

고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계 분석: 고령화 지표 선택과 가격·소득 탄력성 변화를 중심으로

신동현*

요 약

본 연구는 국내 주택용 전력소비를 가장 잘 설명하는 고령화 지표를 통계적 방법으로 결정하고, 고령화에 따라 주택용 전력소비의 변동성 변화 방향을 예측하였다. 국내 16개 지역의 2003~2015년까지 패널자료를 분석한 결과는 크게 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 주택용 전력소비를 가장 잘 설명하는 경우는 노령화지수와 중위연령을 같이 고려하면서 유년 인구비중 또는 청·장년 인구비중을 고려하는 것이다. 따라서 모든 선행연구에서 고령화 관련 지표를 독립적으로 사용하는 것은 개선되어야 할 것이다. 둘째, 고령화 수준이 높아지면 주택용 전력소비의 가격 탄력성은 더 탄력적으로, 소득 탄력성은 더 비탄력적으로 바뀌는 것으로 나타났다. 그러므로 전력소비 변동성 안정화가 선결과제인 신재생에너지 보급확대라는 정부의 주요 에너지정책 목표를 달성하려면, 고령 사회에 진입한 국내 여건을 고려하여 전력소비효율 향상과 함께 가격정책을 일관되게 시행해야 할 것이다.

주요 단어: 주택용 전력소비, 고령화, 모형평균, 임계 패널회귀모형
경제학문헌목록 주제분류: Q40

* 에너지경제연구원 부연구위원, dhshin1@keei.re.krr

I. 서 론

인구 고령화는 경제가 성장하고 사회가 성숙하면서 출산율이 낮아지고 기대수명이 늘어나면서 나타나는 일반적인 현상이다. 주요 선진국들은 이미 고령 사회에 진입하였으며 한국도 고령 사회 진입을 눈앞에 두고 있다. <표 1>은 통계청의 ‘장래인구추계’에서 제시한 65세 이상 인구비중으로, 현재 2018년 한국은 고령화 사회(aging society)를 넘어 고령 사회(aged society)로 바뀔 것으로 전망하고 있다. 게다가, 2025년이 되면 65세 이상 인구비중은 20%에 이르러, 초고령 사회(super-aged society)로 바뀔 전망이다.¹⁾

〈표 1〉 한국의 총인구 및 65세 이상 인구 전망

연도	2017	2018	2020	2025	2030
65세 이상 인구 비중(%)	13.8	14.3	15.6	20.0	24.5

주: 통계청 장래인구추계(http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1BPB002&conn_path=I3)

국가의 인구 구조의 고령화가 진행되는 것은 자연스러운 현상이므로 한국의 고령 사회 진입 자체가 특별한 일은 아닐 것이다. 단, 한 가지 우려스러운 것은 한국의 고령화 속도가 세계적으로 전례가 없을 정도로 빨라서 고령화에 대한 경제·사회적 대비에 필요한 시간이 부족하다는 것이다. <표 2>는 한국과 주요 선진국들의 고령화 속도를 비교한 것으로 65세 이상 인구비중이 7%에서 14%로 도달하는데 걸리는 시간을 나타낸 것이다. <표 2>에서 알 수 있듯이, 한국의 고령화 속도는 18년으로 비교적 선진국 중 상대적으로 고령화 속도가

1) 65세 인구비중 기준으로 7% 이상이면 ‘고령화 사회’, 14% 이상이면 ‘고령 사회’, 20% 이상이면 ‘초고령 사회’라고 정의한다.

고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계 분석: 고령화 지표 선택과 가격·소득 탄력성 변화를 중심으로

빠른 영국 또는 독일보다 약 3배나 빠르다. 프랑스와 비교하면 그 속도는 약 6배나 빠른 정도로 한국의 65세 인구는 급격하게 증가하였다.

〈표 2〉 주요 국가의 고령화 속도 비교(65세 인구비중 7~14% 도달시간)

	미국	프랑스	영국	독일	스웨덴	한국
연수 (년)	69	114	46	42	82	18

주: <http://terms.naver.com/entry.nhn?docId=726164&cid=42140&categoryId=42140>의 내용을 정리

이와 같은 빠른 고령화는 경제와 사회 전반에 구조적 충격을 가져오게 될 것이고 그 충격의 영향은 지속적일 것이다. 인구 고령화는 경제·사회 부문뿐만 아니라 에너지소비 행태에도 구조변화를 일으킬 가능성도 높다. 따라서 고령화와 같은 인구 구조변화가 에너지소비에 주는 영향을 분석하여 그 결과를 바탕으로 에너지정책을 수립하고 시행하는 것이 바람직할 것이다.

구체적으로 고령화에 따라 가구의 에너지사용 관련 지출의 비중이 바뀔 수 있다. 김동구·박선영(2014)에 따르면, 인구 고령화가 진행되면 난방을 위한 도시가스 사용 비용은 늘어나고, 이동을 위한 석유류 제품의 사용 비용은 감소할 것이라는 분석결과를 제시하고 있다. 따라서 고령화에 따른 에너지사용행태 변화로 인해 전체 가구의 에너지원 구성에 있어 구조변화가 발생할 수 있다. 이런 점에서 고령화가 에너지소비에 미치는 효과를 정확하게 분석하는 것은 에너지문제를 해결하고, 관련 정책을 수립할 때 무엇보다 중요하다.

특히, 에너지기본계획, 전력수급기본계획과 같이 장기적인 에너지정책 수립 시 앞으로 한국이 고령화 사회 또는 고령 사회에 속해 있는지 사전에 고려해야 할 것이다. 왜냐하면, 정책시행의 장기적 기간 속에서 고령화 수준이 전력소비를 비롯한 에너지소비에 유의한 영향을 줄 정도로 변할 수 있고, 고령화 수준에 따라 에너지소비 행태가 달라지기 때문에 정책의 효과도 달라지기 때문이다.

본 연구는 에너지원 중에서 국가 에너지계획의 기본이 되며, 다른 에너지

관련 정책에 중대한 영향을 주는 전력소비와 고령화 간 관계를 실증분석하고 정책적 시사점을 도출하고자 하였다.²⁾ 특히, 고령화와 가장 밀접한 관련이 있는 주택용 전력소비를 분석하였다. 최근 냉·난방 수요가 증가함에 따라 주택용 전력소비의 변동성이 확대되면서 주택용 전력의 수요관리 중요성이 증가하고 있다. 비록 전체 전력소비에서 주택용 전력소비의 비중은 산업용 전력소비보다 낮으나, 상업용 전력소비와 함께 연평균 증가율이 높고 전체 전력소비의 변동성 변화를 이끌고 있다.³⁾

구체적으로 본 연구는 두 가지의 순서를 가지고 주택용 전력소비와 고령화 간 관계를 차례대로 분석하였다. 첫 번째로 주택용 전력소비를 설명할 수 있는 고령화 관련 지표를 모형평균방법으로 분석하였다. 고령화 사회를 구분하는 기준이 65세 이상 인구비중이지만, 다른 연령대의 인구비중, 노령화지수, 중위연령 등과 같은 다른 관련 지표도 존재한다.⁴⁾ 이 중에서 어떤 지표가 주택용 전력소비 변화와 가장 관계가 있는 지표인지를 통계적으로 분석하였다.

두 번째 절차로 선택된 고령화 지표를 이용하여 고령화 수준에 따라 주택용 전력소비의 소득·가격 탄력성의 구조변화가 발생하는지 분석하였다. 소득·가격 탄력성은 소득·가격의 변화를 일으키는 정책 또는 충격이 전달되어 지속하는 정도로 해석할 수 있다. 그러므로 고령화의 수준이 높아져 소득·가격 탄력성이 달라진다면 정책 또는 외부충격이 주택용 전력소비에 미치는 효과가 바뀌게 될 것이다. 이를 통해 소득과 가격을 변화시키는 요인이 발생하게 되면, 고령화 수준에 따라 주택용 전력소비의 변동성 변화를 예측할 수 있을 것이다. 아울러, 고령 사회에서 주택용 전력소비의 변동성 안정화를 위한 중요한 시사점을 도출할 수 있을 것이다.

2) 전력을 생산하는 발전용 연료의 대부분을 수입하는 한국에 전력수요 전망과 관리와 관련된 계획과 정책은 1차 에너지원 수요와 공급의 중요한 결정요인이다

3) 에너지경제연구원(2016)에 따르면 2015년 기준 산업용, 상업용, 가정용 전력소비 비중은 54.9%, 31.4%, 13.2%이고, 2020년까지 연평균 증가율은 1.8%, 2.7%, 1.8%이다.

4) 노령화지수는 통계청에서 제공하는 지표로 15세 미만 인구수 대비 65세 이상 인구수의 상대 비중으로 정의된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 국내 주택용 전력소비와 고령화 간 관계를 분석한 선행연구를 정리하고, 본 연구와의 차이점을 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 실증 분석에 이용된 자료를 정리하고, 제Ⅳ장에서는 고령화 관련 지표 선정과 고령화와 주택용 전력소비 간 비선형 관계를 분석하기 위한 통계적 방법을 설명한다. 제Ⅴ장에서는 실증 분석결과를 논의하고, 마지막으로 결론 및 시사점을 도출한다.

Ⅱ. 선행연구

고령화와 같은 인구 구조적 특징이 전력소비에 영향을 주는지에 대해서 이론적으로 설명하고, 구조적으로 분석한 연구는 1970년대부터 존재한다(Halvorsen, 1975; Flaig, 1990; Yamasaki and Tominaga, 1997). 반면, 실증적으로 고령화를 명시적으로 분석모형에 반영하여 분석한 실증연구는 2000년대에 들어서야 진행되고 있다. 특히, 고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계에 대해 실증적으로 분석한 것은 2010년 이후부터 진행된 비교적 최근 연구들이 대부분이다.

