



고령화가 국내 전력 소비 변동성에 미치는 영향

신 동 현 에너지경제연구원 부연구위원 (dhshin@keei.re.kr)

1. 서론

2000년대 중반부터 진행되고 있는 국내 거시시계열의 변동성 변화에 관한 연구와는 다르게 국내 에너지 소비 변동성의 구조변화에 관한 연구는 최근에 들어서야 일부 진행되고 있다. 몇몇 연구에 따르면 다른 에너지원과 다르게 전력 소비의 변동성은 증가한 것으로 나타났다(신동현 외, 2014; 신동현 외, 2015; 신동현, 2016).

신동현 외(2014), 신동현(2016) 등은 전력 소비의 변동성이 증가한 것은 기온과 같은 기상변수의 변동성 증가가 전력 소비의 변동성으로 전이되었기 때문이라는 실증 결과들을 제시하고 있다.

기온의 변동성 변화는 외생적 충격의 크기 변화로 그 효과는 일시적일 가능성이 높다. 즉, 기온의 변동성이 다시 예전 수준으로 감소하면 전력 소비의 변동성도 축소되어야 한다. 그러나 2015년에 기온의 변동성이 전년대비 2.7% 감소하였으나, 전력 소비의 변동성은 8.3% 증가하였고, 2016년에는 기온의 변동성이 97.6% 급증하였으나, 전력 소비의 변동성은 50.2% 증가에 그치고 있다(신동현, 2016). 이는, 전력 소비의 변동성 변화가 기온의 변동성만으로는 설명할 수

없다는 것을 의미한다.

본 연구는 국내 전력 소비 변동성 변화가 고령화에 따른 소득·가격 탄력성의 구조변화(structural break)로 인하여 발생할 수 있는지를 실증 분석하였다. 과거와 비슷한 크기의 소득 또는 가격 변화가 있더라도 고령화 정도에 따라 소득·가격 탄력성이 증가하거나 감소하면, 전력 소비의 변동성이 바뀔 가능성이 있기 때문이다. 더욱이, 한국은 2015년 기준으로 고령화 정도를 나타내는 65세 이상 인구 비중이 12.9%로 고령화 사회 진입을 눈앞에 두고 있으며 고령화 진행 속도도 매우 빠른 편이다.

이런 상황에서 전력 소비의 변동성이 전력 소비의 예측, 전력 소비 절약 및 부하관리 관련 정책뿐만 아니라, 계통한계가격의 변동성 안정화에도 영향을 줄 수 있다(신동현·김재혁, 2015). 그러므로 고령화에 따른 국내 전력 소비 변동성 변화에 관한 분석과 시사점을 도출하는 것은 매우 중요하다고 볼 수 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 분석모형과 방법을 살펴보고, 3절에서는 분석자료인 지역별 전력 소비 관련 패널 자료를 설명한다. 4절에서는 모형의 추정결과를 제시하고, 마지막으로 결론 및 시사점을 정리한다.



2. 분석모형 및 방법

분석모형은 크게 두 가지를 고려한다. 첫째, 고령화를 비롯한 인구 구조 변화가 전력 소비에 미치는 효과를 분석하기 위해서 인구 구조를 독립변수(independent variable)로 포함하는 전력 소비에 대한 패널회귀모형(panel regression model)을 설정하고 추정한다. 두 번째 모형으로, 고령화와 전력 소비의 변동성 변화 간 관계를 분석하기 위해서 고령화를 임계변수로 하면서 전력 소비의 소득·가격 탄력성 변화를 허용하는 threshold 패널회귀모형을 분석한다. 두 번째 모형에서, 전력 소비의 변동성을 직접 종속변수

(dependent variable)로 두지 않고, 전력 소비를 종속변수로 하면서 회귀모형의 모수 변화를 허용토록 하는 것은 전력 소비 변동성 변화의 원인을 보다 명확하게 분석하기 위함이다.

이를 보다 자세하게 살펴보기 위해, 전력 소비(E)는 소득(Y)과 가격(P)에 영향을 받으며, 고령화 A 의 정도에 따라 소득과 가격이 전력 소비에 미치는 효과 크기, 즉 소득·가격 탄력성의 정도가 달라질 수 있다고 가정하면 다음 식(1)과 같이 표현할 수 있다.¹⁾

식(1)의 양변을 비조건부 분산(unconditional variance)으로 만약 소득과 전력 가격 간 공분산이 0인 경우, 전력 소비의 변동성 $Var(\ln E)$ 로 표현하면

$$\ln E = \begin{cases} \alpha_1 \ln Y + \beta_1 \ln P, & A \leq \gamma, \\ \alpha_2 \ln Y + \beta_2 \ln P, & A > \gamma. \end{cases} \quad (1)$$

$$Var(\ln E) = \begin{cases} \alpha_1^2 Var(\ln Y) + \beta_1^2 Var(\ln P), & A \leq \gamma, \\ \alpha_2^2 Var(\ln Y) + \beta_2^2 Var(\ln P), & A > \gamma. \end{cases} \quad (2)$$

다음 식(2)와 같이 나타낼 수 있다.

식(2)에 의하면 고령화가 γ 이상으로 진행되어 전력 소비에 대한 소득·가격 탄력성이 증가하거나 감소하면 ($\alpha_1, \beta_1 \rightarrow \alpha_2, \beta_2$) 전력 소비 변동성도 증가하거나 감소할 수 있다. 물론, 경기변동이나 전력가격 변화와 같은 소득·가격 충격이 발생하거나, 식(1)과 식(2)에는 포함하지 않았으나 기온 변동성 증가와 같은 사건이 발생하면 전력 소비 변동성도 바뀔 수 있다. 후자의 경우는 외

생적이고, 일시적인 사건이라면 전자는 전력 소비의 변동성에 지속성이 있는 구조변화가 발생하는 경우이다.

