

선도추급과정을 이용한 새로운 예측기법: 장기전력수요예측에의 응용*

박준용** · 김인무*** · 김창식**** · 이성로*****

논문 초록

본 논문은 비선형 예측모형에서 예측의 정확도를 높이기 위한 방법으로 선도추급(先導追及; Gap and Catch-up) 과정을 제시하고 이를 한국의 장기전력수요예측에 적용한 실증분석 결과를 보여준다. 선도추급과정은 후발국가가 경제적 발전단계에서 앞선 선도국가의 성장패턴을 추급한다는 가설을 예측에 적용한 것으로, 본 논문에서는 선도국가의 전력수요에 대한 소득탄력성 변화패턴을 후발국가가 추급한다는 가설을 시간변동계수를 갖는 공적분회귀식을 이용한 전력수요예측모형에 적용하여 예측력을 높인 실증분석 결과를 보여준다. 장기전력수요예측에서 한국이 일본 전력수요의 소득탄력성 변화패턴을 추급한다는 선도추급과정을 적용한 결과가 기존 예측모형에 비하여 우월한 예측력을 보였으며, 특히 선도 및 추급기간에 대한 모의실험에서 한국의 추급기간이 일본의 선도기간을 단축시키는 가설을 적용할 경우 최적 예측치를 얻을 수 있었다. 또한 용도별 전력수요의 소득탄력성 변화패턴 수렴에 관한 실증분석 결과가 경제성장이론에 나타난 산업별 생산성 수렴현상 결과와 일치함을 알 수 있었다.

핵심 주제어: 선도추급과정, 시간변동계수 공적분모형, 장기전력수요예측
경제학문헌목록 주제분류: C5

투고 일자: 2011. 6. 23. 심사 및 수정 일자: 2011. 7. 5. 게재 확정 일자: 2011. 8. 11.

* 논문에 대한 세밀한 검토와 수정에 많은 도움을 주신 익명의 세분 심사위원께 감사드립니다. 또한 본 논문 작성과정에서 유익한 논평을 해준 성균관대학교 계량경제학연구센터 김석중, 박성근 연구원께 감사의 뜻을 전합니다.

** Indiana University 및 성균관대학교 경제학부 교수, e-mail: joon@indiana.edu

*** 성균관대학교 경제학부 교수, e-mail: inmookim@skku.edu

**** 성균관대학교 경제학부 부교수, e-mail: skimcs@skku.edu

***** 교신저자, 성균관대학교 경제학부 박사과정, e-mail: sungro@skku.edu

I. 서 론

비선형 계량모형을 이용한 예측에서는 선형모형과 달리 과거 자료로부터 추정된 비선형 계수의 미래 예측기간 동안의 추세에 대한 설정에 따라 모형의 예측력이 좌우된다. 특히 시간변동계수(time varying coefficient) 모형이 분석하려는 시계열자료에 가장 적합한 모형인 경우 장기예측에서 미래 시간변동계수의 함수형태가 과거와 동일하게 유지될 것인지 혹은 다른 형태로 변화될 것인지의 여부에 따라 모형의 예측력이 크게 달라질 수 있다. 따라서 비선형 예측모형의 예측오차를 결정하는데 있어 미래 시간변동계수의 함수형태에 대한 예측은 매우 중요한 요소가 된다. 본 논문은 시간변동계수 비선형모형에서 추정된 비선형 계수가 미래의 예측기간에도 과거와 유사한 비선형 추세를 유지할 것인지를 분석하고 이러한 문제를 해결하기 위한 방법으로 선도추급과정을 제시한다. 또한 한국의 장기전력수요예측을 위해 시간변동계수 공적분모형을 사용할 때, 본 논문에서 제시한 선도추급과정을 적용한 모형이 기존 모형보다 더 높은 예측력을 보이는 실증 사례를 보여준다.

1990년대 이후 에너지수요에 관한 연구에서 전력수요를 비롯한 에너지수요의 소득탄력성이 표본기간 동안 일정하지 않다는 실증분석 결과들이 제기되었다(Chang and Hsing, 1991; Dargay, 1992; Hass and Schipper, 1998). 특히 Galli(1998), Medlock and Soligo(2001)은 소득탄력성의 시간에 대한 가변성의 실증적 증거로 부가가치 당 에너지 사용량으로 정의되는 에너지 원단위의 소득에 대한 역 U자형태의 패턴을 제시하였다. 또한 이러한 에너지수요의 패턴을 고려하기 위해 기존의 로그 선형모형에 로그를 취한 소득의 제곱 항을 추가하여 에너지수요의 소득탄력성을 소득에 대한 감소함수로 모형화 하였다. 이와 달리 Chang and Martinez-Chombo(2003)와 Park and Zhao(2010)은 Park and Hahn(1999)이 제시한 시간변동계수 공적분모형을 이용하여 로그 선형모형에서 탄력성을 시간에 대한 비선형 함수로 모형화 하였다. 이들은 각각 멕시코 전력수요와 미국의 가솔린수요 예측에 적용하여 소득탄력성이 시간에 따라 변하는 모형이 표본기간 동안 동일하다고 설정한 모형에 비하여 우수한 예측력을 갖는 것을 보였다.

기존의 시간변동계수 공적분모형을 이용한 연구에서는 미래의 소득탄력성 변화 패턴이 과거와 동일하게 유지된다는 가정 하에 소득탄력성을 예측하였다. 이러한 가정은 단기에는 소득탄력성에 영향을 주는 변수들이 크게 변하지 않을 것이므로

단기예측에서는 적절할 수 있지만, 소득탄력성에 영향을 주는 요소들이 변하는 장기예측에서는 과거의 소득탄력성 변화패턴이 미래에도 동일하게 유지된다고 보기 어렵다.

본 논문에서는 한국의 장기전력수요예측모형에서 과거 자료로부터 추정한 비선형 회귀계수함수를 미래 예측에 그대로 사용하는 것이 예측오차를 크게 할 수 있다는 사실을 보이고 그 해결방법의 하나로 선도추급(先導追及: Gap and Catch-up) 과정을 이용한 장기 예측기법을 제시한 후, 이를 통해 장기 예측모형의 예측력을 높인 실증분석 결과를 보이게 된다. 선도추급과정은 명칭에서 알 수 있듯이 경제발전 혹은 기술수준이 앞선 선도국과 이를 쫓아가는 후발국의 관계에서 나타나는 성장패턴을 후발국 경제변수예측에 활용하는 방법으로, 이러한 개념을 경제변수예측에 광범위하게 사용할 수는 있지만 계량모형으로 구체화하여 장기예측에 적용하는 것은 쉽지 않다.

