이다.

가정용 전력 수요에 관한 연구는 Houthakker(1951)을 시작으로 현재까지도 전세계적으로 연구가 활발하게 지속되어 오면서 확장을 거듭하고 있다. 대부분의 가정용 전력수요에 관한 연구는 소득, 전력가격 변수가 가정용 전력 수요의 중요한 결정요인이라 판단하여 전력수요 추정모형에 포함시키고 있고 유의한 결과를 얻고 있다(Beenstock, Goldin and Nabot, 1999; Nasr, Badr and Dibeh, 2000; Shin, 1985; 장우석, 1986). 소득, 전력가격 변수 외에 대체재의 가격까지 고려한 연구들도 있는데, Dergiades and Tsoulfidis(2008)은 전력의 대체재인 난방용 석유의 가격을 고려하였으며, Narayan and Smyth(2005), Al-Faris(2002), Beenstock *et al.*(1999)는 천연가스의 가격을 고려하였다.

또한 다양한 사회적 요인을 고려하기도 한다. Halicioglu(2007)은 도시화 지표, Egelioglu, Mohamad and Guven(2001)은 여행자 수, Filippini(1999)은 가계의 규모, York(2007)은 65세 이상의 고령인구 수를 고려하여 분석하였다.

최근들어 기후에 관련된 변수를 고려하여 가정용 전력수요를 분석을 시도한 연구가 많이 발표되고 있다. Fullerton, Juarez and Walke(2012)는 시애틀의 기후특성을 반영해 난방도일지수만 고려하여 분석하여, 기후가 전력수요에 유의한 영향을 미치는 것을 보여주었다. 국내의 나인강·류지철(2000) 박광수(2012), 임상수(2009)는 기후변화와 관련한 냉방도일과 난방도일을 전력수요

(2001~2010년, 12.8°C)와 비교하여 기온이 각각 1.1°C, 4.0°C 상승할 것으로 예측되고 있다.

추정의 주요변수로 포함하여 전력수요를 추정하고 있다. 그러나 나인강·류지철(2000)은 1983~1999년까지의 자료를 사용했으며, 박광수(2012), 임상수(2009)는 1990년대부터의 자료만을 이용하고 있어 기후변화와 같이 장기적인 현상에 대한 전력수요를 분석하는데 자료의 한계가 있다. 또한 장단기 영향을 분석하지 않아서 소득증가로 인한 내구재 소비 증대로 인한 전력수요의 영향력을 분석할 수 없었다.

그러나 본 연구는 1966년대부터 2011년까지 46년간의 자료를 이용해 지구온난화가 가정용 전력수요에 미치는 장기적인 영향을 체계적으로 분석할 수 있고, 또한 공적분식과 오차수정모형을 이용하여 가정용 전력수요에 대한 각 요소들의 장·단기 영향을 분석할 수 있다는 점에서 기존 연구들과 차별된다.

한국은 외부와 전력망이 연결되어 있지 않은 독립적인 구조이므로 전력부족시 외부수입 등의 대안 마련이 어렵다. 따라서 본 연구는 지구온난화 요인이 가정용 전력 수요에 미치는 영향을 분석함으로써, 전력수요 예측력을 높이는 데 일조하여 전력수급의 안정을 위한 정책 개발에 기여하고자 한다.

II. 실증분석

1. 자료 및 변수

가정용 전력수요는 전력효율성, 가전기기 보유량, 대체에너지의 가격 등 매우 다양한 요인들에 의해 결정되고 있으나, 자료수집의 한계와 본 연구의 연구목적에 충실하기 위해 가정용전력 수요에 영향을 미치는 몇 가지 변수에 집중하도록 했다.

본 연구에서 사용된 변수들의 해당자료는 1966년부터 2011년까지 총 46년간의 한국의 연도별 시계열자료로, 종속변수는 연간 1인당 가정용전력 수요

량(Q)을, 독립변수로는 1인당 실질소득(Y), 가정용전력의 실질가격(P), 고령화지수(D),⁴⁾ 냉방도일지수(Cooling Degree Days; CDD),⁵⁾ 난방도일지수(Heating Degree Days; HDD)⁶⁾를 사용하였으며 각 변수들에 로그를 취한 값을 사용하였다. 분석에 필요한 자료들은 한국전력공사의 ‘한국전력통계’, 한국은행, 통계청, 기상청 및 OECD의 통계자료로부터 얻을 수 있었다.

지구온난화를 대리하는 변수로 냉방도일(CDD), 난방도일(HDD) 지수를 이용하였다. 우리나라의 경우, 난방도일지수의 기준온도는 18℃가 일반적으로 사용되고 있다. 반면 냉방도일은 일정한 기준온도가 존재하지 않아서 다양한 기준으로 계산되고 있다. 중요한 것은 실내에서 사람이 쾌적하게 지낼 수 있는 기온의 기준을 정하는 것인데, 이는 인종, 민족, 연령, 개인차, 목적, 시설의 용도, 사회 경제적 여건 등에 따라 다르다. 일반적으로 냉방도일의 기준온도는 18~24℃가 사용되고 있다(Glickman, 2000; MRCC, 2007). 우리나라 기온자료를 살펴보면 냉방도일의 증가추세를 24℃기준과 비교해 18℃기준의 냉방도일에서 더 뚜렷하게 확인할 수 있다. 또한 박광수(2012)의 연구에 의하면 기준년도의 결정이 전력수요 추정 연구결과에 큰 영향을 주지 않는다고 하였다. 따라서 본 연구는 우리나라의 기온상승 현상을 더 잘 반영하고 있는 18℃기준의 냉방도일지수를 사용하여 추정하기로 한다.⁷⁾

4) (고령화지수) = [(65세 이상 인구) / (14세 이하 인구)] * 100

5) (냉방도일) = $\sum[(\text{일평균기온}) - (\text{기준온도})]$

6) (난방도일) = $\sum[(18^\circ\text{C}) - (\text{일평균기온})]$

7) 기온통계는 각 지역별로 발표되고 있으므로 서울, 부산, 대구, 광주의 지역별 냉방도일을 구한 후, 각 지역별 가정용전력 사용량을 가중치로 두어 냉방도일과 난방도일의 가중평균 값을 구하였다. 각 지역별 가중치는 서울 0.55, 부산 0.20, 대구 0.15, 광주 0.10을 사용했다.