더욱이, 소득·가격 탄력성 변화는 외생적 충격 크기 변화를 확대하거나 완화할 수 있기 때문에 전력 소비 변동성 변화에 있어 근본적인 원인이 된다. 그러므로 본 연구에서도 외부 충격의 크기 변화에 의한 전력 소비 변동성 변화를 분석하기 보다 이러한 외부 충격이 전달되는 정도가 고령화 정도에 따라 어떻게 달라질 수 있는지

1) 논의의 편의를 위해 전력 소비, 소득, 가격에 로그 변환하여 α, β 를 소득·가격 탄력성으로 해석한다.



를 threshold 패널회귀모형을 통해 분석하게 될 것이다.

가. 인구 구조 고려한 전력 소비에 대한 패널회귀 모형

본 연구에서는 소득과 전력 가격 외 인구 구조를 고려하기 위해 전력 소비에 관한 패널회귀모형을 다음 식(3)과 같이 설정하였다.

여기서, E 는 1인당 전력 소비, Y 는 1인당 소득(총 생산), P 는 실질 전력판매가격, A 는 65세 이상 인구

비중, W 는 여성 비중, C 는 5세 미만 유아 비중이다. 전력 소비, 소득 및 가격에 로그를 취하여 추정된 회귀 계수 β_1 과 β_2 를 탄력성으로 해석할 수 있다. 인구 구조와 관련된 변수는 상대비, 즉 오즈(odds)로 계산하여 설명변수로 식(3)에 포함하였다. 이처럼 모형에서 사용한 변수들을 1인당 변수 또는 오즈로 나타내어, 인구수 변화에 따른 전력 소비 변동을 고려하면서 통계적으로 추세를 제거하여 사전에 정상성을 확보하고자 하였다. μ_i 는 시간 불변인 개별효과(individual effect), $\epsilon_{i,t}$ 는 회귀식의 오차항이다.

$$\ln E_{i,t} = \mu_i + \beta_1 \ln Y_{i,t} + \beta_2 \ln P_{i,t} + \beta_3 A_{i,t} + \beta_4 W_{i,t} + \beta_5 C_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

식(3)과 같은 정태 패널모형은 크게 고정효과(FE: Fixed Effects) 또는 확률효과(RE: Random Effects) 모형으로 나누어 분석을 진행하는 것이 일반적이다. 패널회귀모형의 설명변수와 오차항 간 상관관계가 존재하면 FE, 존재하지 않으면 RE로 정의할 수 있다. FE는 1차 차분 또는 시간에 대한 평균한 값을 차분하여 개별효과를 제거한 후 OLS(Ordinary Least Squares) 방법으로 회귀계수를 추정한다. 반면, RE는 오차항 간 이분산성을 고려하여 GLS(Generalized Least Squares) 방법으로 추정한다. FE와 RE의 선택은 Hausman 검정을 활용하여 선택할 수 있다 (Hausman, 1978).

본 연구에서는 FE와 RE의 추정방법 외에 모형평균 방법으로 Mallows 모형평균방법(MMA)과 Jackknife 모형평균방법(JMA)도 추가로 활용하였다(Hansen,

2007; 2008, Hansen and Racine, 2012). 단일모형 하나를 최종적으로 선택하는 것보다 설명변수를 달리하면서 다수의 모형을 중요도에 따라 결합 또는 평균하는 것이 예측력 측면에서 우월하다는 이론적 근거 또는 시뮬레이션 결과들이 존재하기 때문이다(Stock and Watson, 2006; Hansen, 2007, 2008; Hansen and Racine, 2012).

본 연구에서 사용된 모형평균방법들에서 고려한 모형들은 크게 두 가지로 구분할 수 있는데, 설명변수를 하나씩 차례대로 늘려가면서 식(3)에 포함되는 하위모형들을 결합하는 방법과 식(3)에 포함된 설명변수들의 조합 가능한 모든 모형을 결합하는 방법이다. 즉, 후자는 설명변수 0~7개의 각 조합의 합인 128개의 모형을 고려하였고, 전자는 8개의 모형을 추정하고 가중치를 구하고 결합하였다.²⁾

2) 실제로 식(3)에 시간 추세를 설명변수로 포함하였으나, 통계적 유의성이 확보되지 않았다.



나. 고령화를 임계변수로 하는 threshold 패널회귀 모형

고령화 정도에 따라 소득·가격 탄력성 변화로 전

력 소비 변동성이 바뀌는지 분석하기 위해서, 다음 식(4)와 같이 고령화를 나타내는 65세 이상 인구 비중 $A_{i,t}$ 를 임계변수로 하는 threshold 패널회귀모형을 분석한다.

$$\begin{aligned} \ln E_{i,t} = & \mu_i + (\beta_1 \ln Y_{i,t} + \beta_2 \ln P_{i,t} + \beta_4 W_{i,t} + \beta_5 C_{i,t}) \cdot I[A_{i,t} \leq \gamma] \\ & + (\beta_1' \ln Y_{i,t} + \beta_2' \ln P_{i,t} + \beta_4' W_{i,t} + \beta_5' C_{i,t}) \cdot I[A_{i,t} > \gamma] + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

여기서 γ 는 임계변수의 임계치로서 패널 회귀모형의 모수가 바뀌는 기준이 된다. γ 를 외생변수로 간주하고, 사전에 특정한 값으로 결정할 수 있으나 사전적인 주관을 배제하여 분석결과의 객관성과 정확성을 확보하기 위해 본 연구에서는 확률변수(random variable)로 가정하고 내생적으로 추정하였다. 구체적으로 임계변수 $A_{i,t}$ 의 모든 값을 잠재적 임계치로 가정하여 고려 가능한 모든 모형을 추정한다. 이 중에서 잔차(residual)의 제곱합(sum of squares)이 가장 작은 모형의 임계치와 회귀계수 추정치를 최종적으로 결정한다(Hansen 1999; 2000).