이러한 어려움에도 불구하고 기존 문헌을 살펴보면 선도국과 후발국의 관계를 예측모형에 적용한 연구를 찾을 수 있다. Fischer, Sahay and Vegh (1998)는 중·동유럽과 유럽연합의 경제적 격차 분석에서 중·동유럽 국가의 경제성장률을 예측하여 이들 국가들이 유럽연합의 경제수준에 도달하는 시간을 분석하였다. 그런데 이들은 중·동유럽 국가의 경제성장률 전망에서 해당 국가의 자료를 이용하여 예측모형을 추정하지 않고 Barro (1991)가 제시한 성장방정식의 추정치를 해당 국가의 예측전제에 그대로 적용하여 경제성장률을 예측하였다. Wagner and Hlouskova (2005)는 이와 유사한 연구에서 중·동유럽 국가와 경제적으로 유사한 유럽연합에 소속된 14개국의 자료를 이용하여 Barro (1991)의 성장방정식을 추정하고 이를 통해 중·동유럽 국가의 경제성장률을 예측하였다. Wagner and Hlouskova (2005)는 이 같은 간접적인 예측방법에 대해 중·동유럽 국가들처럼 경제가 이행단계에 있는 국가들의 장기예측에서는 해당 국가의 과거 성장패턴을 미래에 그대로 적용하기 보다는 선진국 성장패턴을 적용하는 것이 예측력을 향상 시킬 수 있다고 주장하였다.

본 논문에서는 기존 연구와 달리 선도국과 후발국의 관계를 보다 구체화하여 이를 장기예측에 직접적으로 반영하는 과정을 제시한다. 구체적으로 전력수요에 대한 소득탄력성의 성장패턴을 계량모형화하여 이를 장기전력수요예측에 활용하는 방법을 보여준다. 선도추급과정을 모형에 적용하기 위해서는 어떤 국가를 선도국으로

선정하는지가 매우 중요하다. 또한 선정된 선도국과 후발국의 경제발전 및 전력산업의 성숙도가 얼마나 차이 나는지를 파악하고 후발국이 두 국가 간의 차이를 얼마나 빠른 속도로 따라 잡는가를 추론하는 과정이 필요하다. 이러한 문제들을 본 논문에서는 다음과 같이 고려한다.

선도국을 결정할 때 가장 중요하게 고려하여야 할 사항은 선도국과 후발국의 성장패턴의 유사성이다. 비선형 예측모형을 이용한 장기예측에서 예측오차가 크게 발생하는 이유 중 하나는 과거 표본자료를 통하여 추론한 비선형 회귀계수함수의 형태 혹은 추세가 미래 예측기간에 동일하게 나타나지 않기 때문이다. 따라서 장기예측에서 후발국의 과거 성장패턴이 미래에 그대로 실현된다는 설정보다는 선도국의 과거 성장패턴이 후발국의 미래 성장패턴으로 실현될 가능성이 크다는 사실을 예측모형에 반영하는 것이 예측오차를 줄이는 방법이 된다. 본 논문에서는 이러한 사실에 기초하여 선도추급과정의 첫 번째 단계인 선도국 선정은 일차적으로 소득탄력성 성장패턴의 유사성을 기준으로 선도국에 대한 후보 국가를 선정하고, 모의실험을 통하여 예측오차를 최소화 하는 국가를 선도국으로 선정한다.

선도국을 선정하고 나면 선도국과 후발국간의 성장격차(Gap)를 추정하고, 후발국이 선도국을 얼마나 빠른 속도로 따라잡는가 하는 추급(Catch-up) 기간을 추정하는 것이 필요하다. 이 단계는 예측기간과 밀접한 관련을 갖는데, 본 논문에서는 후발국의 미래 소득탄력성 성장패턴이 선도국의 과거 어느 기간과 유사한지를 모의실험을 통하여 분석하고, 예측오차를 최소화하는 기준으로 선도기간과 추급기간을 추정한다. 구체적인 적용과정에서는 전력수요를 성장패턴이 다르게 나타나는 용도별, 즉 주택용, 상업용, 산업용 전력수요로 구분하여 국가 간 성장격차와 추급기간을 추정하였다.

장기전력수요예측에서 한국 전력수요의 소득탄력성이 일본 전력수요의 소득탄력성 성장패턴을 추급한다는 선도추급과정을 적용한 예측결과가 기존 예측모형에 비하여 전반적으로 우월한 예측력을 갖는 것으로 나타났지만, 용도별 전력수요예측에서는 차이가 있는 것으로 나타났다. 주택용과 상업용 전력수요예측모형에서 기존 예측모형은 예측기간이 길어짐에 따라 예측오차가 급속히 증가하였지만, 선도추급과정을 이용한 예측모형은 예측기간에 대해 민감하지 않은 안정적인 수준의 예측오차를 보여주었다. 이와 달리 산업용 전력수요예측모형에서는 한국과 선도국의 상이한 소득탄력성 변화패턴으로 인해 선도추급과정을 적용한 예측모형이 기존 예

측모형에 비하여 큰 차이를 보여주지 못했다. 또한 선도기간과 추급기간 추정결과 한국의 소득탄력성이 과거 선도국의 소득탄력성보다 빠르게 증가하는 것으로 추정되었고, 특히 상업용 전력수요예측모형에서 위와 같은 현상이 두드러지게 나타났다. 이 같은 결과는 산업별 생산성 수렴 문헌에서 밝힌 것처럼 서비스업에서 국가 간 생산성 수렴 현상이 강하게 발생하고, 제조업에서 국가 간 생산성 수렴 현상이 발견되지 않는다는 실증분석 결과와 일관성을 갖는다.

전력수요예측에 관한 국내 연구는 1970년대 이래로 지속적으로 발전해왔다. 장영식(1977)은 용도별 전력수요의 특징, 부하관리방안, 요금제도 개편 등 초기 한국 전력산업의 현황과 정책방안에 대한 상세한 분석결과를 제시하였다. 뿐만 아니라 분기, 연 단위 자료를 이용한 계약종 및 용도에 따른 전력수요예측모형을 구축하여 한국 전력수요에 대한 방대한 분량의 계량분석결과를 제시하였다. 이후 유병철·황윤재(1997)는 비모수반응함수와 부분선형모형을 이용한 최대전력수요 예측기법을 제시하였고, 정대용(1998)은 칼만필터를 이용한 시간변동계수모형을 장기전력수요 예측에 적용하였다. 또한 나인강(2006)은 관측되지 않는 변수인 기술진보를 시간추세를 통하여 에너지 수요방정식에 직접적으로 고려하였다. 특히, 정대용은 한국과 같이 전력수요의 소득탄력성이 급격히 변해왔고 향후에도 현재와는 다른 양상으로 변할 것으로 예상되는 경우에 시간변동계수를 갖는 예측모형이 유용하다고 주장했고, 또한 시계열 예측모형의 한계를 극복하기 위해 국가 간 패널자료를 이용하여 경제발전과 에너지산업의 성숙도에 따른 에너지수요의 구조적 변화를 고려할 수 있는 예측모형의 필요성도 피력하였다.