〈표 1〉 변수들의 기초 통계량

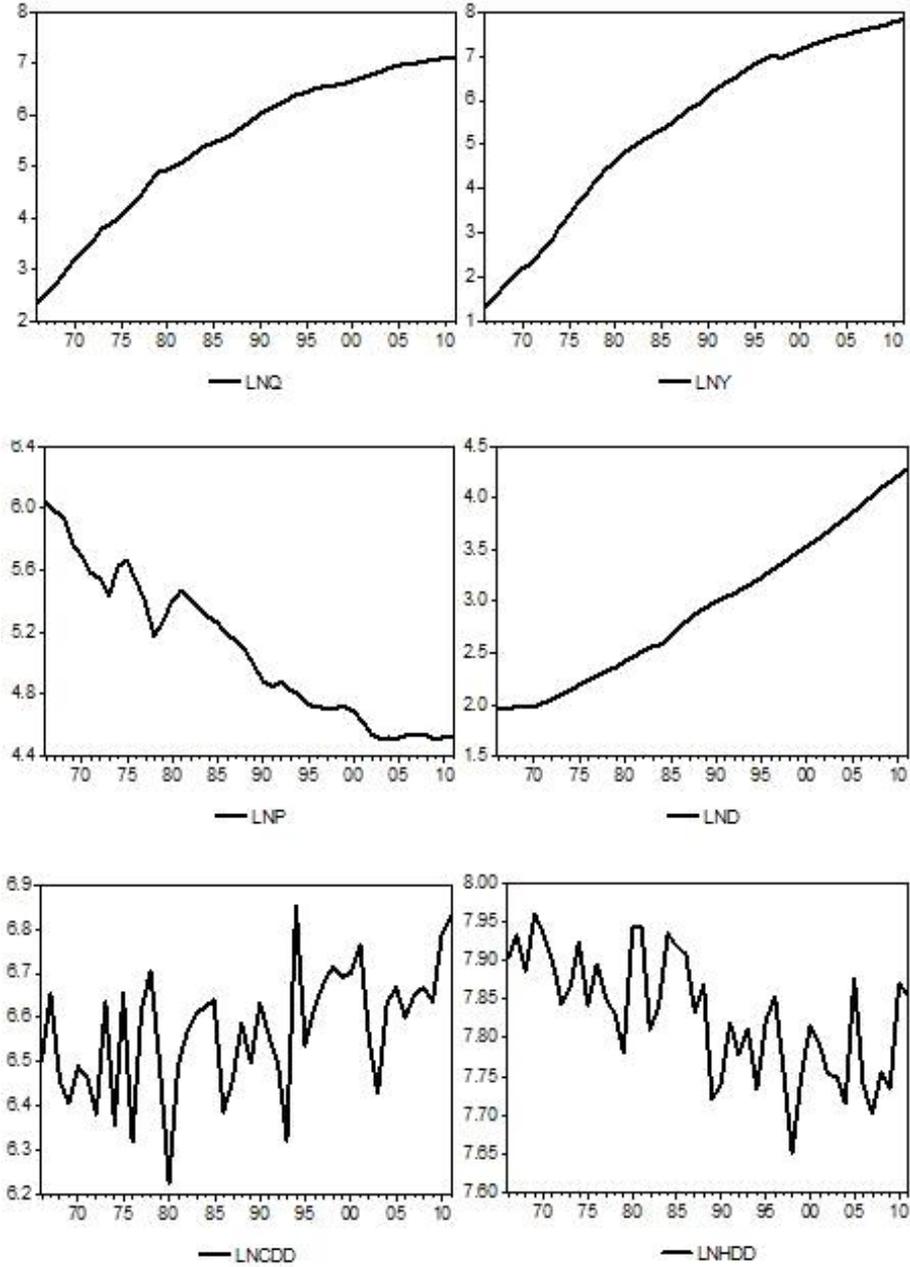
구분	Q	Y	P	D	CDD	HDD
평균	466.30	719.93	179.60	24.47	720.57	2520.85
중앙값	335.90	352.50	154.56	18.50	739.11	2533.32
최대값	1238.49	2492.00	421.94	72.40	945.80	2864.59
최소값	10.60	3.80	90.39	7.10	506.28	2102.72
표준편차	410.40	779.76	89.35	18.29	98.11	193.79

로그를 취하기 전의 각 변수에 대한 기초통계량은 <표 1>에 제시되어 있고, [그림 1]은 로그변수들의 시간에 대한 추세를 나타내고 있다.

1인당 가정용전력 수요량은 지난 50여 년 동안의 평균 수요량이 약 466.30kWh이고, 2011년 수요량은 1,238.49kWh이다. 1인당 전력수요량은 꾸준히 증가해왔으며 앞으로도 지속적으로 증가할 것으로 예상된다. 1인당 실질소득은 1998년 IMF 금융위기 때를 제외하고 지속적으로 상승해왔다. 가정용전력의 가격은 명목적으로는 상승했으나, 물가를 고려한 실질가격은 70년대 중반과 80년대 초반을 제외하고 꾸준히 하락해 왔다. 1966년 421.94원/kWh으로 가정용전력의 실질가격이 가장 높았고, 2009년 90.39원/kWh으로 가장 낮은 가격을 기록했다. 고령화지수는 1966년 7.1에서 2011년 72.4로 급격히 상승했다. 냉방 및 난방도일지수는 일정한 방향으로 움직이고 있지는 않지만, 냉방도일의 30년간 평균은 1966~1995년 685.09에서 1982~2011년 750.15로 9.5% 증가하였다. 반면 난방도일지수의 30년간 평균은 1966~1995년 2595.14에서 1982~2011년 2439.752 약 6.0% 감소하였다. 지구온난화로 인해 앞으로도 냉방도일 지수는 증가하고, 난방도일지수는 감소할 것으로 전망되고 있다.