임계치를 포함하는 threshold 패널 회귀모형의 추정과 함께, 임계치의 존재 또는 임계효과(threshold effect)의 유무도 통계적으로 결정해야 한다. 즉, $H_0: \gamma = 0$ 에 대한 가설검정을 수행해야 한다. 임계효과에 대한 내생성을 허용하면 일반적으로 귀무가설하의 식별의 문제(identification problem)가 발생하여, 검정 통계량이 표준분포(standard distribution)를 따르지 않는 문제가 발생한다(Davies, 1977).

Hansen(1996, 1999)은 이러한 문제를 해결하기 위해 부트스트랩(bootstrap) 방법을 이용한 LM(Lagrange Multiplier) 검정 또는 LR(Likelihood Ratio) 검정을 제안하였는데, 본 연구에서는 LM 검정 방법을 적용하

여 전력 소비에 대해서 고령화가 임계효과를 가지는지 분석하였다.

또한, 식(4)를 확장하여 임계치가 3개 이상의 다수인 경우도 고려하였는데, 최대 3개의 임계치가 존재할 수 있음을 가정하였다. 다수의 임계효과가 존재하는 것에 대한 검정은 동시 검정이 아닌 순차적 검정을 통해 귀무가설 $H_0: \gamma_j = 0$ 이 기각되지 않을 때 j 번 수행하고 $j-1$ 을 최종적으로 임계치의 수로 결정하였다.

3. 분석자료

시계열 자료를 이용하여 전력 소비에 대한 고령화의 효과를 분석할 때, 소득과 고령화 간 높은 시계열 상관관계(serial correlation)를 고려해야 한다. 일반적으로 한 국가의 경제가 성장하여 소득 수준이 높아지면, 동시에 고령화 사회로 진입하기 때문에 소득과 고령화 사이에는 1에 가까운 상관관계가 존재한다. 따라서 소득과 고령화 관련 변수의 시계열 자료를 전력 소비에 대한 회귀모형에 설명변수로 함께 고려하면 심각한 다중공선성(multicollinearity) 문제가 발생하고 이로 인해 분석 또는 추정결과의 신뢰성과 정확성이 보장되지 않는다.

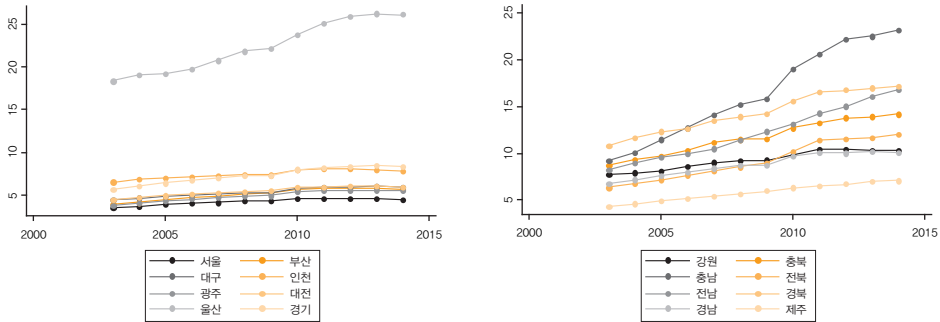


〈표 1〉 분석자료 요약

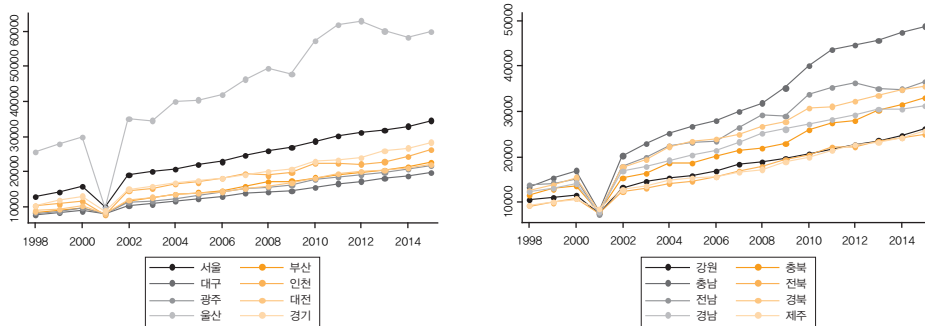
자료		출처	지역 (i)	시간 (t)
전력	전력 소비 ($E_{i,t}$)	전력통계시스템(EPIS)	서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주	2003~2014
	전력 가격 ($P_{i,t}$)			
소득	총생산 ($Y_{i,t}$)	국가통계포털(KOSIS)		
인구 구조	65세 인구 비중 ($A_{i,t}$)			
	여성 비중 ($W_{i,t}$)			
	5세 미만 유아 비중 ($C_{i,t}$)			