이후 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 장기전력수요예측을 위한 비선형모형인 시간변동계수 공적분모형을 살펴보고 선도추급과정에 대하여 설명하게 된다. 제Ⅲ장에서는 한국, 일본, 미국의 전력판매량을 이용한 실증분석 결과를 보여주고, 제Ⅳ장에서 결론을 도출한다.

Ⅱ. 모 형

1. 비선형 예측모형

본 논문에서는 장기전력수요예측을 위한 비선형계량모형으로 소득과 전력가격의

다음과 같은 회귀방정식을 사용한다.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i s_{i,t} + \beta_t w_t + \gamma p_t + \varepsilon_t \tag{1}$$

여기서 y_t , w_t , p_t 는 각각 전력수요, 소득 그리고 전력가격을 나타내고, $s_{i,t}$ 는 i 분기 계절 더미변수다. 전력 및 경제변수는 로그를 취하여 사용하였기 때문에 β_t 와 γ 는 각각 전력수요의 소득탄력성과 가격탄력성을 의미한다. 본 연구는 Park and Hahn (1999)의 방법을 사용하여 전력수요의 소득탄력성을

$$\beta_t = \beta \left(\frac{t}{T} \right) \tag{2}$$

와 같이 시간에 따라 서서히 변하는 부드러운 함수로 설정하였다. 여기서 T 는 표본 개수를 의미한다. 본 논문에서는 식 (2)의 함수를 다음과 같은 푸리에 플렉서블 폼(Fourier flexible form)을 이용하여 추정한다.

$$\beta_k(r) = \theta_{k,0} + \theta_{k,1}r + \theta_{k,2}r^2 + \sum_{i=1}^k (\theta_{k,2i+1}, \theta_{k,2(i+1)}) \pi_i(r) \tag{3}$$

여기서 $r \in [0,1]$, $\pi_i(r) = (\cos 2\pi ir, \sin 2\pi ir)'$, $\theta_{k,j} \in R$, $j = 0,1,\dots,2(k+1)$ 이다. Park and Hahn (1999)은 식 (3)에서 표본 개수에 따라 k 를 충분히 증가시키면 β 에 대한 일치추정량을 얻을 수 있음을 보였다.¹⁾ 또한 $\theta_k = (\theta_{k,0}, \theta_{k,1}, \dots, \theta_{k,2(k+1)})'$, $f_k(r) = (1, r, r^2, \pi_1(r)', \dots, \pi_k(r)')$ 로 정의하면, 식 (3)은

$$\beta_k(r) = f_k(r)' \theta_k \tag{4}$$

과 같이 나타낼 수 있고, 따라서 식 (1)을 다음과 같이 변환할 수 있다.

1) Park and Hahn (1999, Lemma 2) 참고.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i s_{i,t} + w_{kt} \theta_k + \gamma p_t + \varepsilon_{kt} \quad (5)$$

여기서 $w_{kt} = f_k\left(\frac{t}{T}\right)' w_t$ 이고, 소득탄력성은 $\hat{\beta}_k\left(\frac{t}{T}\right) = f_k\left(\frac{t}{T}\right)' \hat{\theta}_k$ 을 통하여 추정하게 된다.

식 (5)에 대한 OLS 추정은 w_{kt} 의 내생성으로 인해 점근적으로 비효율적인 추정치를 만들고 극한분포도 정규분포를 따르지 않기 때문에 t -test 혹은 F -test와 같은 표준적인 검정을 사용할 수 없게 된다. 따라서 본 연구에서는 Park and Hahn (1999) 과 마찬가지로 Park (1992)이 제시한 정준공적분회귀(Canonical Cointegrating Regression) 모형을 사용하였다. 식 (5)에 대한 정준공적분회귀모형은 변환된 변수에 기반을 둔 회귀모형에 대한 OLS 추정을 통해 이루어진다.²⁾ 변환된 회귀모형에 대한 OLS 추정량은 소득탄력성을 푸리에 플렉서블 폼으로 근사함으로써 발생한 내생성과 오차항의 계열 상관 문제를 효과적으로 다룰 수 있고, 또한 최우추정량과 점근적으로 동일한 극한분포를 갖는다는 점에서 효율적인 추정량으로 알려져 있다.

2. 선도추급과정

선도추급과정은 기본적으로 후발국의 미래 성장패턴을 선도국의 과거 성장추세로 대체하는 방법으로 본 논문에서는 후발국과 선도국사이의 소득탄력성 격차(이하 선도기간)와 주어진 소득탄력성 격차를 후발국이 쫓아가는 기간(이하 추급기간)에 대한 설정을 통해 이루어진다. 선도기간은 후발국과 선도국의 사이의 소득탄력성 격차를 현재 시점을 기준으로 측정한 것이고, 추급기간은 후발국이 선도국의 소득탄력성 수준에 도달하는데 걸리는 시간을 의미한다. 예를 들어 선도기간이 10년이고 추급기간이 5년이라면, 현재 10년의 소득탄력성 격차를 후발국이 향후 5년 동안 추급하는 것이다. 또한 선도기간과 추급기간을 이용하여 후발국이 선도국을 추급하는 속도를 정의 할 수 있다. 추급속도는 선도기간을 추급기간으로 나눈 것으로, 후발국의 미래 소득탄력성 증가 속도를 선도국의 과거 소득탄력성 증가 속도를 기준으로 나타낸 상대속도를 의미한다. 따라서 추급속도가 1보다 크다면 후발국의 미래 소득탄력성 증가 속도가 과거 선도기간 동안의 선도국의 소득탄력성 증가 속도보다

2) 정준공적분모형을 통한 추정과정은 Park and Hahn (1999) 4장 참고.

빠르다는 것이고, 1보다 작으면 반대의 경우를 의미한다.

선도기간을 G , 추급기간을 C , 현재 시점을 T 로 표기하고 선도국의 선도 시작 시점을 $T^G = T - G$, 추급속도를 $v = G/C$, 선도국과 후발국의 소득탄력성 추정치를 각각 $\hat{\mu}_t$, $\hat{\beta}_t$ 으로 표기하자. 따라서 소득탄력성 예측은 선도국의 T^G+1 기부터 T 기까지의 소득탄력성 변화패턴을 후발국의 $T+1$ 기부터 $T+C$ 까지의 소득탄력성 변화패턴으로 대체하게 된다. 선도추급과정은 소득탄력성 변화패턴을 이용하기 때문에 선도국과 후발국의 소득탄력성을 $\hat{\mu}_t^* = \hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{T^G}$, $\hat{\beta}_t^* = \hat{\beta}_t - \hat{\beta}_T$ 와 같이 시작시점 이후 변화량으로 변환하여 예측하고, 최종적인 후발국 소득탄력성은 예측된 소득탄력성 변화패턴을 이용하여 $\hat{\beta}_{T+t} = \hat{\beta}_{T+t}^* + \hat{\beta}_T$ 로 예측한다.