지구온난화가 가정부문 에너지 소비량에 미치는 영향 분석: 전력수요를 중심으로

[그림 1] 로그변수들의 시간에 대한 추세



2. 분석결과

시계열 자료를 분석에 사용하기 위해서는 우선 각 변수들에 대해서 단위근 검정을 시행하여 안정적 시계열인지 확인해야 한다. 만일 단위근을 갖는 비정상적 시계열일 경우에는 회귀모형이 매우 적합한 것으로 보일 수 있으나 실제로 경제적 의미를 갖지 못하는 가성회귀(spurious regression) 현상이 발생할 수 있기 때문이다. ADF(Augmented Dicky-Fuller)검정과 PP(Phillips-Perron)검정을 통해 각 변수에 대한 단위근검정을 시행하였고, 모두 상수항과 시간추세를 포함하는 모형을 선택했다. 단위근검정 결과는 <표 2>에 요약되어 있다.

〈표 2〉 단위근검정 결과

구분	ADF검정 통계량	PP검정 통계량
lnQ	-1.2328	-2.4649
lnY	-0.0875	-0.2402
lnP	-3.4220	-2.0871
lnD	-2.5542	-3.6367**
lnCDD	-7.0456***	-8.0901***
lnHDD	-5.1174***	-4.9848***
Δ lnQ	-5.0136***	-5.6501***
Δ lnY	-5.4001***	-5.3658***
Δ lnP	-3.6549**	-7.9523***
Δ lnD	-4.2191***	
Δ lnCDD		
Δ lnHDD		

주: ***, **는 각각 1%, 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

ADF, PP검정 결과 전력수요, 소득, 전력가격 변수가 단위근을 가지고 있고, 기온 변수는 단위근을 갖지 않는 안정적 시계열이라는 것은 동일했다. 그러나 고령화 변수의 경우에는 PP검정 결과 안정적이었으나, ADF검정 결과 불안정적인 것으로 나타났다. 수준변수(level variable)가 단위근을 갖는 경우에는 1차 차분변수가 안정적이므로, 분석에 사용되는 모든 설명변수가 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 과정을 따르는 것으로 확인되었다.

일반적으로 단위근을 가지는 시계열들의 선형결합도 단위근을 가진다고 보지만, 특수한 경우 단위근을 갖는 시계열들의 선형결합이 안정적 시계열이 되는 경우가 있다. 이처럼 불안정한 특정 시계열들의 선형결합이 안정성을 보인다면, 이들 시계열은 ‘공적분(cointegration) 관계에 있다’고 정의되고 개별변수들 간에 장기균형관계(long-run equilibrium relationship)가 존재한다고 파악될 수 있다(조담, 2006).

단위근검정 결과, 변수가 안정적인지 불안정적인지에 대한 명확한 결론을 도출하는데 어려움이 있는 것으로 나타났다. 따라서 시계열의 특성에 비교적 영향을 덜 받으면서 공적분검정을 수행할 수 있는 ARDL-한계검정법(ARDL-bounds test)을 적용할 수 있다(Pesaran and Shin, 1999).

ARDL-한계검정은 식(1)과 같은 무제약 오차수정모형(UECM)을 설정하고, ‘각 변수간에 공적분 관계가 성립하지 않는다’는 귀무가설($H_0 : \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = \alpha_{10} = \alpha_{11} = \alpha_{12} = 0$)에 대해 F -검정 또는 $Wald$ -검정을 수행한다.⁸⁾

$$\begin{aligned} \Delta \ln Q_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \ln Q_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta \ln P_{t-i} \quad (1) \\ & + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta \ln D_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} \Delta \ln CDD_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{6i} \Delta \ln HDD_{t-i} \\ & + \alpha_7 \ln Q_{t-1} + \alpha_8 \ln Y_{t-1} + \alpha_9 \ln P_{t-1} + \alpha_{10} \ln D_{t-1} \\ & + \alpha_{11} \ln CDD_{t-1} + \alpha_{12} \ln HDD_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

8) 모형의 자기회귀차수는 SBC(Schwarz Bayesian Criterion)를 기준으로 결정되었으며, 최대시차(maximum lag)를 2로 설정하였다.

이때 계산된 통계량이 상한임계치(upper bounds critical value)보다 큰 경우 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있으며, 하한임계치(lower bounds critical value)보다 작은 경우에는 귀무가설을 기각할 수 없다. 만약 상한과 하한임계치 사이에 존재하는 경우에는 공적분 관계의 유무에 대한 결론을 얻을 수 없게 된다. 계산된 F -통계량과 비교하기 위한 상·하한 임계치는 Narayan(2005)⁹⁾이 제시한 값을 이용한다. 자료가 소표본일 경우 즉, 연도별 시계열 자료를 이용할 경우에는 Narayan(2005)의 임계치가 Pesaran, Shin and Smith(2001)보다 더 정확하다는 장점이 있다.

〈표 3〉 ARDL-한계검정 결과

구분		Calculated F -statistic		
$F_Q(\ln Q \ln Y, \ln P, \ln D, \ln CDD, \ln HDD)$		17.1415***		
$F_Q(\ln Q \ln Y, \ln P, \ln D, \ln CDD)$		20.3811***		
$F_Q(\ln Q \ln Y, \ln P, \ln D, \ln HDD)$		19.9620***		
구분	1% level		5% level	
	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
n=45, k=5	3.674	5.019	2.694	3.829
n=45, k=4	3.892	5.173	2.850	3.905

주: ***,**는 각각 1%, 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

ARDL-한계검정 결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 실제 분석시에는 냉방 및 난방도일을 모두 포함한 모형과 냉방도일, 난방도일만을 각각 포함한 모형도 추정하기로 한다. F -통계량은 세 개의 모형에서 모두 1% 유의수준에서의 상한임계치($I(1)$)보다 큰 값을 가졌다. 따라서 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하고, 개별 변수들 간에 장기적 관계가 성립하고 있음을 확인할 수 있다(Engle and Granger, 1987).

변수들 간에 장기적 관계가 존재하는 것이 확인되었으므로 가정용전력 수

9) 30~80개의 표본에 대한 임계치를 제시하고 있다.