<표 3>은 국내 주택용 전력소비에 대한 고령화의 효과를 실증분석한 선행 연구를 정리한 것이다. 먼저, 주택용 전력소비에 대해 고령화가 양의 효과를 준다는 연구가 존재한다(노승철·이희연, 2013). 이 연구에서는 고령화 수준이 높으면 주택에 거주하는 시간이 늘어나서 전력소비가 늘어난다고 설명하고 있다. 반대로, 주택용 전력소비에 대해서 음의 고령화 효과가 존재한다는 연구에서는 그 이유로서 고령화 수준이 높은 가구일수록 낮은 전기기기 보급과 이용, 높은 절약 정신 등을 언급하고 있다(원두환, 2012; 임현진 외, 2013; 노정녀, 2014).

마지막으로 고령화 수준이나 소득에 따라 주택용 전력소비와 고령화 간 관계가 달라진다는 절충적인 분석결과를 제시하는 기존연구도 있다. 임기추·강

윤영(2004)에서는 가구주가 60~70대이면 전체 평균보다 약간 높은 수준으로 전력을 소비하나, 70대 이상인 가구는 가장 낮은 수준으로 전력을 소비한다고 분석하였다. 신동현 외(2016)는 주택용 전력소비에 대해서 고령화는 월평균 소득이 150만원 이하이면 음의 효과, 150~270만원이면 양의 효과, 270만원 이상이면 유의하지 않은 효과를 미친다는 실증분석결과를 제시하고 있다.

〈표 3〉 고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계에 대한 선행연구 정리

선행연구	고령화 영향	고령화 변수	분석대상 (종속변수)	분석자료	분석 기간
임기추·강운영 (2004)	+, -	가구주 나이 (범주형 자료)	1인당·가구당 전력소비	횡단면 자료 (전국 아파트 550가구)	2000
원두환 (2012)	-	노령화지수	1인당 가정 전력소비	연도별 시계열 자료	1965 ~2010
노승철·이희연 (2013)	+	65세 이상 인구비중	지역별 가정 전력소비	연도별·지역별 패널자료	2001 ~2010
임현진 외 (2013)	-	노령화지수	1인당 가정 전력소비	연도별 시계열 자료	1966 ~2011
권오상 외 (2014)	+, -	가구원 나이, 65세 이상 가구원 포함 여부	가구의 전력소비	Pooled Data (가계동향조사 자료)	2004 ~2012
노정녀 (2014)	-	65세 이상 인구비중	가구의 전력소비	횡단면 자료	2008
신동현 외 (2016)	-, +, N	65세 이상 가구원 포함 여부	도시 가구의 전력소비	횡단면 자료 (가계동향조사자료)	2013

고령화와 주택용 전력소비 간 관계를 분석한 해외연구로서 Yamasaki and Tominaga(1997)는 일본의 가정용 전력소비는 고령 가구가 상대적으로 전 연령의 평균소비량보다 많다고 하였다. Tonn and Eisenberg(2007)는 미국 가정의 전력소비와 고령화 간 양의 관계가 있음을 지적하였는데, 그 이유로 고령화로 인한 가정 내 거주시간 증가를 들고 있다. Broenen et al.(2012)는 네덜란드의 2008~2009년 기간의 30만 가구를 분석한 결과, 고령화가 전력소비에 음의 효과를 준다는 분석결과를 제시하고 있다. 반면, Bedir et al.(2013)는 네덜란드의

2008년 겨울 동안 323개 가구를 분석하였는데, 고령화와 전력소비 간 양의 관계가 존재한다고 주장하였다. 이들 선행연구에서 주로 사용된 고령화 지표는 가구원 나이, 고령 가구 여부 등과 같은 지표들을 단독으로 사용하고 있어, 주택용 전력소비를 가장 잘 설명하는 고령화 지표에 대한 사전 분석이 이루어지지 않고 있다.

이처럼 분석자료, 분석기간 및 분석방법에 따라 고령화가 주택용 전력소비에 미치는 효과는 다양하게 나타난다. Yamasaki and Tominaga(1997)에서 지적한 것처럼 고령화는 주택용 에너지 소비에 8가지 요인으로 양의 효과와 음의 효과를 미칠 수 있다.⁵⁾ 그러므로 다른 조건 속에서 진행된 선행연구의 결과가 다를 수 있고, 분석결과를 나열하여 보는 것보다 분석대상의 특징, 시기 등을 함께 살펴볼 필요가 있다. 더욱이, 권오상 외(2014)에서처럼 고령화의 지표로 가구원의 나이와 65세 이상 가구원 포함 여부 중 어떤 것으로 선택하느냐에 따라서 그 결과가 반대로 나타날 수 있다.

따라서 본 연구는 고령화와 주택용 전력소비 간 관계를 실증분석하기 전에, 고령화에 대한 지표로 무엇을 선택할지에 대해서 분석한다. <표 3>에서 알 수 있듯이, 고령화에 대한 지표로 가구주 나이, 노령화지수, 65세 이상 인구비중, 65세 이상 가구원 포함 여부 등 다양한 자료가 주관적으로 사용되고 있다. 모두 가구의 고령화라는 특징을 나타내는 지표라는 점은 맞으나, 이 중에서 어떤 변수가 주택용 전력소비와 고령화 간 관계를 가장 적절하게 반영하는지에 대한 사전연구는 이루어지지 않고 있다.

본 연구는 처음으로 주택용 전력소비를 가장 잘 설명하는 고령화에 대한 지표를 통계적으로 선택한 후, 지역별 특이성을 고려하고 선행연구보다 상대적으로 최근 시점까지의 분석기간을 고려하게 될 것이다. 또한, 고령화에 따라 주택용 전력소비의 변동성이 소득·가격 탄력성의 변화로 달라질 수 있는지 실증분석한 것이 기존연구와의 가장 큰 차이점이다.

5) 8가지 요인은 구성원의 수, 소득 수준, 주택조건, 내구재 구매, 소비성향, 절약인식, 생활 방식, 기타요인 등이다.

Ⅲ. 분석자료

본 연구의 분석자료는 주택용 전력소비와 관련하여 16개 지역의 2003~2015년까지의 패널자료를 이용하였다.⁶⁾ <표 4>는 본 연구의 분석자료를 요약한 것이다. 분석대상이 되는 주택용 전력소비($e_{i,t}$)는 지역별 인구로 나눈 1인당 주택용 전력소비가 된다. 1인당 주택용 전력소비에 영향을 주는 관련 변수로는 1인당 개인소득($y_{i,t}$), 실질 전력가격($p_{i,t}$)과 같은 소득·가격 변수가 있다. 1인당 개인소득은 통계청의 ‘지역별소득통계’에서 제공한 자료로 당해년 가격 기준이다.⁷⁾

전력가격은 실질 평균요금으로 나타낸 것으로 지역별 주택용 전력판매금액을 전력판매량으로 나눈 판매단가를 지역별 소비자물가지수로 나누어 계산하였다.⁸⁾ 국내 소매시장의 전력가격은 지역별로 같으나 지역별 물가로 나눈 실질가격은 차이가 존재한다. 소득·가격 변수와 1인당 주택용 전력소비는 로그 변환하여 추정치를 소득·가격 탄력성으로 해석할 수 있도록 하였다.

인구 구조적 특징은 여성 대비 남성비중($m_{i,t}$), 15세 미만 인구비중($c_{i,t}$), 15~64세 인구비중($g_{i,t}$), 65세 이상 인구비중($o_{i,t}$), 노령화지수($i_{i,t}$), 중위연령($r_{i,t}$) 등이다. 여기서, 노령화지수는 15세 미만 대비 65세 이상 인구비중을 나타내는 지표이다. 이 중에서 남성비중을 제외한 나머지 지표들이 고령화 개념이 포함되는 것들이다. 모형평균방법을 통해서 어떤 지표들이 주택용 전력소비에 대한 고령화 효과를 잘 설명할 수 있는지 먼저 분석하게 될 것이다.

6) 지면을 절약하기 위해 검정결과를 생략하였으나, 패널 단위근 검정을 통해서 분석자료의 정상성을 확인하였다. 구체적인 분석결과는 요청 시 제공된다.

7) 개인소득은 가계 및 가계에 봉사하는 비영리단체 총처분기능소득으로 정의된다. 자료에 대한 자세한 설명은 http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1C65&conn_path=I3를 참조할 수 있다.

8) 누진제 하에서 평균요금을 전력소비의 인지가격으로 사용하는 것에 대한 근거는 조하현·장민우(2015), Ito(2014) 등에서 찾을 수 있다.

고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계 분석: 고령화 지표 선택과 가격·소득 탄력성 변화를 중심으로

남성비중을 국내 주택용 전력소비의 결정요인으로 고려한 것은 두 가지 경로로 영향을 줄 수 있을 것으로 생각하였기 때문이다. 첫째, 남성은 상대적으로 여성보다 전력기기에 높은 접근성을 가져 사용빈도가 높아 남성 비중은 전력 소비에 양의 효과를 미칠 수 있다. 둘째, 남성은 여성보다 가구 내 거주하는 시간이 낮으므로 남성비중은 주택용 전력소비의 감소요인으로 작용할 수 있다. 이러한 다른 두 가지 효과 크기에 따라 남성비중이 국내 주택용 전력소비의 최종 변화방향을 결정할 가능성을 검토하기 위해서 인구구조 특징 중 남성의 상대비중을 고려하였다.