[그림 1] 지역별 1인당 전력 소비와 1인당 GRDP

A. 지역별 1인당 전력 소비(MWh/명)



B. 지역별 1인당 GRDP(1,000원)

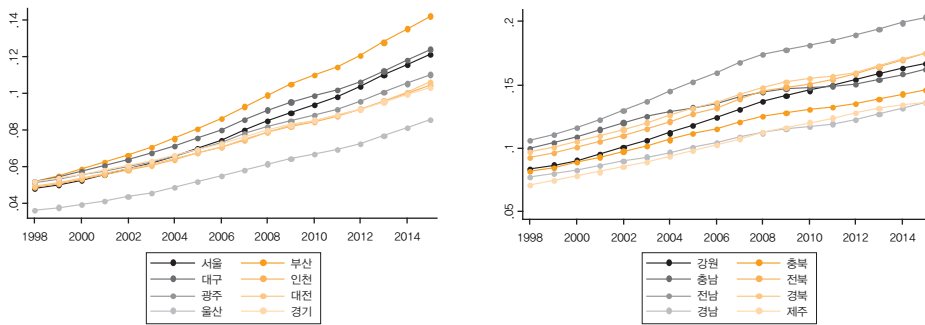




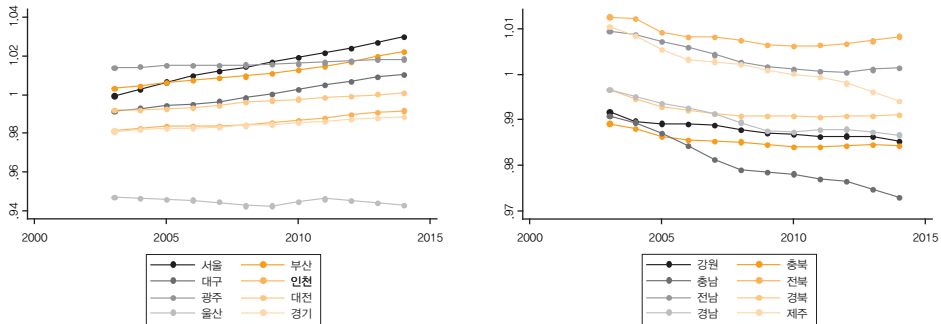
반면, 미시 자료를 이용하면 소득과 고령화 간 시계열 상관관계가 약하므로 다중공선성 문제로부터 다소 자유로울 수 있으나, 시간에 대한 전력 소비의 변동성 변화를 일으키는 소득 또는 가격 탄력성의 변화를 포

[그림 2] 지역별 65세 이상 인구, 여성 및 5세 미만 유아 비중

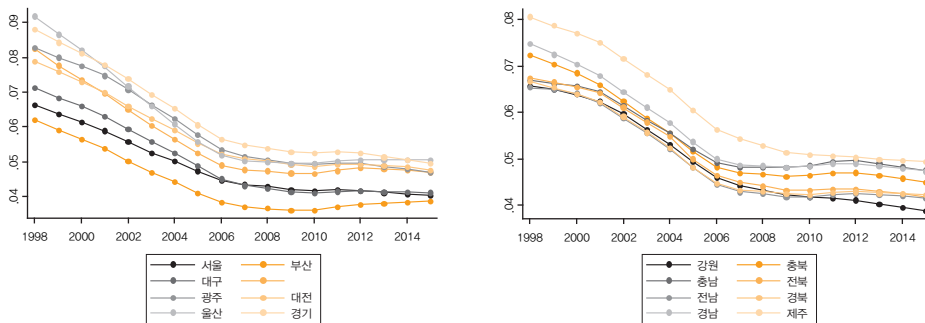
A. 65세 이상 인구 비중



B. 여성 비중 (남성 대비)



C. 5세 미만 유아 비중





착하기 어렵다. 그러므로 시계열 자료 이용 시 발생하
는 다중공선성 문제를 해결하고, 시간에 대한 전력 소
비 변동성 변화를 분석하기 위해서 본 연구는 지역별
패널자료를 활용하였다.
구체적으로 16개 지역의 2003~2014년까지 전력
소비, 전력가격, 총생산(GRDP), 65세 인구비중, 여성

〈표 2〉 2014년 전력 소비, GRDP 및 인구 구조

지역	전력 소비 (MWh/명)	GRDP (1,000원)	65세 인구 비중	여성 비중	5세 미만 유아 비중
서울	4.51 (1.00)	32,948 (1.00)	11.6% (1.00)	50.7% (1.00)	4.1% (1.00)
부산	5.73 (1.27)	21,340 (0.65)	13.5% (1.17)	50.5% (1.00)	3.8% (0.94)
대구	6.00 (1.33)	18,798 (0.57)	11.8% (1.02)	50.3% (0.99)	4.1% (1.01)
인천	7.88 (1.75)	24,282 (0.74)	10.0% (0.86)	49.8% (0.98)	4.8% (1.17)
광주	5.59 (1.24)	20,800 (0.63)	10.5% (0.91)	50.5% (0.99)	4.8% (1.18)
대전	5.98 (1.33)	21,124 (0.64)	10.1% (0.87)	50.0% (0.99)	4.9% (1.19)
울산	26.08 (5.78)	58,217 (1.77)	8.1% (0.70)	48.5% (0.96)	5.1% (1.24)
경기	8.38 (1.86)	26,833 (0.81)	9.9% (0.86)	49.7% (0.98)	5.1% (1.24)
강원	10.31 (2.28)	24,613 (0.75)	16.3% (1.41)	49.6% (0.98)	3.9% (0.97)
충북	14.17 (3.14)	31,417 (0.95)	14.3% (1.23)	49.6% (0.98)	4.6% (1.12)
충남	23.17 (5.13)	47,435 (1.44)	15.8% (1.37)	49.3% (0.97)	4.8% (1.18)
전북	11.99 (2.66)	24,184 (0.73)	17.0% (1.46)	50.2% (0.99)	4.2% (1.04)
전남	16.76 (3.71)	34,855 (1.06)	19.9% (1.72)	50.0% (0.99)	4.2% (1.03)
경북	17.15 (3.80)	34,706 (1.05)	17.0% (1.47)	49.8% (0.98)	4.2% (1.04)
경남	10.07 (2.23)	30,546 (0.93)	13.2% (1.14)	49.7% (0.98)	4.8% (1.17)
제주	7.08 (1.57)	24,149 (0.73)	13.4% (1.16)	49.9% (0.98)	5.0% (1.22)
평균	11.30	29,765	13.3%	49.9%	4.5%
표준편차	6.52	10,519	0.033	0.005	0.004