요에 대한 장·단기적 관계를 추정하도록 한다. Pesaran and Shin(1999), Pesaran et al.(2001)에 의해 제안된 ARDL(autoregressive distributed lag) 모형은 단순한 선형변환을 통해 오차수정모형(error correction model)을 유도할 수 있으며, 이로 인해 장기에 대한 정보의 손실 없이 장기균형과 단기동태분석이 가능하다는 장점이 있다. 가정용전력 수요의 장기균형함수인 식(3)은 식(2)의 ARDL 모형으로부터 도출된다.¹⁰⁾ ARDL(p, q) 모형의 자기회귀차수는 SBC(Schwarz Bayesian Criterion)를 기준으로 결정되었으며, 최대시차(maximum lag)를 2로 설정하였다. ARDL 모형들의 잔차를 분석한 결과 안정적인 동분산을 가지는 것으로 나타났지만 시계열상관의 가능성이 있어 Newey-West 표준오차를 이용하였다(Newey and West, 1987).

$$\ln Q_t = b_0 + \sum_{i=1}^{p_1} b_{1i} \ln Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} b_{2i} \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} b_{3i} \ln P_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} b_{4i} \ln D_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} b_{5i} \ln CDD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} b_{6i} \ln HDD_{t-i} + u_t \quad (2)$$

$$\ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln D_t + \alpha_4 \ln CDD + \alpha_5 \ln HDD + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\text{단, } \alpha_0 = b_0 / (1 - \sum_{i=1}^{p_1} b_{1i}), \quad \alpha_m = \sum_{i=0}^{q_m} b_{m+1,i} / (1 - \sum_{i=1}^{p_1} b_{1i})$$

<표 4>는 장기 가정용전력수요 함수의 추정결과가 요약되어 있다. 모형의 설명력을 나타내는 R-square가 0.996으로 모두 높게 나와서 모형의 데이터를 설명하는데는 적합한 모형이라고 할 수 있다.¹¹⁾ 각 변수에 대한 추정계수

10) 식(2)에서 식(3)으로 변환과정은 부록에 설명되어 있다.

11) ARDL 모형이 시차변수들을 포함시키기 때문에 시계열상관 때문에 발생하는 문제일 가능성도 존재한다. DW검정과 Breusch-Godfrey LM test로 시계열상관을 검정한 결과 자기상관관계가 존재하는 것으로 나타났고 이를 해결하기 위해 Newey-West 표준오차를 이용하였다(Newey and West, 1987).

(α_m)는 가정용전력의 장기 수요탄력성을 나타낸다. 냉방 및 난방도일을 모두 포함하고 있는 모형의 경우 난방도일 변수를 제외한 모든 변수는 가정용 전력수요에 유의한 영향을 미치고 있다. 냉방도일만 고려한 모형은 각 변수들이 모두 유의한 결과를 나타내고 있으며, 그 부호가 예상했던 것과 일치했다.

〈표 4〉 ARDL 가정용전력수요 함수 추정

구분	(1)	(2)	(3)
lnQ(t-1)	0.736* (0.070)	0.737*** (0.069)	0.697*** (0.078)
lnP	-0.268*** (0.055)	-0.263*** (0.0508)	-0.267*** (0.066)
lnY	0.146*** (0.053)	0.146*** (0.053)	0.174*** (0.059)
lnD	-0.128*** (0.029)	-0.126*** (0.030)	-0.117*** (0.031)
lnCDD	0.009** (0.036)	0.091** (0.037)	
lnHDD	0.022 (0.105)		-0.002 (0.105)
상수	1.680** (0.762)	1.833*** (0.375)	2.496 (0.870)
R-squared	0.9996	0.9996	0.9995
S.E. of regression	0.0294	0.0290	0.0317
Resid. sum of squares	0.0320	0.034	0.0381
DW-statistics	1.4407	1.4363	1.7746
SBC	83.3163	85.1822	81.3412

주: ()는 Newey-West 표준오차를 나타냄.

***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

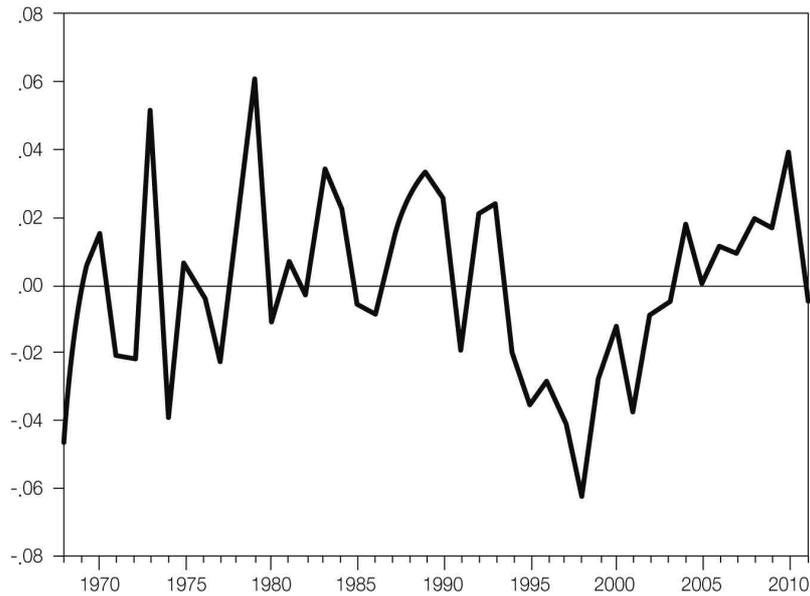
(1)열과 (2)열의 결과를 비교해 보면 난방도일의 고려 여부에 관계없이 소득, 가격, 고령화, 냉방도일에 대한 추정치가 거의 차이가 없는 것을 확인할