주택용 전력소비 변화에 주요한 영향을 주는 요인으로 기온효과도 고려할 수 있다. 그러나 일별 또는 월별과 같은 단기 주택용 전력소비변화에는 냉·난방도일과 같은 기온 관련 변수들이 설명력을 가질 수 있으나 연도별 자료에는 그 효과가 유의하지 않은 것으로 알려져 고려하지 않았다.⁹⁾

〈표 4〉 분석 사용자료 요약

구분	변수명	자료	단위	출처	기간
종속변수	$e_{i,t}$	1인당 주택용 전력소비	MWh/명	전력통계종합시스템	2003~ 2015년
설명변수	$y_{i,t}$	1인당 개인소득	천원	통계청	
	$p_{i,t}$	실질 전력가격	원/cpi		
	$m_{i,t}$	남성 상대비중(여성 대비)	-		
	$c_{i,t}$	15세 미만 인구비중	%		
	$g_{i,t}$	15~64세 인구비중	%		
	$o_{i,t}$	65세 이상 인구비중	%		
	$i_{i,t}$	노령화지수	%		
	$r_{i,t}$	중위연령	세		

주: cpi는 지역별로 기준으로 2015년을 100으로 설정한 지수이며 통계청 자료(http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1J15136&conn_path=I3)를 이용하였고, 1인당 자료를 계산하기 위한 인구자료는 장래인구추계(통계청)의 확정인구를 이용하였다

9) 연도별 시계열자료로 주택용 전력소비를 실증분석한 원두환(2012)에서 냉·난방도일이 주택용 전력소비에 미치는 효과가 유의하지 않는다고 제시되어 있다.

<표 5>와 <표 6>은 분석자료의 지역별 2015년 현황을 정리한 것이다. 2015년 기준으로 실질 전력가격이 같은 것은 지역별로 주택용 전기요금 체계가 같으므로 평균가격으로 계산한 명목 전력가격이 지역별로 같고 지역별 소비자물가지수(cpi)가 2015년 기준 100으로 설정되었기 때문이다. 반면, 실질 전력가격의 변화율은 지역별로 차이가 있다. 대체로 실질 전력가격은 지난 12년 동안 하락하고 있는데 물가상승률보다 명목 전력가격의 상승률이 상대적으로 낮았기 때문이다.

<표 5>에서 한 가지 주목할 점은 소득 또는 전력가격과 주택용 전력소비 간의 관계가 절대적으로 높지 않다는 점이다. 예를 들어, 울산은 1인당 소득이 가장 높은 지역이나 주택용 전력소비는 전국 평균에 머무르고 있다. 반면 전남은 1인당 개인소득이 가장 낮은 지역 중 하나이나, 1인당 주택용 전력소비는 소득이 높은 다른 지역보다 많은 편이다.

〈표 5〉 2015년 주택용 전력소비 및 관련 지표 현황

지역	전력 소비	개인 소득	전력 가격	남성 상대비중	15세 미만 인구비중	15~64세 인구비중	65세 이상 인구비중	노령화 지수	중위 연령	CPI (2014년)
전국	1.25	17222	1.237	100.60	13.80	73.40	12.80	93.00	40.88	99.30
서울	1.30	19962	1.237	96.50	12.00	75.90	12.20	101.70	40.50	98.76
부산	1.26	17170	1.237	97.40	11.80	73.90	14.30	121.40	43.05	99.17
대구	1.22	16686	1.237	99.30	13.40	74.10	12.50	92.90	41.56	99.26
인천	1.27	16299	1.237	101.40	14.20	75.20	10.50	73.90	39.95	99.02
광주	1.25	16105	1.237	99.30	15.30	73.80	10.90	71.00	38.51	99.72
대전	1.20	17064	1.237	100.90	14.80	74.70	10.50	71.20	38.60	99.80
울산	1.25	19963	1.237	108.40	15.10	76.40	8.50	56.60	39.37	99.54
경기	1.26	17130	1.237	102.30	15.20	74.40	10.30	67.60	39.34	99.27
강원	1.25	15142	1.237	102.50	12.90	70.40	16.70	128.90	43.77	99.96
충북	1.22	15658	1.237	102.70	13.90	71.70	14.40	103.80	41.53	100.15
충남	1.19	16303	1.237	104.70	14.20	70.10	15.70	110.40	41.11	99.78
전북	1.24	15849	1.237	99.70	13.60	68.90	17.50	128.30	43.07	100.03
전남	1.23	14703	1.237	100.40	13.30	66.10	20.60	154.20	45.41	100.03
경북	1.19	15462	1.237	101.60	12.70	69.90	17.40	136.70	43.88	99.96
경남	1.22	16293	1.237	103.90	14.60	71.90	13.50	92.80	41.47	99.45
제주	1.13	16247	1.237	101.30	16.20	70.10	13.70	84.60	40.77	99.36

주: 지역별 소비자물가지수(cpi)는 '2015=100' 기준이며, 지역별 차이를 보기 위해 2014년 자료를 정리한 것이다. 그리고 전력소비와 소득은 1인당 자료이다.

고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계 분석: 고령화 지표 선택과 가격·소득 탄력성 변화를 중심으로

65세 이상 인구비중 또는 노령화지수가 낮은 울산의 주택용 전력소비는 다른 지역보다 높고, 65세 이상 인구비중이 15%가 넘어가는 지역들은 전국 평균보다 주택용 전력소비가 낮다. 이는 1인당 주택용 전력소비가 소득과 가격 외에 인구 구조적 요인에 의해서도 결정된다는 것을 의미한다.

〈표 6〉 주택용 전력소비 및 관련 지표의 연평균 증감률(2003~2015년)

지역	1인당 전력 소비	1인당 소득	실질 전력 가격	남성 상대비중	15세 미만 인구비중	15~64세 인구비중	65세 이상 인구비중	노령화 지수	중위 연령
전국	2.5%	4.8%	-1.4%	-0.1%	-3.0%	0.2%	3.8%	7.0%	1.7%
서울	1.9%	4.5%	-1.5%	-0.4%	-3.0%	-0.1%	5.7%	9.0%	1.7%
부산	3.3%	5.2%	-1.5%	-0.2%	-3.3%	-0.1%	5.6%	9.3%	1.8%
대구	2.4%	5.0%	-1.4%	-0.2%	-3.2%	0.1%	5.1%	8.5%	1.9%
인천	2.6%	5.3%	-1.4%	-0.1%	-3.4%	0.3%	4.3%	8.1%	1.7%
광주	2.8%	4.8%	-1.4%	-0.1%	-3.1%	0.3%	4.7%	8.0%	1.9%
대전	2.6%	5.1%	-1.3%	-0.1%	-3.0%	0.2%	4.5%	7.7%	1.7%
울산	3.2%	4.7%	-1.5%	0.1%	-3.6%	0.5%	5.2%	9.2%	1.7%
경기	2.3%	4.6%	-1.4%	0.0%	-3.3%	0.4%	3.9%	7.4%	1.6%
강원	2.6%	4.8%	-1.3%	0.1%	-3.3%	0.1%	3.2%	6.7%	1.7%
충북	2.9%	4.7%	-1.4%	0.1%	-3.0%	0.3%	2.4%	5.6%	1.6%
충남	2.6%	5.0%	-1.4%	0.2%	-2.6%	0.3%	1.4%	4.1%	1.2%
전북	2.8%	5.2%	-1.4%	0.1%	-3.1%	0.2%	2.8%	6.0%	1.7%
전남	3.1%	4.9%	-1.4%	0.2%	-3.1%	0.2%	2.4%	5.7%	1.5%
경북	3.0%	4.7%	-1.4%	0.1%	-3.2%	0.2%	2.5%	5.9%	1.6%
경남	2.8%	4.9%	-1.4%	0.2%	-2.9%	0.3%	2.7%	5.9%	1.6%
제주	2.9%	4.7%	-1.3%	0.1%	-2.7%	0.2%	3.3%	6.2%	1.8%

〈표 6〉에 나타있듯이, 고령화 진행속도는 서울, 부산, 울산, 대구 등 대도시를 중심으로 연평균 5% 이상으로 빠르게 진행되고 있다. 특히, 부산과 울산은 노령화지수의 연평균 증가율이 가장 높은 지역으로 65세 이상 인구비중 증가와 함께 저출산 및 낮은 연령대 인구유출로 인한 15세 미만 인구비중도 빠르게 감소하고 있다. 이러한 인구구조의 구조변화는 일시적인 변화가 아닌 지속성이 강한 주택용 전력소비의 변동성 구조변화로 이어질 가능성 높다. 본 연구에서는 고령화에 대한 적절한 지표 선택과 함께 고령화로 인한 주택용 전력소비의 변동성 구조변화를 통계적으로 분석한다.

IV. 분석방법

1. 모형평균방법

가계생산이론으로부터 주택용 전력소비는 소득, 전력가격과 인구 구조특징의 함수로 도출할 수 있다(Filippini, 1999; 원두환, 2012). 이를 선형함수로 근사화한 패널회귀모형은 다음 식(1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$e_{i,t} = \mu_i + \beta_1 y_{i,t} + \beta_2 p_{i,t} + \beta_3 m_{i,t} + \beta_4 a_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서, $e_{i,t}$ 는 1인당 주택용 전력소비, $y_{i,t}$ 는 1인당 소득, $p_{i,t}$ 는 주택용 전력가격, $m_{i,t}$ 는 남성의 상대비중, $a_{i,t}$ 는 고령화를 나타내는 지표이다. 1인당 주택용 전력소비 $e_{i,t}$, 1인당 소득 $y_{i,t}$, 주택용 전력가격(평균가격) $p_{i,t}$ 는 자연로그로 변환한 값으로 추정치를 탄력성으로 해석할 수 있다. μ_i 와 $\epsilon_{i,t}$ 는 지역별 특이성과 오차항이다.