선도국의 소득탄력성 변화패턴을 후발국의 미래 소득탄력성 변화패턴으로 반영하는 가장 간단한 방법은 선도기간에 해당되는 선도국의 과거 소득탄력성을 후발국의 미래 소득탄력성으로 대체하는 것이다. 예를 들어 선도기간을 10년이라고 가정하면, 후발국의 미래 소득탄력성을

$$\hat{\beta}_{T+t}^* = \hat{\mu}_{(T-10)+t}^*, \quad t = 1, 2, \dots, C \quad (6)$$

와 같이 대체하여 예측모형에 포함시키는 것이다. 식 (6)은 선도기간이 10년인 경우 예측시점에서 선도국의 10년 전 소득탄력성을 후발국의 소득탄력성 예측치로 그대로 사용하는 것이다. 식 (6)은 선도국과 후발국과의 소득탄력성 격차만을 고려한 것으로 후발국의 미래 소득탄력성을 선도국의 과거 소득탄력성과 동일한 속도로 증가하도록 설정한 것이다. 한편 선도기간과 추급기간이 다른 경우에는 국가 간 소득탄력성 격차뿐만 아니라 후발국이 주어진 격차를 추급하는 속도를 함께 모형화 할 수 있다. 예를 들어 선도국과 후발국의 소득탄력성 격차는 10년인데 후발국이 이 격차를 5년 내에 추급한다고 하면, 식 (6)은

$$\hat{\beta}_{T+t}^* = \hat{\mu}_{(T-10)+2t}^*, \quad t = 1, 2, \dots, C \quad (7)$$

와 같이 변경된다. 식 (7)은 선도국의 $(T-10)$ 에서부터 2년 동안의 소득탄력성 변화량을 후발국의 1년 후 소득탄력성 예측치로 대체한 것으로, 후발국의 미래 소득

탄력성을 선도국의 10년 전 소득탄력성 보다 두 배 빠르게 증가하도록 설정한 것이다. 식 (7)을 일반화하면 다음과 같다.

$$\hat{\beta}_{T+t}^* = (1-\rho)\hat{\mu}_{T^{G+}[t \times v]}^* + \rho\hat{\mu}_{T^{G+}[t \times v]+1}^*, \quad t=1,2,\dots,C \quad (8)$$

여기서 $[v]$ 는 v 를 넘지 않는 가장 큰 정수를 나타내고, $\rho = t \times v - [t \times v]$ 로 정의되어 $0 \leq \rho < 1$ 의 값을 갖는다. 식 (8)에서는 식 (6), (7)과 다르게 연속된 두 기간의 가중 평균된 소득탄력성을 후발국의 미래 소득탄력성으로 대체하였다. 이 같은 설정은 추급속도가 양의 정수가 아닌 일반적인 상황을 반영하기 위함이다. 예를 들어 $v = 2.1$ 이라고 하면, 선도국의 소득탄력성 $\hat{\mu}_{T^{G+2}}^*$ 와 $\hat{\mu}_{T^{G+3}}^*$ 을 0.9와 0.1의 가중치로 평균한 값을 후발국의 $T+1$ 기의 소득탄력성으로 대체하는 것이다.

여기서 한 가지 강조하고자 하는 것은 이상의 선도추급과정은 후발국이 선도국 전력수요의 변화패턴을 추급한다고 가정한 것이 아니라 전력수요의 소득탄력성 변화패턴을 추급한다는 설정이라는 것이다. 전력수요 자체의 변화패턴과 전력수요의 소득탄력성 변화패턴은 전혀 다르게 나타난다. 구체적인 사례로 보면 1997년 아시아 외환위기로 인해 한국의 전력수요는 급감하였지만 전력수요의 소득탄력성은 크게 변하지 않았다는 것으로 나타난다.

III. 실증 분석

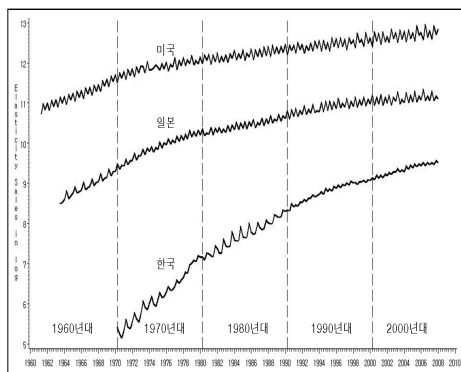
1. 자 료

한국의 경우 장기전력수요예측을 위하여 비선형 계량모형인 시간변동계수 공적분모형이 2004년 이후 사용되고 있다.³⁾ 본 장에서는 시간변동계수 공적분모형을 이용하는 한국의 장기전력수요예측에 있어 후발국인 한국의 미래 전력수요의 소득탄력성을 선도국인 일본 혹은 미국의 전력수요의 소득탄력성으로 대체하여 사용하는 선도추급과정의 실제 추정결과를 보여준다. 장기전력수요예측모형은 분기 자료를 이용하여 추정하였고, 실증분석에서 전력수요는 전력판매량을, 소득 변수는 계

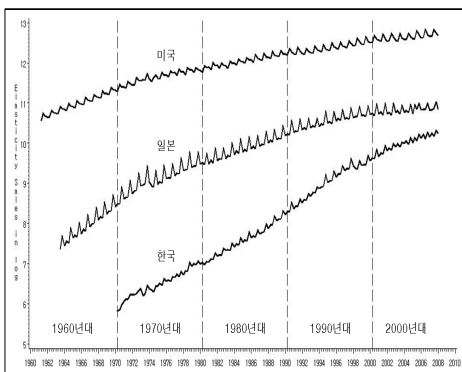
3) 박준용·김인무·이상철(2004) 참고.

질 조정된 실질 GDP를 각각 사용하였다. 가격 변수는 용도별 전력가격을 물가지수로 나눈 실질전력가격을 사용하였다.⁴⁾ 한국의 용도별 전력판매량 및 전력가격은 전력거래소 자료를 사용하였고, 모형의 안정적인 추정을 위해 주택용 전력판매량에서 심야전력 판매량은 제외하였다. 일본의 용도별 전력판매량은 일본 전기사업연합회, 미국의 경우는 에너지정보부(EIA) 자료를 이용하였다.