수 있다. 식(3)의 ARDL 추정결과를 이용해서 장기탄력성을 계산한 결과, 실질 소득의 1% 상승은 장기적으로 가정용전력의 수요를 약 0.55% 증가시키는 것으로 나타났다. 가정용전력의 실질가격의 1% 상승은 가정용전력 수요를 약 1.01%, 고령화지수의 1% 증가는 가정용전력 수요를 0.48% 감소시키는 것으로 나타났다. 냉방도일 변수에 대한 추정치는 약 0.35로, 냉방도일이 1% 증가하면 가정용전력 수요는 0.35% 증가하는 것을 의미한다. 반면 난방도일만을 고려한 모형의 경우, 소득, 가격, 고령화 변수에 대한 추정값은 다른 모형과 크게 다르지 않았으나 여전히 난방도일은 가정용 전력수요에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.¹²⁾

<표 4>의 장기 추정치가 장기균형관계를 나타내기 위해서는 장기 전력수요함수의 잔차항의 안정성을 검정해야 한다. [그림 2]는 가장 적합한 모형으로 판단되는 냉방도일만을 포함한 장기 전력수요함수의 잔차항의 움직임을 보여주고 있다. 대체로 0을 기준으로 변동하고 있고 특별한 추세를 보이지 않는다. 또한 잔차항에 대한 단위근검정을 실시한 결과 ADF통계량이 -5.1158로 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 따라서 잔차항은 단위근을 가지지 않으며, 모형이 안정적인 것을 확인할 수 있다.

12) (1)결과 (2)열의 DW -통계량이 $d_L \leq DW \leq d_U$ 구간 사이에 존재하므로, 자기상관(serial correlation) 문제를 검정하기 위해 '시계열상관이 없다'는 귀무가설에 대하여 Breusch-Godfrey LM test를 실행한 결과 역시 귀무가설을 기각하는 하는 것으로, 시계열상관이 있는 것으로 나타났다. 시계열상관 문제를 다루고자 Newey-West 표준오차를 이용하였다. 이때의 Newey-West 표준오차는 일치추정량이 된다.

[그림 2] 장기 가정용전력수요 함수의 잔차항 추이



장기 가정용전력 수요함수를 추정한 결과, 난방도일을 제외하고 각 변수들 간에 장기적인 관계가 있는 것으로 확인되었으며 일반적인 예상에 부합하는 추정결과를 얻었다. 변수들 간에 공적분 관계가 있을 경우 차분 변수를 이용하면 변수들 간의 장기적인 관계에 대한 정보는 소실되어 버린다. 이러한 경우 식(4)의 오차수정모형(ECM)을 이용해 장기적 균형관계에 대한 정보와 단기적 움직임을 동시에 고려할 수 있게 된다.¹³⁾

$$\Delta \ln Q_t = d_0 + d_1 \Delta \ln Q_{t-1} + d_2 \Delta \ln Y_t + d_3 \Delta \ln P_t + d_4 \Delta \ln D_t + d_5 \Delta \ln CDD_t + d_6 \Delta \ln HDD_t + \lambda EC_{t-1} + u_t \quad (4)$$

여기서 EC_{t-1} 은 장기 공적분식의 오차를 단기적으로 수정해 나가는 것을

13) 식(4)의 오차 수정 모형의 도출과정은 부록에 설명되어 있다.

반영하기 위한 오차수정항(error correction term)이다.

단기 가정용전력 수요 함수에 대한 추정 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 단기 모형의 계수가 모두 장기추정치와 동일한 방향의 부호를 가지고 있는 것을 확인할 수 있다. 또한 장기에서와 마찬가지로 냉방 및 난방도일을 모두 고려한 모형과 냉방도일만을 고려한 모형의 추정결과는 거의 유사하게 나타났다.¹⁴⁾

<표 5> 단기 가정용전력수요 함수 추정

구분	(1)	(2)	(3)
$\Delta \ln Q(t-1)$	0.567 *** (1.975)	0.576 *** (2.032)	0.503 *** (0.780)
$\Delta \ln P$	-0.320 *** (-5.553)	-0.319 *** (-5.596)	-0.337 *** (-5.260)
$\Delta \ln Y$	0.228 *** (3.362)	0.225 *** (3.468)	0.244 *** (3.187)
$\Delta \ln D$	-0.547 * (-1.900)	-0.528 * (-1.934)	-0.576 (-1.343)
$\Delta \ln CDD$	0.115 *** (5.075)	0.116 *** (5.278)	
$\Delta \ln HDD$	0.009 (0.159)		-0.041 (-0.462)
EC(t-1)	-0.505 *** (-3.511)	-0.515 *** (-3.664)	-0.628 *** (-4.004)
R-squared	0.8837	0.8842	0.8428
S.E. of regression	0.0264	0.0261	0.0304
Resid. sum of squares	0.0252	0.0258	0.0350
DW-statistics	2.0786	2.0793	2.1817

주: ()는 t-값을 나타냄.

***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

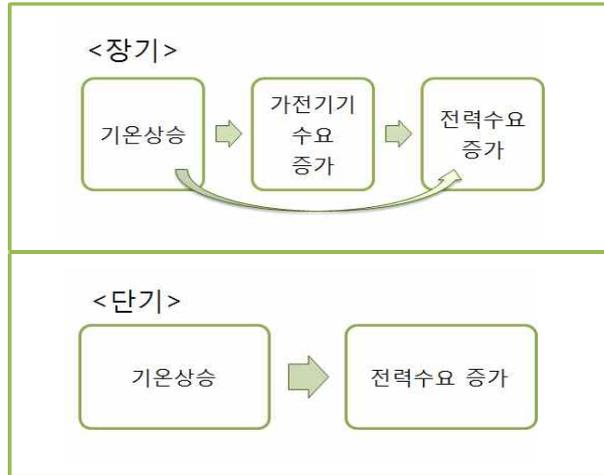
14) 추정계수의 안정성을 검정하기 위해 Pesaran and Pesaran(1997)이 제안한 CUSUM (cumulative sum of recursive residual)검정과 CUSUMQ (cumulative sum of squares) 검정을 실시하였다. 일반적으로 CUSUM통계량과 CUSUMQ통계량이 5% 임계선 밖으로 벗어난다면 이는 모형이 불안정적임을 의미하는데 <표 5>의 추정된 각 계수에 대해 CUSUM검정과 CUSUMQ검정을 실시한 결과 모든 계수가 5% 임계선 밖으로 벗어나지 않아 모형이 안정적임을 확인할 수 있었다.