고령화가 주택용 전력소비에 미치는 효과를 실증분석하기 위해서 사전적으로 고령화를 나타내는 지표를 선택해야 한다. 선행연구에서 주택용 전력소비와 관련 고령화 지표로 대표적으로 사용한 것은 65세 이상 인구비중이다(노승철·이희연, 2013; 노정녀, 2014). 또한, 15세 미만 인구비중 대비 65세 이상 인구의 상대적 비중을 의미하는 노령화지수도 사용된다(원두환, 2012; 임현진 외, 2013). 가구의원에 나이에 관한 정보도 일부 연구에서 고령화를 설명하는 지표로 활용된다(임기추·강윤영, 2004; 권오상 외, 2014). 이런 지표들은 고령화에 대한 정보를 포함하고 있으나 차이점이 존재하기 때문에 활용 가능한 지표 중에서 주택용 전력소비 변화를 가장 잘 설명하는 것인지에 대한 분석이 필

요하다. 이를 통해, 고령화와 주택용 전력소비 간 관계를 객관적으로 분석하여 주택용 전력소비에 대한 고령화의 효과를 더 정확하게 살펴볼 수 있다.

본 연구에서 주택용 전력소비 분석에 적합한 고령화에 대한 지표를 선택하기 위해서 모형평균(model averaging) 방법을 활용한다. 모형평균방법은 통계적 기준에 따라서 고려 가능한 다수의 모형을 중요도에 따라 결합하는 방법이다. 식 (1)에서 고령화 지표에 따라 복수의 모형을 설정할 수 있다. 모형평균방법에 적용하여 복수의 모형을 결합하는 가중치를 구하고, 이 중 가중치를 가장 높은 모형에서 사용된 고령화 관련 지표를 최종적으로 주택용 전력소비 변화를 가장 잘 설명하는 것으로 결정할 수 있다. 아울러, 모형평균방법에 따라 사전에 고려한 모형을 결합한 추정결과를 분석하여 고령화가 주택용 전력소비에 미치는 효과도 동시에 분석할 수 있는 이점도 존재한다.

본 연구에서는 고령화에 대한 지표 $a_{i,t}$ 로 15세 미만 인구비중, 15~64세 인구비중, 65세 이상 인구비중, 노령화지수, 중위연령 등 5가지 지표를 고려하였다. 고령화에 대한 정의에 의하면 65세 이상 인구비중의 절대 수준을 고려해야 한다. 그러나 주택용 전력소비의 측면에서 65세 이상 인구비중이 같더라도 유아의 비중, 평균연령 등 다른 측면의 인구구조도 고려해야 할 것이다. 그러므로 본 연구에서는 다양한 변수를 고령화 지표로 고려하였고, 하나의 변수를 선택하는 것에서 벗어나 복수의 지표가 같이 포함되는 것까지 고려하였다. 구체적으로 다음 식(2)와 같이 31개의 모형을 고려하여 모형평균방법을 적용하였다.¹⁰⁾

$$e_{i,t}^k = S^k(B^k X) + \epsilon_{i,t}^k, \quad k = 1, 2, \dots, 31. \quad (2)$$

여기서, S^k 는 모형의 설명변수를 선택하는 벡터로 부록의 <부표 1>에 나

10) 심사위원의 지적처럼 stepwise regression을 통해서 하나의 모형을 선택하여, 그 모형에서 사용하고 있는 고령화 지표를 최종적으로 선택하는 것도 대안이 될 수 있다. 그럼에도 본 논문에서는 모형평균방법을 이용하여 고려 가능한 모든 모형의 정보를 활용하고, 고령화를 의미하는 개별변수들의 중요성을 구체적인 수치인 가중치로 분석하고자 하였다.

타난 행렬의 k 행 요소(element)이다. $B^k X$ 는 k 모형의 (9×1) 모수·설명변수의 벡터로 다음과 같다.

$$(B^k X)' = [\mu_i^k \beta_1^k y_{i,t} \beta_2^k p_{i,t} \beta_3^k m_{i,t} \beta_4^k c_{i,t} \beta_5^k g_{i,t} \beta_6^k o_{i,t} \beta_7^k i_{i,t} \beta_8^k r_{i,t}] \quad (3)$$

여기서, $c_{i,t}$ 는 15세 미만 인구비중, $g_{i,t}$ 는 15~64세 인구비중, $o_{i,t}$ 는 65세 이상 인구비중, $i_{i,t}$ 는 노령화지수, $r_{i,t}$ 는 중위연령을 나타낸다. 식(2)는 S^k 에 의해서 k 모형이 결정된다. μ_i , $y_{i,t}$, $p_{i,t}$, $m_{i,t}$ 는 모형의 종류에 상관없이 다 포함되나 고령화 관련된 인구구조를 나타내는 변수는 5개 중에서 하나씩만 선택될 수도 있고, 아니면 2~5개까지 조합되어 선택될 수 있다. 이러한 모든 경우를 고려하면 31개의 모형을 설정할 수 있다.¹¹⁾

모형평균방법은 가중치를 구하는 방법에 따라 여러 가지 방법이 존재한다. 본 연구에서는 모형의 설명력이나 예측력을 나타내는 통계적 기준에 따라 선택할 수 있는 비교적 최근 방법인 Hansen(2007, 2008)의 Mallow 모형평균방법(MMA)과 Hansen and Racine(2012)의 Jackknife 모형평균방법(JMA)을 각각 적용하였다.

MMA는 다음의 Mallow 기준 $CN(\tilde{w})$ 을 최소화하는 값을 각 모형의 가중치 $\tilde{w}^k$ 로 결정한다.

$$CN(\tilde{w}^k) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{\epsilon}_{i,t}^2 + 2 \sum_{k=1}^{31} \tilde{w}^k n(k) \hat{\delta}^2 \quad (4)$$

여기서, $\tilde{\epsilon}_{i,t} = \sum_{k=1}^{29} \tilde{w}^k \epsilon_{i,t}$ 로 k 번째 모형의 잔차(residual)를 의미한다. 그리고 $n(k)$ 는 k 번째 모형의 설명변수 수, $\hat{\delta}^2 = [1/\{T-n(31)\}] \sum_{t=1}^T (\hat{\epsilon}_t^{31})^2$ 으로 가장 많은

11) 즉, 모형의 개수는 $\sum_{j=1}^5 {}_5C_j = 31$ 이다.

고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계 분석: 고령화 지표 선택과 가격·소득 탄력성 변화를 중심으로

설명변수를 포함의 모형의 오차항 분산 추정치이다.¹²⁾

JMA는 다음의 Jackknife 잔차의 제곱합을 최소화하는 값을 각 모형의 가중치로 결정한다.

$$\hat{w}^k = \arg \min_{w_k} \frac{1}{N \cdot T} \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^{31} w_k (\hat{\epsilon}^k)_{i,t}^2 \quad (5)$$

k 번째 모형의 Jackknife 잔차 $\hat{\epsilon}_{i,t}^k = e_{i,t} - \hat{B}_{i,(-t)}^k X^{k'}$ 로 계산할 수 있다. 여기서 $\hat{B}_i^k = (\hat{B}_{i,(-1)}^k, \hat{B}_{i,(-2)}^k, \dots, \hat{B}_{i,(-T)}^k)$ 로 JMA 추정량이고 $\hat{B}_{i,(-t)}^k$ 는 t 번째 자료를 제외한 자료에 적용한 최소제곱(least squares) 추정량이다.

식(4)와 식(5)에서 결정되는 k 모형의 가중치 $\tilde{w}$ 와 $\hat{w}$ 는 개별모형의 중요도를 나타내는 통계량으로 해석할 수 있다. 즉, 높은 가중치를 가지는 모형은 다른 모형들에 비해 설명력 또는 예측력 측면에서 우위를 가진다는 것을 의미한다. 그러므로 가중치가 높은 모형에서 사용되는 설명변수를 종속변수인 1인당 주택용 전력소비의 중요한 결정요인으로 결정할 수 있다.

즉, MMA와 JMA에 따라 식(2)에서 31개의 가중치가 결정되면 가장 높은 가중치를 가지는 모형에서 사용된 인구구조 변수를 고령화를 나타내는 지표로 선택할 수 있다. 또한, 각 가중치에 따라 모형들의 회귀계수를 가중평균하여 모형평균방법에 의한 추정량은 다음과 같이 계산할 수 있다.¹³⁾

$$\tilde{B} = \tilde{W}\hat{B}, \quad \hat{B} = \hat{W}\tilde{B} \quad (6)$$

여기서, $\tilde{B}$ 와 $\hat{B}$ 는 MMA 추정량과 JMA 추정량 벡터이며, $\tilde{W}$ 와 $\hat{W}$ 는

12) 본 연구의 경우 상수항, 1인당 소득, 실질 전력가격, 남성 상대비중, 15세 미만 인구비중, 15~64세 인구비중, 65세 인구비중, 노령화지수, 중위연령 모두를 포함하는 모형($n(31)=9$)에 해당한다.

13) MMA와 JMA를 적용하여 에너지소비 변화를 실증분석하는 자세한 설명과 과정은 신동현·조하현(2016)을 참조할 수 있다.

MMA 가중치와 JMA 가중치, $\tilde{B}$ 와 $\hat{B}$ 는 고려한 모형의 최소제곱추정량과 Jackknife 추정량이다.