〈그림 1〉 주택용 전력판매량 추이



〈그림 2〉 상업용 전력판매량 추이

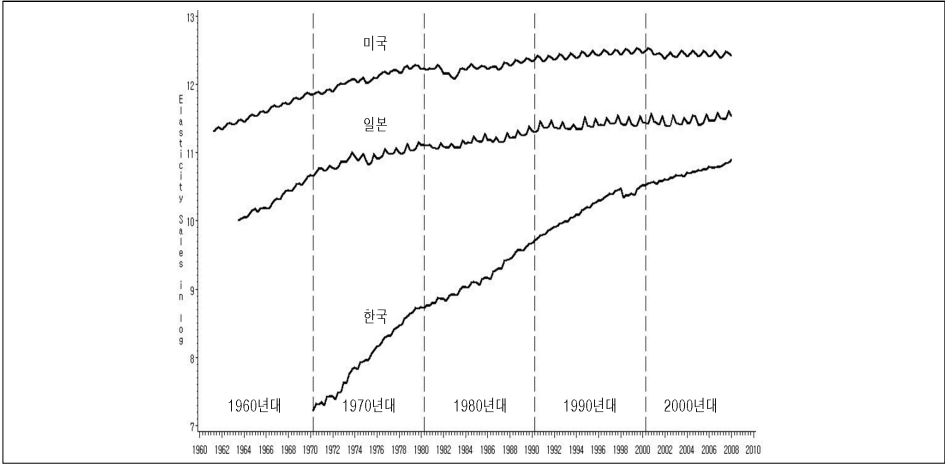


〈그림 1〉에서 〈그림 3〉은 한국, 일본, 미국의 용도별 전력판매량을 로그를 취하여 나타낸 것으로 전반적으로 전력판매량이 비선형 추세를 보이며 상승하는 모습을 볼 수 있다.⁵⁾ 또한 전력판매량의 증가추세는 용도와 국가별로 다르게 나타나며, 특히 한국의 전력판매량이 일본과 미국의 전력판매량 보다 가파르게 증가하는 모습을 볼 수 있다. 일본과 미국은 1970년대 중반 이후 전력판매량의 증가추세가 둔화되었으며, 특히 산업용 전력판매량의 증가추세가 많이 둔화된 것을 볼 수 있다. 이에 반해 한국의 전력판매량은 1970년 이래로 지속적인 증가추세를 유지하고 있고, 1980년대 중반 이후 상업용과 산업용 전력판매량의 증가추세가 이전에 비하여 상승한 모습도 보이고 있다.

4) 주택용과 상업용 실질 전력가격에서는 소비자 물가지수를 사용했고, 산업용 실질 전력가격은 생산자 물가지수를 이용하여 실질전력가격 변수를 생성하였다. 일본은 주택용과 상업용 전력가격이 구분되어 있지 않아서 주택용과 상업용 전력가격은 동일한 자료를 사용했다.

5) ADF 검정을 통한 단위근 검정결과 미국의 GDP와 주택용 실질 전력가격을 제외한 모든 변수가 단위근을 갖는 것으로 나타났다. ADF 검정에서는 상수항과 시간추세를 포함한 모형을 사용하였고, lag는 BIC 기준으로 선정하였다. 검정결과와는 지면의 제약을 고려하여 생략하였다.

〈그림 3〉 산업용 전력판매량 추이



〈표 1〉 용도별 전력판매량의 기간 별 연평균 증가율(%)

	한국	일본	미국
기간	주택용 전력판매량		
1971년-1980년	20.9	8.2	4.3
1981년-1990년	12.9	4.7	2.7
1991년-2000년	7.4	3.4	2.7
2001년-2007년	5.5	1.5	2.8
	상업용 전력판매량		
1971년-1980년	9.9	8.9	4.6
1981년-1990년	14.4	8.0	3.8
1991년-2000년	14.1	4.6	3.5
2001년-2007년	7.4	1.5	2.2
	산업용 전력판매량		
1971년-1980년	16.4	3.8	3.6
1981년-1990년	10.6	3.1	1.6
1991년-2000년	7.9	0.9	1.2
2001년-2007년	4.7	1.4	0.4
	판매량 계		
1971년-1980년	15.8	5.4	4.1
1981년-1990년	11.6	4.3	2.7
1991년-2000년	9.1	2.4	2.5
2001년-2007년	5.6	1.5	1.9

용도별 전력판매량의 증가추이를 구체적으로 살펴보기 위해 용도별 전력판매량의 기간별 연평균 증가율을 기하평균을 이용하여 <표 1>에 나타냈다. 한국의 주택용 전력판매량은 1970년대와 1980연대에 각각 연평균 20.9%, 12.9%의 높은 증가율을 보인 반면 일본과 미국의 주택용 전력판매량은 10%미만의 낮은 증가율을 보이고 있다. 특히 미국은 두 기간 동안 모두 연평균 증가율이 5%미만으로 한국과 비교하여 네 배 이상 낮은 수준의 증가율을 보이고 있다. 1980년대 이후 각국의 전력판매량의 증가율은 서서히 감소하여 2000년대 한국의 주택용 전력판매량은 5.5%의 연평균 증가율을 보였고, 일본과 미국의 경우는 각각 1.5%, 2.8%의 연평균 증가율을 보이고 있어 여전히 한국의 전력판매량에 비하여 낮은 수준의 증가추세를 보이고 있다. 또한 한국의 상업용 전력수요는 1980년 이후 크게 증가한 것으로 나타났으며, 산업용 전력판매량의 연평균 증가율은 주택용 전력판매량의 경우와 유사한 증가패턴을 보이고 있다. 이에 따라 전체 전력판매량의 연평균 증가율 역시 1970년대에 한국은 15.8%로써 일본과 미국에 비하여 두 배 이상의 높은 증가율을 보이고 있고 2000년대에도 이 같은 격차는 유지되고 있다.

2. 전력수요방정식 추정결과

본 절에서는 앞서 소개한 비선형 전력수요 예측모형의 추정과정과 산출된 결과를 상세히 살펴볼 것이다. 예측모형 추정을 위하여 한국의 주택용 전력수요예측모형은 1979년에서 2007년까지, 상업용 전력수요예측모형은 1973년에서 2007년까지, 산업용 전력수요예측모형은 1971년에서 2007년까지의 자료를 이용하였고, 일본의 경우 주택용 전력수요예측모형은 1964년에서 2007년까지, 상업용 전력수요예측모형은 1975년에서 2007년까지, 그리고 산업용 전력수요예측모형은 1975년에서 2007년까지의 자료를 이용하였다. 미국의 경우 주택용 및 상업용 전력수요예측모형은 1975년에서 2007년까지, 산업용 전력수요예측모형은 1961년에서 2007년까지의 자료를 이용하였다.