<표 5>의 추정결과를 이용하여 단기 탄력성을 계산한 결과 단기에서 실질 소득이 1% 상승하면 가정용 전력수요가 0.22% 상승하는 것으로 나타났다. 장기 소득탄력성이 0.55였으므로, 단기 소득탄력성은 장기에 비해 비탄력적인 것을 확인할 수 있다. 이는 단기에는 전력을 사용하는 가전기와 같은 자본재가 고정되어 있고 가정용전력의 수요량은 자본재의 이용률(utilization rate)에만 의존하는 반면, 장기에는 소득이 상승하면 자본재 규모 자체도 증가하기 때문일 것이다. 한편, 실질가격이 1% 상승하면 가정용전력의 수요는 0.32% 감소하고, 고령화지수가 1% 상승하면 0.5% 감소하는 것으로 나타났다. 특히 가격탄력성의 경우, 장기의 1.07에 비해 단기는 0.32로 매우 비탄력적인 것으로 나타났다. 이는 가정에서 선택할 수 있는 에너지원이 단기에는 매우 제한적이지만, 장기적으로는 전력 외에 도시가스, 석유제품 등 다양한 에너지원이 선택가능하기 때문인 것으로 생각된다.

난방도일 변수에 대한 추정값은 단기 가정용 전력수요에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난 반면, 난방도일 변수에 대한 단기탄력성은 약 0.11로 난방도일 지수가 1% 증가하면 가정용 전력수요는 0.11% 증가하는 것으로 나타났다. 난방도일지수에 대한 탄력성 역시 단기탄력성에 비해 장기에 0.35로 더욱 탄력적이었다. 이러한 이유는 소득변수와 마찬가지로 단기에는 에어컨 등 냉방기기 수가 고정되어 있는 반면, 장기에는 지구온난화로 인한 기온상승에 반응하여 냉방기기의 수요도 함께 증가하기 때문일 것이다 ([그림 3]).

난방도일 또는 난방도일만을 고려한 모형의 경우, 장기함수와 마찬가지로 가격, 소득변수에 큰 차이가 없었다.

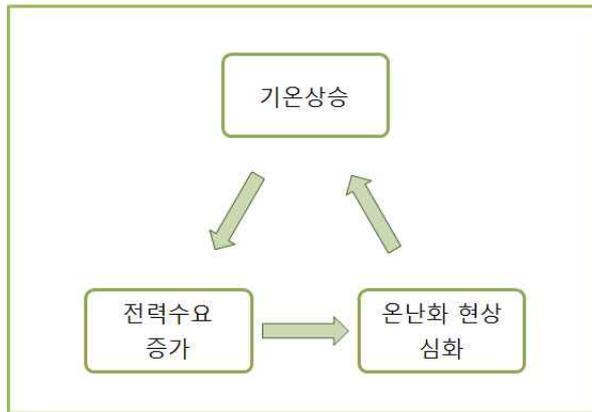
[그림 3]



장·단기 가정용 전력수요함수를 추정한 결과 예상한대로 기온이 상승하여 냉방도일이 증가하게 되면 가정용전력에 대한 수요가 상승하는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 난방도일은 가정용 전력수요의 유의하게 증가를 설명하지 못하는 것으로 나타났다. 이는 냉·난방도일이 모두 국내 가정용 전력수요에 유의한 영향을 미치고 있다는 임상수(2009)와 박광수(2012)의 최근 연구와 다른 결과를 나타내고 있다.

기상청에 따르면 앞으로 지구온난화에 의해 냉방도일은 증가하고 난방도일은 감소할 것으로 전망되고 있다. 따라서 냉방도일 증가로 인한 가정용 전력수요의 상승은 계속될 것으로 생각된다. 그러나 본 논문의 분석결과에 따르면 난방도일의 감소가 직접적으로 전력수요 감소에 영향을 미치지 않는 것이므로, 지구온난화로 인한 기온변화는 가정용 전력수요를 감소시키기 보다는 더욱 증가시킬 것으로 예상된다.

[그림 4]



지구온난화와 가정용 전력 수요에 대한 장기적인 관계로 인해 전통적 발전 시스템 하에서는 [그림 4]와 같은 악순환의 고리가 생길 수 있다. 기온상승으로 인해 전력수요가 상승하고 이를 충족하기 위해 더 많은 발전소를 건설하게 되고 가스 및 석탄과 같은 화석연료 소비가 늘어날 수 있다. 화석연료 소비 증가로 인해 탄소와 온실가스 배출이 증가하게 되어 기온은 더욱 상승하게 되며 전력수요를 다시 견인하는 상황으로 연결될 수 있다.

따라서 이러한 악순환을 막기 위한 방안이 필요한데 전력 공급을 화석연료 중심의 전통적인 발전방식에서 벗어나 신재생에너지로 전환하여 전력수요 증가가 온실가스 배출로 연결되는 고리를 끊어야 한다. 또한 에너지절약과 온실가스 저감 또는 포집을 위한 기술개발을 통해 지구온난화를 저지하기 위해 노력해야 할 것이다.

Ⅲ. 결 론

전력 산업은 국가의 기간산업이며, 전력의 생산은 오랜 기간과 높은 비용이 요구되므로 그 수요를 정확히 예측하는 것이 중요하다. 이에 본 논문은 지구온난화로 인한 기온상승을 고려하여 가정용전력 수요를 분석하였다. ARDL모형에 기초하여 공적분검정 및 장기 가정용전력 수요함수를 추정하고, 단기분석을 위해 오차수정모형을 이용하였다. 또한 수요함수의 추정치가 단순히 안정적이라고 가정하는 것이 아니라, 실제 안정성검정을 수행하여 추정된 계수가 시간에 대해 안정성을 갖는다는 사실을 확인하였다.