2. 임계 패널회귀모형

모형평균방법에 의해서 주택용 전력소비를 가장 잘 설명하는 고령화에 대한 지표를 선택하면, 고령화 정도에 따라 주택용 전력소비에 구조변화가 발생할 수 있는지 분석한다. 이를 위해 본 연구에서는 고령화 지표를 임계변수(threshold variable)로 두면서 소득·가격 탄력성의 변화를 허용하는 임계 패널회귀모형(fixed effects threshold panel regression)을 적용하였는데, 식(7)과 같이 나타낼 수 있다.

$$e_{i,t} = (\mu_i + \beta_1 y_{i,t} + \beta_2 p_{i,t} + \beta_3 m_{i,t})I[a_{i,t} \leq \gamma] \\ + (\mu'_i + \beta'_1 y_{i,t} + \beta'_2 p_{i,t} + \beta'_3 m_{i,t})I[a_{i,t} > \gamma] + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

여기서, $I[\cdot]$ 은 $[\cdot]$ 의 명제가 성립하면 1, 그렇지 않으면 0을 의미하는 지시함수(indicator function)이다. 즉, 고령화 수준이 γ 보다 크면, 소득·가격 탄력성은 β_1, β_2 에서 β'_1, β'_2 로 바뀔 수 있다. 이를 통해, 소득 또는 가격에 영향을 주는 정책의 효과가 고령화 수준에 따라 달라질 수 있는지 분석할 수 있다. 또한, 주택용 전력소비의 변동성은 소득 또는 가격충격의 크기와 함께 이러한 충격의 크기가 전달되는 정도인 β_1, β_2 의 절대 크기에 의해서 결정된다.¹⁴⁾ 따라서 식(7)을 통해서 고령화가 진행되면 주택용 전력소비의 변동성이 확대 또는 축소될 가능성에 대해서도 유추할 수 있다.

식(7)의 추정과 검정은 Hansen(1996, 1999, 2000)의 방법을 이용하였다. 식

14) 식(7)의 양변에 비조건부 분산(unconditional variance)을 적용하여 정리하면 수식으로 살펴볼 수 있다. 이에 대한 자세한 도출과정은 신동현(2017) 등을 참조할 수 있다.

고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계 분석: 고령화 지표 선택과 가격·소득 탄력성 변화를 중심으로

(7)에서 γ 를 외생적으로 결정하지 않고, 확률변수로 간주하여 추정하는 방법으로 모든 γ 에 대해서 임계 패널회귀모형을 설정하고 잔차의 제곱합이 최소가 되는 임계변수의 크기를 γ 의 추정량으로 결정한다. 또한, 식(7)과 같이 임계효과가 존재하는지에 대해서는 식(8)과 같은 귀무가설을 검정하였다.

$$H_0 : \beta_j = \beta_j', \quad j = 1, \dots, 3. \quad (8)$$

Hansen(1996)은 붓스트랩(bootstrap) 방법으로 식(8)의 귀무가설 하의 실증적 점근분포(asymptotic distribution)를 제시하고 있는데 식(8)의 검정통계량은 다음과 같다.

$$F = (S_0 - S(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2 \quad (9)$$

여기서, S_0 는 임계효과가 없는 일반 정태 패널회귀모형의 잔차 제곱합이며 $S(\hat{\gamma})$ 는 $\hat{\gamma}$ 의 값에 따라 달라지는 임계 패널회귀모형의 잔차 제곱합이다. 또한, $\hat{\sigma}^2 = S(\hat{\gamma}) / \{N(T-1)\}$ 은 임계 패널회귀모형의 오차항 분산(잔차의 분산)에 대한 추정량이다.

V. 실증 분석결과

1. 주택용 전력소비에 대한 고령화 관련 지표 선택

Hausman 검정을 통해서 고정효과(FE) 모형이 적합한 것으로 나타났으므로 이후 실증분석결과는 FE모형을 중심으로 논의한다(Hausman, 1978). RE모형에 대한 분석결과는 부록의 <부표 2>와 <부표 3>을 참조할 수 있다. <표 7>은 모형평균방법으로 계산한 식(2)의 개별모형의 가중치 중에서 크기순으로 상위 4

개 모형의 경우를 나타낸 것이다. 모든 FE모형의 가중치는 부록의 <부표 4>를 참조할 수 있다.

<표 7>과 <부표 2>에서 알 수 있듯이, FE모형 또는 RE모형에 관계없이 가장 가중치가 높은 모형은 고령화 지표로 15세 미만 인구비중, 노령화지수, 중위연령이 포함되는 모형(모형 21)이다. 두 번째로 가중치가 높은 모형은 고령화 지표로 15~64세 인구비중, 노령화지수, 중위연령이 이용되는 모형(모형24)이다. 이 2개의 모형이 전체 가중치의 약 95%를 차지하고 있다.

가중치의 절대적 비중을 차지하는 2개의 상위 모형에는 65세 이상 인구비중이 포함되지 않는다는 점을 주목할 필요가 있다. 비록 고령화 사회를 구분할 때, 65세 이상 인구비중을 많이 이용하나 주택용 전력소비에 설명하는 독립변수로 사용하는 것은 정확하지 않을 수 있음을 <표 7>에서 알 수 있다. 65세 이상 인구비중 대신에 노령화지수와 15세 미만 인구비중, 중위연령을 동시에 고려하는 것이 주택용 전력소비를 분석할 때 더 적절하다고 볼 수 있다. 이는 65세 이상 인구비중과 함께 다른 인구적 특징이 상호 복합적으로 주택용 전력 소비에 영향을 준다는 것을 의미한다.

〈표 7〉 모형평균방법에 의한 가중치(FE모형)

MMA		JMA	
모형	가중치	모형	가중치
21	0.700	21	0.700
24	0.249	24	0.245
13	0.038	13	0.046
1	0.013	1	0.009

주: FE는 고정효과모형을 의미한다.

<표 8>은 고려한 모든 설명변수를 포함하는 모형(모형 31), 가중치가 높은 두 개의 모형(모형21, 모형24)의 FE 추정결과와 모형평균방법에 의해 추정결

과를 나타낸 것이다.¹⁵⁾ 먼저, 주택용 전력소비의 소득 탄력성과 가격 탄력성은 모형별로 차이가 있으나 평균적으로 약 0.5, -0.4로 추정되었다. 이러한 추정치의 크기는 노령화지수를 고령화 효과로 고려한 원두환(2012)의 장기 탄력성 추정결과와 유사하다. 시계열 자료분석의 선행연구에서 나타나는 것처럼 상대적으로 소득 탄력성이 가격 탄력성보다 큰 것으로 나타났으나 그 차이는 기존연구처럼 크지 않는데, 이는 본 연구가 시계열과 횡단면 자료의 속성이 모두 포함된 패널자료를 분석하였기 때문이다. <표 8>에서 양의 추정치와 통계적 유의성도 확보되어 남성의 상대 비중이 증가하면 1인당 주택용 전력소비가 증가하는 것으로 추정되었다. 이는 여성보다 상대적으로 남성이 가정 내에서 전기기기를 많이 쓰는 경향이 있기 때문으로 보인다.

다음으로 고령화 관련 지표 중 하나로 15세 미만 인구비중은 가중치가 2번째로 높은 모형 21에서 주택용 전력소비에 양의 효과를 주는 것으로 추정되었다. 즉, 15세 미만의 인구비중이 높을수록 해당 구성원과 관련 구성원이 주택에 거주하는 시간이 증가하여 주택용 전력소비를 늘리기 때문으로 보인다.

반면, 15~64세 인구비중과 주택용 전력소비는 음의 관계가 있는 것으로 모형 24에서 분석되었다. 15세 미만 인구비중과 주택용 전력소비 사이의 관계에서 역으로 유추하면, 해당 인구는 학교나 직장 생활 등으로 가정 내 거주하는 시간이 짧으므로 주택용 전력소비에 음의 효과를 미치는 것으로 나타난다.

65세 이상 인구비중은 모형 31에서 통계적 유의성이 나타나지 않으며, 모형 평균방법에서도 추정치가 상대적으로 작게 추정된다. 이는 모형평균방법에 의한 가중치 분석에서도 설명하였듯이, 65세 이상 인구비중이 독립적으로 주택용 전력소비 변화를 주는 요인으로 고려하기 적절하지 않다는 것을 의미한다.

유년 대비 65세 이상 인구비중을 나타내는 노령화지수는 주택용 전력소비에 음의 효과를 주는 것으로 추정되었다. 즉, 65세 이상 인구비중이 비슷한

15) 본 연구에서 사용한 5가지 고령화 지표들 사이의 상관관계는 <부표 5>에 제시되어 있다. 심사위원의 지적처럼 고령화 지표들 사이에 높은 상관관계로 다중공선성 문제가 발생할 수 있으므로 추정결과를 해석할 때, 유의할 필요가 있다.

수준이더라도 다른 나이의 구성원이 어떻게 분포되었는지에 따라 고령화가 주택용 전력소비에 미치는 효과는 달라질 수 있음을 의미한다. 또한, 노령화 지수가 주택용 전력소비에 대해서 음의 효과를 미친다는 원두환(2012), 임현진 외(2013)의 실증분석결과와도 일관된다.

중위연령은 주택용 전력소비에 양의 효과를 미치는 것으로 분석되었다. 즉, 가구원 나이의 중간값이 높아지면 주택용 전력소비는 증가하는데, 이는 가구원의 대표 나이가 많으면 상대적으로 소득이 높고, 주택에 거주하는 시간이 높기 때문으로 추측할 수 있다. 가구원 나이와 주택용 전력소비 사이에 양의 관계가 있다는 본 연구의 분석결과는 권오상 외(2014)와도 일치한다.