전력수요예측모형에서 계절성은 계절 더미변수를 이용하여 추정하였다. 기본적으로 1사분기에서 3사분기까지의 계절 더미변수를 사용함으로써 4사분기를 기준으로 계절성을 추정하였다. 하지만 한국의 주택용과 산업용 전력수요예측모형은 전력판매량 시계열의 계절성에 변화가 있어 이를 모형에 반영하였다. 한국의 주택용 전

력판매량은 1991년 이후 계절성으로 인한 전력판매량의 변동성이 감소한 것으로 나타났다. 1990년 이전의 주택용 전력판매량은 3사분기에 가장 높고 2사분기에 가장 낮은 전력판매량을 갖는 계절 패턴을 보였다. 이때 1사분기와 4사분기는 상대적으로 유사한 수준의 전력판매량을 갖는 계절성을 보였다. 하지만 1991년 이후에는 1, 2사분기 전력판매량의 계절성이 증가한 반면 3, 4사분기 전력판매량의 계절성은 감소하여 전체적으로 계절성으로 인한 주택용 전력판매량의 변동성이 감소하였다. 이 같은 계절성의 변화를 반영하기 위해 한국의 주택용 전력수요예측모형에서는 더미변수를 이용하여 계절성을 1990년 이전과 이후로 구분하여 추정하였다. 한국의 산업용 전력판매량 시계열도 1990년을 전후로 4사분기 계절효과가 변화하고 있어서 더미변수를 이용하여 4사분기 계절성을 1990년을 기준으로 구분하여 추정하였다.

〈표 2〉는 식 (1)에 제시된 한국, 일본, 미국에 대한 전력수요방정식 추정결과를 나타낸다. 계절성을 더미변수로 모형화 했으므로 한국의 주택용 전력수요예측모형에서 상수항은 1990년 이전 4사분기의 계절성 추정치를 나타내고, 각 계절변수 추정치는 해당 분기와 1990년 이전 4사분기 계절성과의 차이를 의미한다. 산업용 전력수요예측모형에서도 상수항은 1990년 이전 4사분기의 계절성 추정치를 나타낸다. 산업용 전력수요예측모형에서는 상수항이 4사분기의 계절성 추정치를 나타내고 각 계절변수 추정치는 해당 분기와 4사분기 계절성과 차이를 의미한다. 일본과 미국의 전력수요예측모형에서 상수항은 한국 산업용 전력수요예측모형과 동일하게 해석된다.

한국 주택용 전력수요예측모형의 추정결과를 살펴보면, 계절변수는 전반적으로 유의하게 추정되었고, 실질전력가격도 유의한 것으로 나타났다. 산업용 전력수요예측모형에서는 2사분기 계절변수를 제외한 모든 변수가 유의하게 추정되었고, 산업용 전력수요예측모형의 경우는 실질 전력가격변수와 1, 3사분기 계절변수가 유의하지 않게 추정되었다. 일본의 경우, 주택용 전력수요예측모형에서는 모든 변수가 유의한 것으로 나타났다. 이에 반해 산업용 전력수요예측모형에서는 2사분기 계절변수가, 산업용 전력수요예측모형에서는 1사분기와 2사분기 계절변수가 유의하지 않게 추정되었다. 미국의 경우는 모든 예측모형에서 모든 계절변수는 유의하게 추정되었지만, 주택용과 산업용 전력수요예측모형에서 실질 전력가격변수가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 2〉 전력수요방정식 추정결과

국가	변수	주택용		상업용		산업용		
		계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값	
한국	상수항	5.778	3.898**	4.813	3.584**	3.939	2.534**	
	1사분기	90년 이전	0.017	1.271**	0.133	12.265**	-0.001	-0.081**
		91년 이후	0.087	3.519**				
	2사분기	90년 이전	-0.063	-2.812**	0.023	1.326**	0.052	2.571**
		91년 이후	-0.033	-1.192**				
	3사분기	90년 이전	0.172	11.979**	0.187	14.730**	0.029	1.718**
		91년 이후	0.060	2.447**				
	4사분기	91년 이후	-0.014	-0.557**			0.040	2.135**
	GDP	시간변동계수		시간변동계수		시간변동계수		
	실질 전력가격	-0.273	-3.492**	-0.105	-2.437**	-0.073	-1.103**	
일본	상수항	12.393	7.256**	8.261	3.453**	8.069	2.313**	
	1사분기	0.175	29.839**	0.037	4.439**	-0.013	-1.485**	
	2사분기	-0.026	-4.478**	-0.014	-1.699**	-0.017	-1.957**	
	3사분기	0.097	16.672**	0.271	33.172**	0.084	9.576**	
	GDP	시간변동계수		시간변동계수		시간변동계수		
	실질 전력가격	-0.139	-3.722**	-0.180	-2.957**	-0.243	-2.310**	
미국	상수항	9.039	3.475**	4.843	2.497**	5.777	1.346**	
	1사분기	-0.226	-17.183**	-0.049	-5.700**	-0.127	-6.569**	
	2사분기	0.043	2.577**	0.109	13.455**	-0.114	-5.988**	
	3사분기	-0.144	-14.746**	0.017	2.611**	-0.152	-8.246**	
	GDP	시간변동계수		시간변동계수		시간변동계수		
	실질 전력가격	-0.112	-0.710**	-0.064	-0.497**	-0.602	-5.210**	

주: *, **는 각각 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

〈표 3〉은 식 (3)에 제시된 소득탄력성에 대한 푸리에 플렉서블 폼 추정결과를 나타낸다. 푸리에 플렉서블 폼에서 시간에 대한 다항식은 2차항까지 사용했고, 삼각함수항의 개수 k 는 전력수요의 소득탄력성이 경제학적으로 의미 있는 값으로 추정되는 기준으로 선정하였다. 한국과 미국의 경우 세 가지 예측모형에서 각각 $k=2$, $k=1$ 로 설정하였다. 일본의 경우에는 주택 및 산업용 예측모형에서 $k=2$ 로, 상업용 예측모형에서는 $k=1$ 로 설정하였다. 표에서 $\theta_{k,1}$ 과 $\theta_{k,2}$ 는 1차 및 2차 다항식 계수에 대한 추정치를 나타내고, $\theta_{k,3}$ 에서 $\theta_{k,6}$ 은 삼각함수항 계수에 대한 추정치를 나타낸다.