주: 전력 소비, GRDP는 1인당 자료, 여성 비중은 남성 대비 여성의 인구수를 의미한다. ()의 값은 서울 기준 상대적 비(ratio)이다.



비중 및 5세 미만 유아 비중에 관한 패널 자료를 구축하고 분석을 진행하였다. 16개 지역(j), 자료 출처 등에 관한 더욱 자세한 내용은 <표 1>을 참조할 수 있다.

[그림 1]과 [그림 2]는 지역별 전력 소비, GRDP 및 인구구조 관련 변수들의 시간에 따른 추이를 나타낸 것이다. 일반적으로 시계열 측면에서 전력 소비를 비롯한 에너지 소비는 GDP와 같은 소득과 매우 유사한 움직임을 보인다. 그러나 시계열 자료에 개별성(heterogeneity)을 고려한 패널 자료의 경우, 1인당 전력 소비와 1인당 소득 간 관계가 약한 것을 [그림 1]에서 확인할 수 있다.

인구 구조와 관련하여, 지역별로 시간이 지남에 따라 5세 미만 유아 비중은 지속적하여 감소하고, 65세 이상 인구 비중은 증가하고 있음을 [그림 2]에서 확인할 수 있다. 이는 저출산과 고령화의 결과로 해석할 수 있다. 여성 비중은 서울과 부산이 상대적으로 높은 편이며, 울산이 가장 낮은 것으로 나타났다. 2014년 최근 시점의 현황은 다음 <표 2>를 참조할 수 있다.

본 연구는 전체 전력 소비를 분석대상으로 하고 있다. 직관적으로 고령화와 같은 인구 구조변화는 가정용 전력 소비에 영향을 준다고 생각할 수 있어, 전력 소비를 주거용과 비주거용으로 분석하는 것이 필요할 것이다. 그럼에도 불구하고 고령화 등의 인구 구조변화는 산업 구조 변화에도 영향을 줄 수 있고, 도시와 비도시와 같은 지역특징에도 영향을 준다. 그러므로 인구 구조변화가 가정용 이외 용도의 전력소비와 관련이 없다고 결론 내릴 수 없다. 이런 점에서, 인구 구조변화와 전체 전력 소비 간 관계 분석은 의미가 있다고 볼 수 있다.

4. 실증 분석결과

패널 자료는 시계열 자료의 속성인 계열 상관관계를 가질 수 있으므로 추정에 앞서 정상성(stationarity) 여부를 판단해야 한다. 이를 위해, 패널 단위근 검정(unit root test)을 수행하였다. 패널 단위근 검정은 크

<표 3> 패널자료 단위근 검정결과

구분	LLC	HT	IPS	Fisher-df	Fisher-pp
전력 소비(E)	-6.26***	0.08***	-1.99**	3.92***	9.07***
전력 가격(Y)	-14.26***	-0.08***	-8.32***	0.87	24.42***
총생산(P)	-6.84***	0.29**	-1.31*	6.25***	6.63***
65세 인구비중(A)	-3.01***	0.57	2.60	4.08***	0.07
여성 비중(W)	-7.06***	0.12***	-2.17**	1.13	6.03***
5세 미만 유아 비중(C)	-5.24***	0.41	0.38	6.97***	-2.44
시차	AIC	3	AIC	3	3
추세 포함 여부	○	○	○	○	○
평균 차분(demeaned)	○	○	○	×	×

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미한다. 모든 패널 단위근 검정의 귀무가설은 '패널 자료는 단위근을 가진다'이다.



계 각 패널 자료가 공통의 자기상관계수를 공유하는 지에 따라 구분할 수 있다. 본 연구에서는 공통의 자기상관계수를 전제로 하는 LLC(Levin et al., 2002)와 HT(Harris and Tzavalis, 1999) 방법과 패널 자료 간 서로 다른 자기상관계수를 허용하는 IPS(Im et al., 2003)와 Choi(2001)의 피셔형(Fisher type) 단위근 검정 등을 적용하였다. 패널 단위근 검정 결과는 <표 3>에 나타나 있다. 검정 방법에 따라 분석에 사용된 종속변수와 설명변수들에 관한 패널 자료들의 정상성 여부는 다소 다르나 대체로 ‘패널 자료가 단위근을 가진다’라는 귀무가설을 기각한다고 결론 내릴 수 있다. 그러

므로 모든 패널 자료가 정상성을 만족하는 것으로 가정하고 원자료를 그대로 이용하였다.³⁾

가. 고령화가 전력 소비에 미치는 효과

<표 4>는 인구 구조를 반영한 전력 소비에 대한 패널 회귀모형 식(3)의 추정결과이다. 전력 소비에 대한 소득 탄력성은 패널 모형 및 모형평균방법에 따라 0.43~0.45로 추정되며, 패널 모형에서는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 전력 소비에 대해 비탄력적인 양의 소득 탄력성을 지역별 패널 자료 분석에서