〈표 8〉 주택용 전력소비모형 추정결과: 선형모형(FE모형)

	31	21	24	MMA	JMA
$y_{i,t}$	0.484*** (5.141)	0.463*** (4.920)	0.472*** (4.980)	0.469	0.469
$p_{i,t}$	-0.421*** (-3.318)	-0.444*** (-3.450)	-0.415*** (-3.220)	-0.433	-0.432
$m_{i,t}$	0.018*** (4.377)	0.017*** (4.370)	0.020*** (4.840)	0.017	0.017
$c_{i,t}$	0.057 (1.345)	0.041*** (5.350)		0.029	0.029
$g_{i,t}$	0.020 (0.462)		-0.028*** (-5.080)	-0.007	-0.007
$o_{i,t}$	0.032 (0.717)			0.001	0.002
$i_{i,t}$	-0.004*** (-6.764)	-0.004*** (-6.700)	-0.004*** (-6.750)	-0.004	-0.004
$r_{i,t}$	0.054*** (3.657)	0.063*** (5.050)	0.038*** (3.800)	0.053	0.053
R^2	0.925	0.924	0.923	0.922	0.922
CN				0.001	0.001

주: ‘***’는 1% 유의수준을 의미하고, ()은 t값을 나타낸다. CN은 모형평균방법의 가중치 계산이 기준이 되는 값으로 MMA는 Mallow 기준, JMA는 Jackknife 잔차의 제공함이다.

지금까지 주택용 전력소비에 대한 고령화 효과는 크게 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 주택용 전력소비 변화를 적절하게 설명하는 고령화 지표로 65세 이상 인구비중보다 노령화지수와 중위연령 등이 함께 사용되어야 한다. 둘째, 65세 이상 인구비중이 비슷하더라도 다른 인구 구조적 특징을 나타내는 변수까지 고려하면 주택용 전력소비는 달라질 수 있다. 예를 들어, 65세 인구비중이 높더라도 15세 미만 인구비중 높거나 중위연령이 많으면 주택용 전력소비에 대한 음의 고령화 효과는 상쇄될 수 있다.

2. 고령화에 따른 주택용 전력소비의 소득·가격 탄력성 변화

<표 9>는 31개의 주택용 전력소비모형 중에서 모형평균방법으로 계산한 가중치가 가장 높은 2개의 모형인 모형 21과 모형24에 대한 임계 패널회귀모형의 추정결과이다.¹⁶⁾ 임계변수는 노령화지수로 설정하고, 다른 회귀계수의 구조변화가 나타나는지 분석하였다.

<표 9>에서 나타난 것처럼 모형21과 모형24에서 임계변수의 추정치는 86이며, 임계효과는 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 두 모형 모두 노령화지수의 크기에 따라 다른 설명변수의 모수가 바뀐다는 것을 의미한다. 구체적으로 노령화지수가 86보다 크면 주택용 전력소비의 소득 탄력성은 더 비탄력적으로, 가격 탄력성은 더 탄력적으로 바뀐다. 그 변화 정도는 모형에 따라 차이가 있으나 소득 탄력성은 32~39%만큼 감소하고, 가격 탄력성은 73~81%만큼 절대 크기가 증가한다. 주어진 분석자료의 정태 패널회귀모형에 근거하면 노령화지수가 86이면 65세 이상 인구비중은 약 13%로 추정된다.¹⁷⁾ 그러므로 한

16) 중위연령을 임계변수로 두고 임계 패널회귀모형을 추정할 수 있으나, 본 연구의 목적이 고령화 수준에 따른 주택용 전력소비 변화에 대한 분석이므로 본문에는 노령화지수를 임계변수로 하는 모형을 중심으로 논의를 진행한다. 중위연령을 임계변수로 하는 모형21과 모형24의 임계 패널회귀모형 추정결과는 <부표 6>를 참조할 수 있다.

17) 주어진 자료를 이용하여 65세 이상 인구비중과 노령화지수 간 관계를 고정효과 패널회귀모형을 추정하면 $o_{i,t} = 5.83 + 0.08i_{i,t}$ 로 나타난다.

지역 또는 국가가 고령 사회로 근접하면 주택용 전력소비에 대한 소득충격의 지속성은 감소하고, 가격충격의 지속성은 증가한다고 해석할 수 있다.

이와 같은 분석결과는 주택용 전력소비에 대한 정책 효과와 변동성 안정화 측면에서 매우 중요한 시사점을 가진다. 누진제 개편과 같은 가격변화를 발생시키는 정책은 고령 사회에서 그 효과가 더 커질 것으로 예측할 수 있다. 다시 말해, 고령 사회에서는 주택용 전력소비에 대한 가격 탄력성이 더 탄력적으로 변하기 때문에 최근의 평균 전력요금을 하락시키는 누진제 개편은 예상보다 높은 전력소비 증가로 이어질 수 있다.¹⁸⁾ 반대로 소득 수준의 변화를 발생시키는 정책이나 경기침체 같은 외부충격은 고령 사회에서 예상보다 주택용 전력소비에 미치는 영향력이 작을 수 있을 것이다.

변동성 측면에서는 가격충격의 영향이 고령 사회에서 증가하여, 주택용 전력소비의 변동성 확대요인으로 작용할 가능성이 높으며, 반대로 소득변화로 인한 주택용 전력소비 변동성 확대는 고령화 수준이 높으면 그 가능성은 낮을 것으로 판단할 수 있다. 그러므로 전력소비의 변화 크기 측면에서 정책 효율성을 평가하면 가격정책이 바람직한 것처럼 보이나 전력소비의 변동성 안정화 측면에서는 가격정책은 지양되어야 할 것이다. 왜냐하면, 주택용 전력소비 비중이 산업용·상업용에 비해 상대적으로 낮아 전력가격 변화로 인한 주택용 전력소비 변화가 전체 전력소비에 미치는 효과는 작을 것이기 때문이다. 더욱이 전력수요관리는 전력의 절대량보다 최대전력소비와 같은 변동성의 하향 안정화가 중요하므로 효율 향상을 통해 가격정책으로 인한 변동성 확대를 최소화하는 것이 타당하다.

18) 심사위원의 지적처럼 국내 고령 가구의 1인당 소득은 2014년 기준으로 약 79만원이며, 그 외 가구의 1인당 소득은 약 135만원이다(통계청, 2014 가계동향조사자료). 소득 수준이 낮아 고령 가구의 전력소비량이 적을 수 있어, 가격탄력성 변화에도 가격충격이 전체 전력소비 변동성 확대에 이어지지 않을 수 있다. 그러나 앞으로 국가 전체의 고령화 수준이 높아져, 평균적으로 고령 가구의 소득도 올라가면 전체 전력소비 비중에서 고령 가구의 전력소비 비중도 증가할 것이므로 가격충격으로 인한 주택용 전력소비 변동성 확대 가능성도 분명히 존재한다.

고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계 분석: 고령화 지표 선택과 가격·소득 탄력성 변화를 중심으로

〈표 9〉 주택용 전력소비모형 추정결과: 임계 패널회귀모형
(임계변수: 노령화지수)

	모형21		모형24	
	$i_{i,t} \leq \gamma$	$i_{i,t} > \gamma$	$i_{i,t} \leq \gamma$	$i_{i,t} > \gamma$
$y_{i,t}$	0.240*** (7.122)	0.147* (1.707)	0.159*** (3.881)	0.108 (1.075)
$p_{i,t}$	-0.566*** (-5.133)	-0.978*** (-4.330)	-0.549*** (-4.219)	-0.991*** (-2.984)
$m_{i,t}$	0.003 (1.472)	-0.005*** (-2.870)	-0.001 (-0.865)	-0.005* (-1.879)
$c_{i,t}$	-0.023*** (-6.351)	-0.003 (-0.392)		
$g_{i,t}$			0.015*** (8.416)	0.003 (0.859)
$r_{i,t}$	-0.010*** (-3.444)	0.000 (0.003)	0.013*** (5.390)	0.004 (0.692)
γ		86*** (27.207)		86*** (27.126)
R^2	0.855		0.865	
Heter.(p값)	0.049		0.101	

주: '***'는 1% 유의수준, '*'는 10% 유의수준을 의미하고, ()값은 t값을 나타낸다. 임계 효과에 대한 검정은 Hansen(1996)의 LR 검정에 근거하여 5,000번의 부스트랩으로 진행하였다. Heter.는 오차항의 이분산성을 검정하는 White(1980)의 검정통계량에 대한 p값이며, 추정치의 오차항 추정은 이에 근거하였다.

〈표 9〉에서 고령화 수준에 따라 남성 비중과 15세 미만 유아 비중이 주택용 전력소비에 미치는 효과도 다르다는 것을 알 수 있다. 구체적으로 남성의 상대 비중은 노령화지수가 86보다 크면 주택용 전력소비에 음의 효과를 준다. 즉, 노령화지수가 높은 지역에서 남성 비중이 높으면 주택용 전력소비는 감소하는 것으로 볼 수 있다. 다음으로 모형21에서 15세 미만 유아 비중은 노령화지수가 86보다 낮은 경우에만 주택용 전력소비에 음의 효과를 준다. 모형24에서 15~64세 인구비중은 주택용 전력소비와 양의 관계를 보이는데 노령화지수가 86보다 낮은 경우에서만 그 관계가 유지된다. 중위연령은 모형21과 모형24에서 노령화지수가 86보다 낮은 젊은 지역에서만 나타나는데, 그 효과는 모형 21에서 음, 모형 24에서 양이다.

이는 모형21과 모형24가 다른 인구구조 특징으로 유아 비중과 청·장년 비중 중에서 어떤 지표를 포함하는지에 달라진다. 예를 들어, 모형21은 15세 미만 인구비중이 중위연령과 함께 고려되는데 15세 미만 인구 비중이 높고, 중위연령이 낮으면 주택용 전력소비는 더 증가한다. 반면, 모형24는 15~64세 인구비중이 중위연령과 같이 포함되는데, 15~64세 인구비중이 높고, 중위연령이 높을수록 주택용 전력소비는 증가한다. 전자는 가구 내 머무르는 시간이 긴 어린 자녀가 있는 젊은 가구일수록, 후자는 소득수준이 높고, 상대적으로 외부 활동이 낮은 가구일수록 주택용 전력소비가 많다는 것을 의미하는 타당한 결과이다.