〈표 3〉 소득탄력성에 대한 푸리에 플렉서블 폼 추정결과

변수	주택용		상업용		산업용		
	추정치	t-값	추정치	t-값	추정치	t-값	
한국							
다항식	$\hat{\theta}_{k,0}$	0.2446	1.9621**	0.1821	1.4619**	0.3599	2.5233**
	$\hat{\theta}_{k,1}$	0.3457	10.5790**	0.4353	7.5115**	0.5266	8.8870**
	$\hat{\theta}_{k,2}$	-0.1953	-7.0609**	-0.1417	-3.4490**	-0.3080	-7.8936**
삼각 함수	$\hat{\theta}_{k,3}$	0.0060	1.9133**	0.0073	2.1805**	0.0110	3.0397**
	$\hat{\theta}_{k,4}$	0.0009	0.9667**	-0.0072	-3.3371**	0.0118	6.0472**
	$\hat{\theta}_{k,5}$	0.0042	4.5839**	-0.0031	-2.8420**	-0.0032	-3.0267**
	$\hat{\theta}_{k,6}$	0.0019	2.9845**	0.0016	2.3417**	0.0047	4.7221**
일본							
다항식	$\hat{\theta}_{k,0}$	0.2896	1.9717**	0.6219	3.2582**	0.7824	2.7805**
	$\hat{\theta}_{k,1}$	0.2553	6.4013**	0.2023	10.7835**	0.0168	0.4218**
	$\hat{\theta}_{k,2}$	-0.1111	-4.5767**	-0.1149	-8.8606**	-0.0191	-0.6986**
삼각 함수	$\hat{\theta}_{k,3}$	-0.0043	-2.4891**	0.0043	2.7313**	0.0013	0.4909**
	$\hat{\theta}_{k,4}$	0.0072	6.2568**	-0.0026	-3.3595**	0.0008	0.9048**
	$\hat{\theta}_{k,5}$	-0.0041	-5.6508**			-0.0006	-0.7615**
	$\hat{\theta}_{k,6}$	-0.0017	-3.2791**			0.0003	0.4786**
미국							
다항식	$\hat{\theta}_{k,0}$	0.1935	0.9670**	0.4797	3.1426**	0.2992	0.9121**
	$\hat{\theta}_{k,1}$	0.0597	3.2140**	0.0580	4.2729**	0.0735	1.2283**
	$\hat{\theta}_{k,2}$	-0.0164	-1.3919**	-0.0196	-2.3599**	-0.0233	-0.6051**
삼각 함수	$\hat{\theta}_{k,3}$	0.0005	0.3418**	-0.0003	-0.3396**	-0.0152	-3.2631**
	$\hat{\theta}_{k,4}$	0.0014	1.1483**	0.0003	0.2474**	0.0002	0.1707**

주: *, **는 각각 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

〈표 4〉는 비선형 전력수요예측모형을 통해 추정된 시간에 따라 변하는 소득탄력성 추정치를 2개년 평균 소득탄력성으로 나타낸 것이다.⁶⁾ 표 하단의 증가량은

6) 지면의 제약으로 인해 분기별 소득탄력성 추정치를 2 개년 평균치로 제시하였다. 본 논문에서 소득탄력성은 부드러운 함수로 추정되었기 때문에 분기별 소득탄력성을 2 개년 평균 소득탄

1980-1981년과 2006-2007년의 소득탄력성 차이를 나타낸다. 전력수요의 소득탄력성이 모든 예측모형에서 1 보다 작게 추정되어서, 세 국가의 용도별 전력수요가 소득에 대해 비탄력적인 것으로 나타났다. 기존 문헌에서 전력수요를 비롯한 에너지수요가 소득에 대해 탄력적으로 변화하는지의 여부에 대한 견해는 일치하지 않는다. Nakajima (2010)의 문헌조사에서는 대만, 사이프러스, 그리스의 주택용 전력수요의 소득탄력성은 1보다 크지만, 미국, 터기, 호주, 일본의 주택용 전력수요는 소득에 대해 비탄력적인 것으로 나타났다. 또한 Vita, Endresen and Hunt (2006)에 따르면 기존 문헌에서 개발도상국의 경우 에너지수요의 소득탄력성은 0.44에서 크게는 2.0까지 보고되었다.

위와 같이 전력수요의 소득탄력성 추정치에 대한 다양한 의견이 있지만, 여전히 많은 실증 연구에서 전력수요를 비롯한 에너지수요가 소득에 대해 비탄력적이라는 추정결과를 제시하고 있다. Nakajima (2010), Derigiades and Tsoulfidis (2008), Yoo, Lee and Kwak (2007)은 각각 일본, 미국, 한국의 주택용 전력수요가 소득에 대해 비탄력적이라는 실증결과를 제시했고, Narayan, Smyth and Prasad (2007)은 일본과 미국을 포함한 G7 국가의 주택용 전력수요가 소득에 대해서 비탄력적이라는 실증결과를 보고하였다. 이외에도 다수의 연구에서 주택용 전력수요가 소득에 대해 비탄력적이라는 실증분석 결과를 제시하였다(Halicioglu, 2007; Chang and Martinez-Chombo, 2003; Narayan and Smyth, 2005).

Arsenault, Bernard, Carr and Genest-Laplanche (1995)가 캐나다 퀘벡 주의 상업용 에너지수요의 소득탄력성을 소득에 대해 비탄력적인 것으로 추정하였다. 또한 Kamerschen and Porter (2004)은 미국의 산업용 전력수요에 대해서 유사한 결과를 제시했고, Hunt, Judge and Ninomiya (2003)과 Agnolucci (2009)는 영국과 독일의 산업용 에너지 및 산업용 전력수요가 소득에 대해 비탄력적이라는 실증결과를 제시하였다. 이와 더불어 Adeyemi and Hunt (2007)는 OECD 15개국의 자료를 이용한 연구에서 산업용 에너지수요가 소득에 대해 비탄력적이라는 실증분석 결과를 보고하였다.

력성으로 나타내도 소득탄력성의 증가추이에 대한 정보 손실은 크지 않으며, 또한 연 평균치를 사용하는 경우에도 2개년 평균치의 결과와 커다란 차이를 보이지 않는다.

〈표 4〉 전력수요의 소득탄력성 추정치

연도	주택용			상업용			산업용		
	한국	일본	미국	한국	일본	미국	한국	일본	미국
1980-1981	0.276	0.381	0.205	0.271	0.654	0.490	0.491	0.787	0.340
1982-1983	0.294	0.385	0.208	0.288	0.662	0.493	0.502	0.787	0.343
1984-1985	0.307	0.388	0.211	0.304	0.669	0.496	0.510	0.786	0.346
1986-1987	0.320	0.392	0.214	0.321	0.675	0.499	0.519	0.786	0.347
1988-1989	0.334	0.396	0.216	0.339	0.682	0.501	0.529	0.785	0.347
1990-1991	0.350	0.401	0.218	0.359	0.688	0.504	0.540	0.784	0.346
1992-1993	0.364	0.406	0.220	0.381	0.695	0.506	0.552	0.784	0.345
1994-1995	0.374	0.411	0.222	0.402	0.701	0.508	0.561	0.784	0.342
1996-1997	0.381	0.416	0.225	0.421	0.706	0.510	0.569	0.784	0.340
1998-1999	0.385	0.419	0.227	0.438	0.710	0.511	0.574	0.784	0.338
2000-2001	0.390	0.421	0.229	0.451	0.714	0.513	0.577	0.784	0.336
2002-2003	0.395	0.422	0.232	0.461	0.715	0.514	0.579	0.783	0.334
2004-2005	0.401	0.423	0.234	0.469	0.716	0.516	0.582	0.782	0.334
2006-2007	0.405	0.424	0.236	0.477	0.715	0.517	0.585	0.781	0.334
증가량	0.129	0.044	0.031	0.206	0.061	0.028	0.094	-0.006	-0.006