<표 4> 전력 소비에 대한 패널 회귀모형 추정결과

설명변수	패널 모형		Model Averaging			
	RE	FE	MMA_n	MMA_a	JMA_n	JMA_a
상수항	14,264*** (12,037)	15,196*** (11,600)	14,138	14,270	14,148	14,319
소득(Y)	0,445*** (10,161)	0,408*** (8,750)	0,448	0,431	0,449	0,427
전력가격(P)	-0,143 (-0,740)	1,810** (2,120)	-0,142	-0,091	-0,143	-0,086
여성 비중(W)	-17,467*** (-21,099)	-18,274*** (-20,350)	-17,366	-17,312	-17,383	-17,316
5세 미만 유아 비중(C)	1,726 (0,912)	2,805 (1,210)	1,716	1,301	1,715	1,224
65세 이상 인구 비중(A)	5,660*** (21,051)	6,133*** (15,550)	5,627	5,622	5,622	5,596
R^2	0.932	0.839	0.927	0.909	0.929	0.905
CN	-	-	0,017	0,017	0,017	0,017
모형 수	1	1	8	128	8	128
Hausman	0,275		-	-	-	-
표본수	192	192	192	192	192	192

주: ()의 값은 t값이며, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미한다. 또한, CN은 Mallow 기준, Hausman은 Hausman 검정통계량의 p값을 표시한 것이다.

3) 분석모형에서 설명하였듯이, 소득 및 가격탄력성으로 해석하기 위해 1인당 전력 소비, 전력 가격 및 총생산은 로그 변환하였다.



도출할 수 있다. 전력 소비의 가격 탄력성은 음으로 추정되며 $-0.09 \sim -0.14$ 로 추정되나 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다.⁴⁾

가격 탄력성의 절대 크기가 작고, 통계적 유의성이 확보되지 않는 이유는 크게 두 가지 이유로 생각해볼 수 있다. 첫째, 시계열 자료 분석 시, 전력 소비와 같은 에너지 소비는 가격보다 소득 변화에 상대적으로 더욱 민감하다. 따라서 시계열적 특징을 가진 패널 자료 분석에서도 비탄력적인 가격 탄력성이 도출될 수 있다. 둘째, 소득이 일정 수준에 도달한 국가 또는 지역의 에너지에 대한 가격 탄력성이 비탄력적으로 바뀔 수 있기 때문이다. 이는 에너지 효율이 향상하면서 가격 정보에 따른 예비적·사후적 대응이 가능해지기 때문이다(신동현·조하현, 2016).

인구 구조와 관련한 변수로 남성 대비 여성의 상대 비중이 증가하면 1인당 전력 소비는 감소하는 것으로 나타났다. 반면, 65세 이상 인구 비중이 증가하면 1인당 전력 소비는 증가한다. 울산 등 남성 비중이 상대적으로 높은 지역이 서비스업보다 제조업, 농업 등의 생산 활동이 활발하여 전력 집약도와 전력사용 비중이 높으므로 여성 비중과 전력 소비가 음의 관계인 것으로 보인다. 65세 이상 인구 비중이 증가하면 이동 거리의 감소로 가정에 머무는 시간이 늘어나면서 전력 소비는 증가하는 것으로 해석할 수 있다(김동구·박선영, 2014).

나. 고령화가 전력 소비의 가격·소득 탄력성 변화에 미치는 효과⁵⁾

〈표 5〉는 65세 이상 인구 비중($A_{i,i}$)을 임계 변수로

하는 threshold 패널회귀모형의 추정결과이다. 먼저, 비선형 모형의 서로 다른 국면을 결정하는 임계치의 개수는 3개 이상인 것을 Hansen(1999)의 LM 검정을 순차적으로 수행한 결과 확인할 수 있다. 단, 임계치를 4개 이상으로 확대할 경우, 하위 구간에 대한 표본수가 충분하게 확보되지 않으므로 임계치의 수는 최종적으로 3개로 결정하였다.

구체적으로 전력 소비의 소득·가격 탄력성, 여성 비중 및 5세 미만 비중의 영향이 달라지는 65세 이상 인구 비중은 0.08, 0.12, 0.14로 추정되었다. 만약, 65세 이상 비중이 8% 이하이면 전력 소비는 소득과 여성 비중에만 영향을 받는다. 반면, 가격 변화는 음의 값으로 추정되나 통계적 유의성은 나타나지 않는다.

65세 이상 인구 비중이 8~12%이면 전력 소비는 소득과 여성 비중뿐만 아니라 전력 가격변화도 영향을 받는다. 또한, 65세 이상 인구 비중이 12~14%이면 소득, 가격과 여성 비중이 전력 소비를 변화시키는 설명변수이다. 마지막으로 65세 이상 인구 비중이 15%보다 높은 고령화 사회로 진입하면, 소득과 여성 비중만이 전력 소비 변화를 일으킨다. 이처럼 고령화 진행 정도에 따라 전력 소비에 영향을 주는 요인도 달라지는데, 소득과 여성 비중은 항상 전력 소비에 영향을 미치나, 전력 가격 변화는 65세 이상 인구 비중이 8%~14%인 경우에만 전력 소비를 변화시킨다. [그림 3]은 고령화 정도에 따라 소득과 가격 탄력성의 절대값(absolute value) 변화를 나타낸 것이다. [그림 3]에서 확인할 수 있듯이, 소득탄력성의 절대 크기는 감소하였다가 65세 이상 인구 비중이 증가할 수록 크게

4) Hausman 검정결과에 의해 패널 모형은 RE 모형의 분석결과를 채택하였다.