Ⅵ. 결론 및 시사점

지금까지 본 연구는 국내 지역별·연도별 패널자료 분석을 통해서 주택용 전력소비에 대한 고령화의 효과를 실증 분석하였다. 구체적으로 본 연구는 다음의 2가지 물음에 대한 답을 찾고자 하였다. 첫째, 주택용 전력소비 변화와 가장 관련이 있는 고령화 지표는 무엇인가? 둘째, 고령화 수준에 따라 주택용 전력소비의 구조변화가 어떤 방향으로 진행되는가? 아울러, 실증 분석결과를 근거로 주택용 전력소비의 변동성 안정화와 정책 효율성 향상을 위한 시사점을 논의하였다.

2003년부터 2015년까지 주요 16개 지역의 패널자료를 분석한 결과, 1인당 주택용 전력소비를 가장 잘 설명하는 경우는 노령화지수와 중간나이를 동시에 고려하고, 15세 미만 인구비중 또는 15~64세 인구비중 중에서 하나가 포함하는 것이다. 따라서 기존 선행연구에서 고령화 지표로 65세 이상 인구비중 또는 노령화지수를 단독으로 사용하는 것은 1인당 주택용 전력소비 분석에 바람직하지 않다는 사실을 발견할 수 있었다.

모형평균방법과 가중치가 가장 큰 단일모형의 추정결과에 의하면 1인당 주택

용 전력소비는 남성 비중, 15세 미만 인구비중, 중위연령과는 양의 관계가 있고, 15~64세 미만 인구비중, 노령화지수와는 음의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과는 65세 이상 인구비중이 증가하고, 15세 미만 인구비중이 감소한다면 1인당 주택용 전력소비는 감소한다는 것을 의미한다. 즉, 65세 이상 인구비중의 수준이 비슷하더라도 15세 미만 인구비중, 중위연령, 15~64세 미만 인구비중 등과 같은 다른 연령대의 인구구조 차이로 주택용 전력소비 수준이 달라질 수 있음을 뜻한다.

노령화지수의 크기에 따라 주택용 전력소비의 소득·가격 탄력성은 서로 다른 방향으로 바뀌는 사실도 확인할 수 있었다. 임계 패널회귀모형의 추정결과에 따르면, 노령화지수가 86보다 크면 소득 탄력성은 더 비탄력적으로 변하고, 가격 탄력성은 좀 더 탄력적으로 바뀌는 것으로 나타났다. 노령화지수를 65세 인구비중으로 전환하여 해석하면, 65세 인구비중이 13%를 넘어가면 소득 탄력성의 절대 크기는 32~39% 증가하고, 가격 탄력성의 절대 크기는 75~81% 감소하게 된다. 그러므로 경기변동과 같은 소득변화를 일으키는 정책보다 전기요금 개편과 같이 가격충격을 발생시키는 정책의 지속성이 고령 사회에서 상대적으로 매우 증가하여, 주택용 전력소비 변동성을 확대할 수 있다. 따라서 고령화 수준이 빠르게 높아지는 한국의 경우 예상하지 못할 정도로 충격의 크기가 큰 가격정책은 주택용 전력소비의 변동성 변화 측면에서는 지양해야 할 것이다.

고령 사회에서 주택용 전력소비에 대한 가격변화의 효과가 증가하기 때문에, 전력소비를 줄이는 측면에서 가격정책의 강화를 주장할 수 있다. 그러나 주택용 전력소비의 비중은 전체 전력소비에서 차지하는 비중이 낮고, 앞으로도 그 비중은 감소할 것이다.¹⁹⁾ 그러므로 가격정책을 통해서 주택용 전력소비를 줄여 전체 전력소비를 감소하는 것은 한계가 있다. 반면, 전체 전력소비 변동성 안정화 측면에서 주택용 전력소비의 변동성을 축소하는 정책은 바람직할 것이다. 특히, 정부의 새로운 에너지정책 중에서 가장 중요한 신재생에너지 발전비중 확대목표 달성하기 위해서 전력수요의 절대량 감소보다 전력수요의 변동성 안정화가 상대

19) 에너지경제연구원(2016)에 의하면 가정용 전력소비의 비중은 전체 전력소비에서 13.2%(2015년)에서 12.8%(2020년) 소폭 감소할 것으로 전망하고 있다.

적으로 더 중요하다.

구체적으로 예상치 못한 가격충격을 일으키는 정책수립은 고령 사회에서는 훨씬 더 신중해야 한다. 단, 국제 에너지가격 변화나 불가피한 요금제 개편과 같은 외생충격은 발생할 수 있으므로 전력소비의 효율향상에 집중하여 고령 사회에서 영향력이 매우 증가한 가격충격이 1인당 주택용 전력소비로 전달되는 지속성을 줄여나가야 할 것이다.²⁰⁾ 또한, 절대적 인구수 이외에 인구 구조적 특징을 에너지기본계획, 전력수급기본계획 등에 현재는 비중 있게 고려하고 있지 않다. 그러나 본 연구의 분석결과에 근거하여 볼 때, 전력수요와 관련된 계획이나 정책 수립 시 고령화 관련 지표와 함께 남성 비중 등 다른 인구적 특징이 1인당 주택용 전력소비에 영향을 줄 수 있음을 고려해야 할 것이다.

마지막으로 본 연구의 개선점은 다음과 같다. 제일 먼저 지역별 자료가 아닌 개별 가구자료와 같은 미시자료를 이용하여 주택용 전력소비에 대한 고령화의 효과를 분석할 수 있을 것이다. 이를 통해, 고령 가구의 경제활동 여부, 에너지 관련 인프라 차이 및 가구원 특징 등을 정확하게 반영할 수 있을 것이다. 더욱이, 미시자료를 이용하면 누진요금체계에서 가구별로 직면하는 전기요금의 차이를 본 연구보다 더 정확하게 고려할 수 있다. 또한, 나이 이외 다른 인구적 특징, 예를 들어, 1인 가구, 모자 가구 등을 주택용 전력소비모형에 고려할 수 있고, 주택용 전력소비 외 상업용·산업용 전력소비와 고령화 간 비선형 관계도 분석할 수 있을 것이다.²¹⁾ 이와 같은 개선점들은 앞으로 연구에서 다루기를 기대한다.

접수일(2018년 1월 16일), 수정일(2018년 2월 7일), 게재확정일(2018년 2월 14일)

20) 에너지소비 변동성 축소를 위해 에너지효율 향상의 필요성과 관련하여 신동현(2017)은 수식을 통해서 설명하고 있으므로 참조할 수 있다.

21) 고령화가 미시적 측면에서 개인의 에너지소비 행태를 바꾸어 주택용 전력소비에만 영향을 준다고 생각할 수 있다. 그러나 고령화는 소비성향, 소득 수준 및 산업구조의 변화도 일으키는 충격이므로 산업용·상업용 전력소비의 구조변화와 관련이 높을 것이다.

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 권오상·강혜정·김용진, 2014, “가구별 소비자료를 이용한 전력수요함수 추정 및 요금제도 변경의 효과 분석,” 「자원·환경경제연구」, 제23권, 제3호, pp.409-434.
- 김동구·박선영, 2014, “인구 고령화가 에너지 사용과 탄소 배출에 미치는 영향,” 「환경정책연구」, 13(2), pp.99-129.
- 노승철·이희연, 2013, “가구 부문의 에너지 소비량에 영향을 미치는 요인 분석,” 「국토계획」, 48(2), pp.295-312.
- 노정녀, 2014, “가구 구성원 특성과 가전제품 사용에 따른 가정용 전력 수요의 예측,” 「한국경제연구」, 32(2), pp.177-202.
- 신동현, 2017, “고령화에 따른 국내 휘발유·경유 소비 변동성의 구조변화 분석: 지역별 패널자료 분석,” 미발간논문.
- ____·조하현, 2016, “국내 휘발유·경유 소비의 비대칭적 가격탄력성 구조변화에 관한 실증연구,” 「한국경제연구」, 34(2), pp.5-42.
- ____·____·장민우, 2016, “소득 수준에 따른 한국 도시 가구의 전력소비행태 이질성과 전기요금개편 효과 분석,” 「에너지경제연구」, 14(3), pp.27-81.
- 에너지경제연구원, 2016, 「KEEI 2016 중가 에너지수요전망」, 에너지경제연구원.
- 원두환, 2012, “고령화가 가정부문 에너지 소비량에 미치는 영향 분석: 전력수요를 중심으로,” 「자원·환경경제연구」, 21(2), pp.341-369.
- 임기추·강운영, 2004, “생활양식이 가정부문 에너지 소비에 미치는 영향 분석,” 기본연구 보고서 04-01, 에너지경제연구원.
- 임현진·정수관·원두환, 2013, “지구온난화가 가정부문 에너지 소비량에 미치는 영향 분석: 전력수요를 중심으로,” 「에너지경제연구」, 12(2), pp.33-58.
- 조하현·장민우, 2015, “구간별 가격체계를 고려한 우리나라 주택용 전력수요의 가격 탄력성과 전력누진요금제 조정방안,” 「자원·환경경제연구」, 24(2), pp.365-410.
- 통계청, 장래인구추계(통계URL: http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1BPB002&conn_path=I3, 검색일, 2018. 1. 3)

- Bedir, M., Hasselaar, E. and Itard, L., 2013, "Determinants of Electricity Consumption in Dutch Dwellings," *Energy and Buildings*, 58, pp.194-207.
- Brounen, D., Kok, N. and Quigley, J.M., 2012, "Residential Energy Use and Conservation: Economics and Demographics," *European Economic Review*, 56(5), pp.931-945.
- Filippini, M., 1999, "Swiss Residential Demand for Electricity," *Applied Economics Letters*, 6(8), pp.533-538.
- Flaig, G., 1990, "Household Production and the Short-run and Long-run Demand for Electricity," *Energy Economics*, 12(2), pp.116-121.
- 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.
- _____, 2007, "Least Squares Model Averaging," *Econometrica*, 75(4), pp.1175-1189.
- _____, 2008, "Least-squares Forecast Averaging," *Journal of Econometrics*, 146(2), pp.342-350.
- _____ and Racine, J.S., 2012, "Jackknife Model Averaging," *Journal of Econometrics*, 167(1), pp.38-46.
- Halvorsen, R., 1975, "Residential Demand for Electric Energy," *The Review of Economics and Statistics*, 57(1), pp.12-18.
- Hausman, J.A., 1978, "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46(6), pp.1251-1271.
- Ito, K., 2014, "Do Consumers Respond to Marginal or Average Price? Evidence from Nonlinear Electricity Pricing," *American Economic Review*, 104(2), pp.537-563.
- Tonn, B. and Eisenberg, J., 2007, "The Aging US Population and Residential Energy Demand," *Energy Policy*, 35(1), pp.743-745.