장·단기 가정용전력 수요는 실질소득, 전력가격, 고령화, 냉방도일에 모두 유의하게 영향을 받는 것으로 분석되었다. 본 연구의 초점 변수인 냉방도일지수의 탄력성은 장기에 0.35, 단기에 0.11로 추정되어 예측한대로 장기와 단기에 모두 가정용전력수요에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 냉방도일지수는 가정용 전력수요에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 냉방도일의 장기탄력성이 단기탄력성보다 더 큰 값으로 추정된 이유는 단기에는 에어컨 등 냉방기기의 수가 고정되어 있는 반면, 장기에는 기온상승에 반응하여 냉방기기의 수요도 함께 증가하기 때문일 것이다. 또한 기온상승으로 인한 전력수요의 증가가 지구온난화를 더 빠르게 진행시켜 기온이 더욱 상승하게 되고, 이는 다시 전력수요의 증가를 야기하기 때문이라고 생각해볼 수도 있다. 그러나 냉방도일지수는 가정용 전력수요에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

본 논문은 지구온난화로 인한 기온상승이 가정용전력 수요에 미치는 영향을 분석한 것으로써 안정적 전력수급을 위해 활용될 수 있을 것이다. 기온상승은 그 자체로 전력수요를 증가시키기도 하지만 기온상승에 따른 냉방기기

의 수요 증가로 인해 발생하는 전력수요도 존재할 것으로 생각된다. 그러나 본 연구에서는 가전기기 보급에 관한 자료수집의 한계로 인해 냉방기기 보유량을 고려하지 못했다.¹⁵⁾ 이에 대한 보완을 위하여 향후 냉방기기를 대신할 수 있는 새로운 변수를 고려하여 분석하거나 보다 발전된 계량모형을 이용할 수 있을 것으로 생각된다.

접수일(2013년 3월 4일), 수정일(2013년 6월 11일), 게재확정일(2013년 7월 2일)

15) 가전기기 보급에 관한 자료는 1980년 이후부터 집계되어 있어, 본 연구에서 분석자료로 사용하면 많은 양의 관찰치 손실이 발생하게 된다.

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 기상청. 2011. 「한국기후변화백서」.
- 관계부처합동. 2011. 「이상기후 보고서」.
- 나인장·류지철. 2000. 「에너지 수요 분석 및 전망」. 에너지경제연구원.
- 박광수. 2012. 「에너지소비에 대한 기온변화의 영향 분석」. 에너지경제연구원.
- 임상수. 2009. 「주요 도시별 전기 소비 특성에 관한 연구」. 서울도시연구.
- 장우석. 1986. 「한국 주택용 전력수요 탄성치에 관한 연구」. 한국과학기술원 석사학위 논문.
- 조담. 2006. 「금융계량분석」. 청람.
- 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.
- Egelioglu, F., A. A. Mohamad and H. Guven. 2001. “Economic Variables and Electricity Consumption in Northern Cyprus.” *Energy* : pp355-362.
- Engle, R. F., and C. W. Granger. 1987. “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 55 : pp251-276.
- Filippini, M. 1999. “Swiss Residential Demand for Electricity.” *Applied Economics Letters* 6 : pp533-538.
- Fullerton, T. M., D. A. Juarez and A. G. Walke. 2012. “Residential Electricity Consumption in Seattle.” *Energy Economics* 34 : pp1693-1699.
- Glickman, T. 2000. Glossary of Meteorology. 2d ed : Amer. Meteor. Soc.
- Halicioglu, F. 2007. “Residential Electricity Demand Dynamics in Turkey.” *Energy Economics* 29 : pp199-210.

- Houthkker, H. S. 1951. "Some Calculations on Electricity Consumption in Great Britain." *Journal of the Royal Statistical Society* 114 : pp359-371.
- IPCC. 2007. Fourth Assessment Report: Climate Change(AR4).
- MRCC. cited 2007. Weather Terminology. Midwestern Regional Climate Center. [http://mrcc.sws.uiuc.edu/resources_links/wxfaq5.htm]
- Narayan, P. K. 2005. "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence for Cointegration Test." *Applied Economics* 37 : pp1979-1990.
- 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 : pp467-474.
- Nasr, G., E. A. Badr and G. Dibeh. 2000. "Econometric Modelling of Electricity consumption in Post-war Lebanon." *Energy economics* 22 : pp627-640.
- Newey, W. K., and K. D. West. 1987. "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55 : pp703-708.
- Pesaran, M. H. and B. Pesaran. 1997. Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis. Oxford : Oxford University Press.
- Pesaran M. H. and Y. Shin. 1999. An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, Oxford : Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith. 2001. "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships." *Journal of Applied Econometrics* 16 : pp289-326.
- Rajan, M. and V. K. Jain. 1999. "Modelling of Electrical Energy Consumption in Delhi." *Energy* 24 : pp351-361.
- Shin, J. S. 1985. "Perception of Price When Price Information is Costly: Evidence from Residential Electricity Demand." *The Review of Economics and Statistics* 67 : pp591-598.
- York, R. 2007. "Demographic Trends and Energy Consumption in European Union Nations, 1960-2025." *Social Science Research* 36 : pp.855-872.

부 록

식(2)에서 식(3)으로의 도출과정은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln Q_t = & b_0 + \sum_{i=1}^{p_1} b_{1i} \ln Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} b_{2i} \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} b_{3i} \ln P_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_3} b_{4i} \ln D_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} b_{5i} \ln CDD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} b_{6i} \ln HDD_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

식(2)의 ARDL 모형에서 모든 시기(t)에 변수들이 일정하게 증가하는 정상 상태의 장기균형이 존재하여 다음과 같은 조건을 만족한다면 식(2)의 ARDL 모형을 식(3)과 같은 장기균형함수로 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned} Q_t \equiv Q_{t-1} \equiv \dots \equiv Q^*, \quad Y_t \equiv Y_{t-1} \equiv \dots \equiv Y^*, \quad P_t \equiv P_{t-1} \equiv \dots \equiv P^*, \\ D_t \equiv D_{t-1} \equiv \dots \equiv D^*, \quad CDD_t \equiv CDD_{t-1} \equiv \dots \equiv CDD^*, \\ CDD_t \equiv CDD_{t-1} \equiv \dots \equiv CDD^*, \quad HDD_t \equiv HDD_{t-1} \equiv \dots \equiv HDD^*, \\ \text{그리고 } u_t = 0. \end{aligned}$$