5) 본 연구의 분석 대상이 가정용 전력소비를 포함하는 전체 전력소비이므로, 고령화로 인한 가정의 생활패턴 변화 외 고령화로 인한 비가정용 전력소비 동향의 구조변화를 일으킬 수 있는 요인도 추후 충분히 논의되어야 할 필요가 있다.

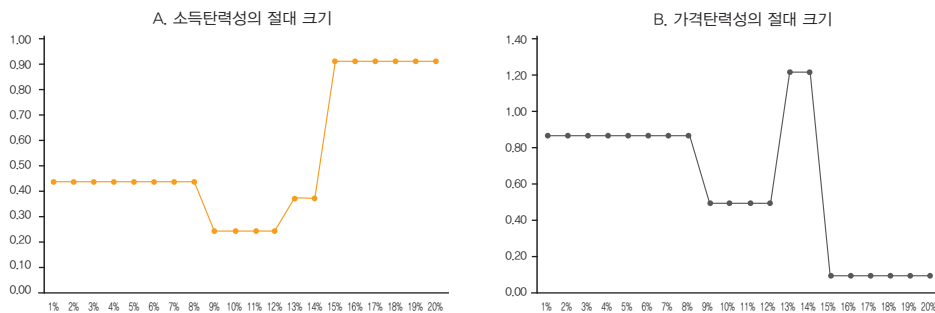


〈표 5〉 전력 소비에 대한 threshold 패널회귀모형 추정결과

설명변수	Without threshold	threshold regression			
		$A_{i,t} \leq \gamma_1$	$\gamma_1 < A_{i,t} \leq \gamma_2$	$\gamma_2 < A_{i,t} \leq \gamma_3$	$A_{i,t} > \gamma_3$
상수	7,480*** (2,945)	15,505*** (4,962)	17,303*** (12,493)	12,446* (1,852)	-3,017 (-1,500)
소득(Y)	0,733*** (9,189)	0,435*** (5,159)	0,237*** (4,039)	0,368* (1,723)	0,915*** (14,142)
전력가격(P)	-0,169 (-0,587)	-0,865 (-1,329)	0,488** (2,308)	-1,211* (-1,755)	0,084 (0,396)
여성 비중(W)	-12,405*** (-6,900)	-18,283*** (-7,977)	-17,785*** (-17,415)	-13,989*** (-3,025)	-3,638** (-2,498)
5세 미만 유아 비중(C)	-7,175*** (-3,745)	2,013 (0,649)	0,475 (0,221)	-0,409 (-0,081)	-3,607 (-1,133)
γ_1		0,080*** {39,793}			
γ_2		0,119*** {82,066}			
γ_3		0,135*** {21,301}			
표본수	192	45	72	29	46
R^2	0,767	0,859	0,859	0,911	0,911
이분산성	0,008	0,017	0,017	0,147	0,147
부스트랩 횟수	-	2,000	2,000	2,000	2,000
절사율	-			0,15	

주: ()의 값은 t값이며, { }의 값은 Hansen(1999)의 LM 통계량을 의미한다. ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준을 뜻한다.

[그림 3] 고령화 정도에 따른 전력 소비에 대한 소득·가격 탄력성 변화



주: x축은 고령화(65세 이상 인구 비중) 정도를 나타내고, y축은 탄력성 절대 크기를 뜻한다.



증가한다. 반면, 가격탄력성은 고령화가 진행될 되면서 증가하였다가 다시 감소한다. 다시 말해, 전력 소비의 변동성 측면에서 경기변동으로 인한 소득 변화는 고령화가 진행되면서 그 충격이 전달되는 정도가 증가한다. 반대로, 가격변화로 인한 가격충격은 고령화 정도가 높을수록 전력 소비 변동성으로 전달되는 지속성이 감소한다. 후자는 전력 소비 변동성을 축소시키는 요인이며, 전자는 전력 소비 변동성을 확대시키는 요인이다.

5. 시사점

지금까지 본 연구는 고령화로 인한 소득·가격 탄력성 변화로 인해 전력 소비 변동성 변화가 발생하는지를 분석하였다. 고령화와 소득 간 높은 상관관계로 인한 추정결과의 신뢰성 확보 어려움을 해결하기 위해, 16개 지역의 2003~2014년까지 패널 자료를 구축하였다. 전력 소비 관련 지역별 패널 자료를 활용하여 실증 분석한 결과는 크게 세 가지로 정리할 수 있다. 첫째, 고령화 정도가 심화하면, 전력 소비는 증가한다. 이는 고령화로 인해 개인이 이동 거리가 줄어들고 가정에 거주하는 시간이 늘어나면서 에너지원으로 사용하기에 가장 편리한 전기를 우선 선택하기 때문일 것이다. 둘째, 65세 이상 인구 비중이 증가하면 전력 소비에 대한 소득 탄력성은 탄력적으로, 가격 탄력성은 비탄력적으로 바뀌게 된다. 이는 경기변동으로 인한 충격의 효과가 감소하여 전력 소비 변동성이 축소될 수 있으나, 소득 변화로 인한 충격의 지속성은 늘어나 전력 소비 변동성이 확대될 수 있음을 의미한다. 셋째, 고령화 외, 여성 비중과 같은 인구 구조와 관련된 다른 요인들도 전력 소비와 전력 소비 변동성에 영향을 줄

수 있다.