고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계 분석: 고령화 지표 선택과 가격·소득 탄력성 변화를 중심으로

White, H., 1980, “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator 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.

◎ 부록 ◎

〈부표 1〉 모형평균방법의 선택벡터(S^k)

k	μ_i	$y_{i,t}$	$p_{i,t}$	$m_{i,t}$	$c_{i,t}$	$g_{i,t}$	$o_{i,t}$	$i_{i,t}$	$r_{i,t}$
1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
2	1	1	1	1	0	1	0	0	0
3	1	1	1	1	0	0	1	0	0
4	1	1	1	1	0	0	0	1	0
5	1	1	1	1	0	0	0	0	1
6	1	1	1	1	1	1	0	0	0
7	1	1	1	1	1	0	1	0	0
8	1	1	1	1	1	0	0	1	0
9	1	1	1	1	1	0	0	0	1
10	1	1	1	1	0	1	1	0	0
11	1	1	1	1	0	1	0	1	0
12	1	1	1	1	0	1	0	0	1
13	1	1	1	1	0	0	1	1	0
14	1	1	1	1	0	0	1	0	1
15	1	1	1	1	0	0	0	1	1
16	1	1	1	1	1	1	1	0	0
17	1	1	1	1	1	1	0	1	0
18	1	1	1	1	1	1	0	0	1
19	1	1	1	1	1	0	1	1	0
20	1	1	1	1	1	0	1	0	1
21	1	1	1	1	1	0	0	1	1
22	1	1	1	1	0	1	1	1	0
23	1	1	1	1	0	1	1	0	1
24	1	1	1	1	0	1	0	1	1
25	1	1	1	1	0	0	1	1	1
26	1	1	1	1	1	1	1	1	0
27	1	1	1	1	1	1	1	0	1
28	1	1	1	1	1	1	0	1	1
31	1	1	1	1	1	0	1	1	1
30	1	1	1	1	0	1	1	1	1
31	1	1	1	1	1	1	1	1	1

주: '1'은 해당 설명변수가 포함되는 것을, '0'은 포함되지 않는 것을 의미한다

고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계 분석: 고령화 지표 선택과 가격·소득 탄력성 변화를 중심으로

〈부표 2〉 모형평균방법에 의한 가중치(RE모형)

MMA		JMA	
모형	가중치	모형	가중치
21	0.733	21	0.705
12	0.208	12	0.202
8	0.024	8	0.060
1	0.023	15	0.033
2	0.012	29	0.000
13	0.00000	28	0.00000
25	0.00000	17	0.00000
11	0.00000	27	0.00000
3	0.00000	13	0.00000
7	0.00000	18	0.00000
30	0.00000	16	0.00000
6	0.00000	7	0.00000
23	0.00000	23	0.00000
17	0.00000	26	0.00000
28	0.00000	31	0.00000
19	0.00000	25	0.00000
16	0.00000	9	0.00000
31	0.00000	10	0.00000
29	0.00000	6	0.00000
4	0.00000	1	0.00000
5	0.00000	2	0.00000
9	0.00000	3	0.00000
10	0.00000	4	0.00000
14	0.00000	5	0.00000
15	0.00000	11	0.00000
18	0.00000	14	0.00000
20	0.00000	19	0.00000
22	0.00000	20	0.00000
24	0.00000	22	0.00000
26	0.00000	24	0.00000
27	0.00000	30	0.00000

〈부표 3〉 주택용 전력소비모형 추정결과: 선형모형(RE모형)

	28	MMA	JMA
$y_{i,t}$	0.172*** (4.362)	0.174	0.175
$p_{i,t}$	-0.554*** (-4.403)	-0.577	-0.577
$m_{i,t}$	-0.002 (-1.080)	-0.002	-0.002
$c_{i,t}$	0.023 (0.370)	-0.014	-0.014
$g_{i,t}$	0.040 (0.655)	0.002	0.002
$o_{i,t}$	0.039 (0.634)	0.000	0.000
$i_{i,t}$	-0.002** (-2.427)	-0.001	-0.001
$r_{i,t}$	0.013*** (2.869)	0.012	0.012
R^2	0.850	0.846	0.845
CN		0.002	0.002

주: ‘***’는 1%, ‘**’는 5% 유의수준을 의미하고, ()은 t값을 나타낸다. CN 은 모형평균 방법의 가중치 계산이 기준이 되는 값으로 MMA는 Mallow 기준, JMA는 Jackknife 잔차의 제곱합이다.

고령화와 국내 주택용 전력소비 간 관계 분석: 고령화 지표 선택과 가격·소득 탄력성 변화를 중심으로

〈부표 4〉 모형평균방법에 의한 가중치(FE모형)

MMA		JMA	
모형	가중치	모형	가중치
21	0.700	21	0.700
24	0.249	24	0.245
13	0.038	13	0.046
1	0.013	1	0.009
11	0.00032	17	0.00000
17	0.00000	27	0.00000
30	0.00000	29	0.00000
27	0.00000	9	0.00000
10	0.00000	15	0.00000
6	0.00000	31	0.00000
5	0.00000	18	0.00000
18	0.00000	8	0.00000
19	0.00000	6	0.00000
3	0.00000	2	0.00000
31	0.00000	3	0.00000
8	0.00000	4	0.00000
29	0.00000	5	0.00000
9	0.00000	7	0.00000
26	0.00000	10	0.00000
16	0.00000	11	0.00000
2	0.00000	12	0.00000
4	0.00000	14	0.00000
7	0.00000	16	0.00000
12	0.00000	19	0.00000
14	0.00000	20	0.00000
15	0.00000	22	0.00000
20	0.00000	23	0.00000
22	0.00000	25	0.00000
23	0.00000	26	0.00000
25	0.00000	28	0.00000
28	0.00000	30	0.00000

〈부표 5〉 고령화 지표들 간 선형 상관관계

	$c_{i,t}$	$g_{i,t}$	$o_{i,t}$	$i_{i,t}$	$r_{i,t}$
$c_{i,t}$	1.00	-0.23	-0.50	-0.73	-0.82
$g_{i,t}$		1.00	-0.73	-0.48	-0.28
$o_{i,t}$			1.00	0.94	0.83
$i_{i,t}$				1.00	0.93
$r_{i,t}$					1.00

〈부표 6〉 주택용 전력소비모형 추정결과: 임계 패널회귀모형
(임계변수: 중위연령)

	모형21		모형24	
	$r_{i,t} \leq \gamma$	$r_{i,t} > \gamma$	$r_{i,t} \leq \gamma$	$r_{i,t} > \gamma$
$y_{i,t}$	0.233*** (5.332)	0.061 (1.307)	0.224*** (4.846)	0.062 (1.034)
$p_{i,t}$	-0.614*** (-5.790)	-0.545*** (-2.667)	-0.637*** (-4.625)	-0.565** (-2.492)
$m_{i,t}$	0.001 (0.634)	-0.001 (-0.822)	0.001 (0.567)	-0.002 (-0.905)
$c_{i,t}$	-0.024*** (-5.556)	-0.022*** (-5.280)		
$g_{i,t}$			0.016*** (7.033)	0.011*** (4.249)
$i_{i,t}$	-0.002*** (-3.861)	-0.001*** (-3.458)	0.002*** (4.307)	0.001*** (2.591)
γ	38*** (34.197)		38*** (38.641)	
R^2	0.843		0.868	
Heter.(p값)	0.075		0.087	

주: ‘***’는 1%, ‘**’는 5% 유의수준을 의미하고, ()값은 t값을 나타낸다. 임계효과에 대한 검정은 Hansen(1996)의 LR 검정에 근거하여 5,000번의 부스트랩으로 진행하였다. Heter.는 오차항의 이분산성을 검정하는 White(1980)의 검정통계량에 대한 p값이며, 추정치의 오차항 추정치는 이에 근거하였다.

ABSTRACT

An Analysis on the Relationship between Aging and Residential Electricity Consumption in Korea

Donghyun Shin*

This paper investigates aging index that best describes household electricity consumption in Korea, and then predicts household electricity consumption volatility according to aging. The empirical analysis of panel data shows two important results. First, not the population ratio above age 65 but aging index and median age are more related to household electricity consumption. Second, if a society becomes an aging society, income elasticity will be more inelastic. Contrary to income elasticity, price elasticity of household electricity change more elastically when aging index increases. Therefore, it implies that not only price policy but also efficiency improvement policy should be implemented for stabilization of electricity consumption volatility necessary to renewable energy supply expansion.

Key Words : Residential Electricity Consumption, Aging, Model Averaging, Threshold Panel Regression

* Associate Research Fellow, Korea Energy Economics Institute, dhshin@keei.re.kr