좌변을 $\ln Q^*$ 로 정리한 후 양변에 $\ln Q^*$ 의 계수 $(1 - \sum_{i=0}^{p_1} b_{1i})$ 를 나누어 주면 다음과 같은 식으로 표현이 가능하다.

$$\ln Q^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y^* + \alpha_2 \ln P^* + \alpha_3 \ln D^* + \alpha_4 \ln CDD^* + \alpha_5 \ln HDD^* \quad (3)$$

여기서 장기균형계수는 $\alpha_0 = b_0 / (1 - \sum_{i=0}^{p_1} b_{1i})$, $\alpha_m = \sum_{i=0}^{q_m} b_{m+1} / (1 - \sum_{i=0}^{p_1} b_{1i})$,

m=1, 2, ..., 5를 나타내고, 따라서 식(3)은 장기균형함수라고 볼 수 있다.

식(4)의 오차수정 모형에 대한 도출과정은 다음과 같다.

Pesaran and Shin (1999), Pesaran et al.(2001)은 식(2)의 ARDL 모형은 식(3)의 장기균형식과 식(4)의 오차수정모형으로 유도할 수 있음을 입증하였다. ARDL 방식의 오차수정모형을 추정하기 위하여 먼저 식(2)를 추정하여 획득한 잔차를 t-1기의 오차수정항으로 식(4)의 오차수정모형에 포함시켜 추정하는 것이다.

식(2)의 ARDL 모형으로 부터 식(4)의 오차수정모형으로 도출하기 위하여 우선 식(2)에서 $\ln Q_t$ 와 $\ln X_{t-i}$ (자기시차항을 제외한 다른 변수들)에 $\ln Q_{t-1} + \Delta \ln Q_t$ 와 $\ln X_{t-i-1} + \Delta \ln X_{t-i}$ 로 바꾸면 다음과 같은 식이 된다.

$$\begin{aligned} \ln Q_{t-1} + \Delta \ln Q_t &= b_0 + \sum_{i=1}^{p_1} b_{1i} \ln Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} b_{2i} (\ln Y_{t-i-1} + \Delta \ln Y_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=0}^{q_2} b_{3i} (\ln P_{t-i-1} + \Delta \ln P_{t-i}) + \sum_{i=0}^{q_3} b_{4i} (\ln D_{t-i-1} + \Delta \ln D_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=0}^{q_4} b_{5i} (\ln CDD_{t-i-1} + \Delta \ln CDD_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=0}^{q_5} b_{6i} (\ln HDD_{t-i-1} + \ln HDD_{t-i}) + u_t \end{aligned}$$

그리고 위의 식을 $\ln Q_{t-1}$ 를 우변으로 옮기고 정리하면 다음과 같다.

지구온난화가 가정부문 에너지 소비량에 미치는 영향 분석: 전력수요를 중심으로

$$\begin{aligned}
\Delta \ln Q_t &= b_0 + \sum_{i=0}^{q_1} b_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} b_{3i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} b_{4i} \Delta \ln D_{t-i} \\
&+ \sum_{i=0}^{q_4} b_{5i} \Delta \ln CDD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} b_{6i} \ln HDD_{t-i} \\
&- (1 - \sum_{i=1}^{p_1} b_{1i}) [\ln Q_{t-1} - \frac{1}{1 - \sum_{i=0}^{p_1} b_{2i}} (\sum_{i=0}^{q_1} b_{2i} \ln Y_{t-i-1} \\
&+ \sum_{i=0}^{q_2} b_{3i} \ln P_{t-i-1} + \sum_{i=0}^{q_3} b_{4i} \ln D_{t-i-1} \\
&+ \sum_{i=0}^{q_4} b_{5i} \ln CDD_{t-i-1} + \sum_{i=0}^{q_5} b_{6i} \ln HDD_{t-i-1})]
\end{aligned}$$

앞서 설명한 시간의 변화에 변수가 일정한 정상상태의 장기균형식을 위의 식에 대입하면 식(4)와 같은 오차수정모형으로 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned}
\Delta \ln Q_t &= b_0 + \sum_{i=0}^{q_1} b_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} b_{3i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} b_{4i} \Delta \ln D_{t-i} \\
&+ \sum_{i=0}^{q_4} b_{5i} \Delta \ln CDD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} b_{6i} \ln HDD_{t-i} - (1 - \sum_{i=1}^{p_1} b_{1i}) EC_{t-1}
\end{aligned}$$

여기서 EC_{t-1} 은 오차수정항(장기균형식), 오차수정항의 추정계수를 λ , 상수와 단기변화를 나타내는 변수들의 추정계수는 각각 d_0, d_1, \dots, d_6 로 표현하면 식(4)와 같은 오차수정모형이 된다.

ABSTRACT

An Analysis of the Impact of Global Warming
on Residential Energy Consumption:
Focused on the Case of Electricity Consumption

HyunJin Lim^{*}, Sukwan Jung^{**} and DooHwan Won^{***}

The annual average temperature has increased because of climate change due to global warming. This constant rise in temperature is expected to continue. Climatic change can affect social and economic features including energy consumption. This paper analyzes how global warming makes an effect on residential electricity demand. The long and short-run demands for residential electricity were estimated with the ARDL model and Error correction model.

The results show that CDD(Cooling Degree Days) variables significantly have an effect on residential electricity demand. But electricity demand is not influenced by HDD(Heating Degree Days). If 1% of CDD increase, the residential electricity consumption will rise 0.35% in the long-run and 0.11% in the short-run. The effect of CDD on the residential electricity demand in the long-run is larger than in the short-run.

Key Words : Global warming, Residential electricity demand, ARDL

JEL Codes : Q47

* Research Assistant. Bank of Korea, Economic Research Institute(main author).
hjlilim@hanmail.net

** Associate Researcher. Research Institute for Social Criticality, Pusan National University. skjung1@pusan.ac.kr

*** Associate Professor. Department of Economics, Pusan National University (corresponding author). doowhan@pusan.ac.kr