본 연구의 분석결과에 의하면 변동성이 축소된 다른 에너지원들과 다르게, 변동성이 확대된 전력 소비는 최근 기온의 변동성 확대와 함께, 고령화에 따른 소득 탄력성의 크기 증가로 경기변동과 같은 소득변화가 발생하면 전력 소비의 변화가 전보다 더욱 증가하였기 때문으로 해석할 수 있다. 65세 이상 인구 비중 증가에 따른 소득 변화의 영향이 커졌다는 것은 기온만으로 설명되지 않는 전력 소비 변동성의 지속적 확대를 설명할 수 있다.

그러므로 경기변동 축소로 소득변화가 감소하였음에도 전력 소비의 변동성은 증가할 수 있고, 상대적으로 큰 가격충격을 가져오는 가격정책이라고 할지라도 고령화가 진행되면 그 충격의 효과가 감소하여 전력 소비 변동성이 예상보다 증가하지 않을 수 있다. 65세 이상 인구 비중 증가로 소득 변화에 대한 민감도가 증가하는것을 막을 수 없다면 전력 소비 효율성을 향상하여 전력 소비 변동성 확대를 방지할 필요가 있다. 즉, 가격 정보에 신속하게 반응하거나 예비적으로 대응할 수 있는, 예컨대, 전력을 저장하여 가격 변화에 대응할 수 있는 시스템이 구축된다면, 고령화 사회에서 가격변화로 인한 전력 소비 변동성 확대를 어느 정도 막을 수 있을 것이다.

마지막으로 본 연구에서 규명한 바와 같이 고령화에 따라 소득·가격 탄력성이 왜 변화하는 지에 대한 충분히 제시할 필요가 있다. 또한, 국내와 같이 고령화가 진행되면 소득 탄력성과 가격 탄력성이 반대 방향으로 변하는 것이 국내의 특수한 경우인지 아니면, 세계적으로 공통된 현상인지에 대한 논의도 필요할 것이다.

가장 중요한 개선점으로 본 연구에서는 전체 전력 소비에 대한 분석을 진행하였으나, 고령화라는 인구 구조변화가 전력 소비의 용도에 따라 미치는 효과가



달라질 수 있음을 추가로 고려할 필요가 있다.⁶⁾ 아울러, 전력 소비 외 다른 에너지원의 변동성 변화도 고려화 측면에서 살펴볼 필요가 있을 것이다. 이러한 개선점들은 이후 연구주제로 남겨둔다.

참고문헌

〈국내 문헌〉

- 김동구 · 박선영, “인구 고령화가 에너지 사용과 탄소 배출에 미치는 영향,” 『환경정책연구』, 제13권 제2호, 2014, pp. 99-129
- 신동현, “전력 소비 변동성에 대한 기온의 연속 · 누적 효과 분석: 전력시장 안정화 및 온실가스 저감을 위한 시사점,” 에너지경제연구원, 2016
- 신동현 · 김동하 · 조하현, “구조변화를 고려한 우리나라 전력 소비의 변동성 증가에 관한 연구,” 『에너지경제연구』, 제13권 제2호, 2014, pp. 131-169
- 신동현 · 김재혁, “전력 발전시장의 충격식별과 계통 한계가격 변동성 분석: 전력수요 예측오차 충격을 중심으로,” 『응용경제』, 제17권 제2호, 2015, pp. 121-166
- 신동현 · 조하현, “수송 부문 에너지 소비의 포화 현상에 관한 연구: OECD 국가들을 중심으로,” 『응용경제』, 제18권 제2호, 2016, pp. 5-51
- 신동현 · 조하현 · 김재혁, “한국의 에너지소비 변동성 변화 분석,” 『경제학연구』, 제63집 제3호,

2015, pp. 71-119

〈외국 문헌〉

- Choi, I., “Unit Root Tests for Panel Data,” *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 2001, 249-272
- Davies, R.B., “Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present only under the Alternative,” *Biometrika*, 64(2), 1977, 247-254
- Hausman, J.A. “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46, 1978, 1251-1271
- Hansen, B.E., “Inference When a Nuisance Parameter is not Identified Under the Null Hypothesis,” *Econometrica*, 64(2), 1996, 413-430
- _____, “Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference,” *Journal of Econometrics*, 93(2), 1999, 345-368
- _____, “Sample Splitting and Threshold Estimation,” *Econometrica*, 68(3), 2000, 575-603
- _____, “Least Squares Model Averaging,” *Econometrica*, 75, 2007, 117-1189
- _____, “Least-squares Forecast Averaging,” *Journal of Econometrics*, 146(2), 2008, 342-350
- _____, and Racine, J.S., “Jackknife Model Averaging,” *Journal of Econometrics*, 167(1), 2012, 38-46
- Harris, R. D. F., and E., Tzavalis, “Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed,” *Journal of Econometrics*,

6) [그림 1] 또는 [표 2]에서 알 수 있듯이, 울산을 제외한 대도시의 1인당 전력소비는 그 외 지방의 1인당 전력소비 수준에 미치지 못하고 있다. 이는 산업용 전력소비와 가정용 전력소비를 구분하지 않고 분석함으로써 나타나는 결과로 보여진다. 그러므로 보다 정확한 분석결과를 도출하기 위해서는 가정용과 비가정용 전력소비를 구분하여 분석 후, 그 결과를 논의할 필요가 있다.



91(2), 1999, 201-226

Im, K. S., M. H., Pesaran, and Y., Shin, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 115(1), 2003, 53-74

Levin, A., C. F., Lin, and C. S. J., Chu, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108(1), 2002, 1-24

Stock, J.H. and Watson, M.W., "Forecasting with Many Predictors," *Handbook of Economic Forecasting*, 1, 2006, 515-554