소득탄력성 추정치의 시간에 대한 추이를 살펴보면, 전력수요의 소득탄력성은 전반적으로 시간에 따라 증가하고 있다. 특히 한국의 소득탄력성이 일본과 미국에 비하여 크게 증가한 것을 볼 수 있다. 한국 주택용 전력수요의 소득탄력성은 기간 중에 0.129 포인트 증가한 반면, 일본과 미국의 경우는 각각 0.044, 0.031 포인트 증가하였다. 상업용 전력수요의 소득탄력성은 주택용 전력수요의 경우보다 국가 간 증가량 차이가 더 큰 것을 볼 수 있다. 기간 중에 한국의 상업용 전력수요의 소득탄력성은 0.206 포인트 증가하였지만 일본과 미국의 소득탄력성은 각각 0.061, 0.028 포인트 증가하였다. 산업용 전력수요의 소득탄력성은 국가 간 상이한 증가패턴을 보이고 있다. 한국의 소득탄력성은 시간에 따라 서서히 증가하는 반면에, 일본의 소득탄력성은 1980년 이후 서서히 감소하고 있고, 미국의 경우는 증가하던 소득탄력성이 1989년 이후 다시 감소하고 있다.

전력수요의 소득탄력성은 다양한 요인에 의하여 결정되지만, 산업용 전력수요의 소득탄력성의 증가 추이는 주로 에너지 산업에서의 기술진보와 정부의 에너지정책과 연관 지어 생각할 수 있다. 〈그림 1〉에서 〈그림 3〉까지에서 보았듯이 일본과 미국의 전력수요는 1, 2 차 석유 파동으로 인해 1970년 중반 이후 전력판매량의 증가

추세가 많이 둔화되었다. 하지만 석유파동의 충격이 사라진 후에도 이들 국가의 전력판매량은 여전히 낮은 증가추세를 보이고 있다. 이로 인해 일본과 미국의 산업용 전력수요의 소득탄력성은 시간에 따라 감소하는 것으로 추정되었다. Hass and Schipper (1998)는 이 같이 전력가격 상승 전후에 보이는 전력수요의 비대칭적 증가현상의 원인으로 기술진보로 인한 전력기기의 효율성 향상을 제시하였다. 즉 전력가격의 급격한 상승으로 인해 촉발된 전력기기의 효율성 향상이 전력가격이 하락한 뒤에도 여전히 전력수요를 감소시키는 요인으로 작용한다는 것이다. 이에 반해 한국 산업용 전력수요의 소득탄력성은 추정기간 동안 시간에 따라 증가하고 있다. 이는 1970년대 정부의 에너지다소비 산업위주의 성장정책과 저렴한 산업용 전력가격⁷⁾이 주요 원인으로 지적된다. 주택용과 상업용 전력수요의 경우는 이와 달리 에어컨과 전기온풍기와 같은 새로운 냉·난방기기의 보급과 소득수준 상승에 따른 이러한 내구재에 대한 소비자 선호의 변화로 인해서 소득탄력성이 증가하는 것으로 해석할 수 있다. Chang and Martinez-Chombo (2003)도 이와 유사한 이유로 멕시코 주택용 및 상업용 전력수요의 소득탄력성이 시간에 따라 증가한다는 결과를 보고하였다.

3. 선도추급과정의 예측력 평가

본 절에서는 앞서 살펴본 시간변동계수 공적분모형의 예측력을 고정계수 공적분모형과 비교하여 보고 나아가 선도추급과정을 적용할 경우 모형의 예측력이 어느 정도 높아지는지 살펴보았다. 이를 위해 한국의 장기전력판매량을 (i) 고정계수 공적분모형(고정모형), (ii) 시간변동계수를 갖는 공적분모형(변동모형)과 (iii) 선도추급과정을 적용한 시간변동계수 공적분모형(선도모형)으로 추정하여 예측력을 비교하였다. 고정모형은 전력수요의 소득탄력성을 시간에 대해 고정된 상수로 설정한 모형이고, 변동모형은 소득탄력성을 푸리에 플렉서블 폼을 통해 추정한 후 추정된 소득탄력성의 과거 추세를 이용하여 미래 소득탄력성을 예측하는 모형을 의미한다. 선도모형은 일본을 선도국으로 설정한 일본선도모형과 미국을 선도국으로 설정한 미국선도모형을 각각 추정하여 비교하였다. 선도기간과 추급기간은 고려하는 선

7) 나인강·류지철·김영덕·김태현(2000)과 나인강·서정환(2000)을 참고.

도기간과 추급기간의 조합에 대해 예측오차율을 산정한 후 예측오차율을 최소화하는 조합을 해당 기간의 선도 및 추급기간으로 추정하였다. 선도기간은 15년부터 20년까지를 고려했고, 추급기간은 주어진 선도기간의 전후 10년을 고려하였다. 본 절에서는 위 세 가지 모형의 예측력 비교를 다루고, 선도추급과정에서 추정된 선도 및 추급기간은 다음 절에서 구체적으로 살펴볼 것이다.

예측력 평가는 표본 외 예측(out of sample forecast) 기법을 사용하였다. 즉 전체 자료기간을 추정기간과 예측기간으로 구분하여 추정기간의 자료만을 이용하여 예측모형을 추정하고, 여기서 추정된 모수를 통해 예측기간의 전력수요를 예측하는 것이다. 본 연구에서는 예측기간에 따른 모형의 예측력 차이도 고려하기 위해 1994년에서 2007년 사이에서 아홉 개의 예측기간을 설정하였다. 구체적으로 5-13년의 예측기간을 고려하였다. 예측기간의 마지막 시점은 2007년으로 설정하였고, 따라서 예측기간 5년은 2003년에서 2007년까지, 13년은 1995년에서 2007년까지의 기간을 예측하는 것이다.

예측기간에 따른 추정기간은 다음과 같이 설정하였다. 모든 예측모형에서 추정기간의 마지막 시점은 2007년에서 예측기간을 차감한 연도로 설정하였다. 예를 들어 5년 예측은 2002년이 추정기간의 마지막 시점이 되는 것이다. 이에 반해 추정기간의 시작 시점은 예측모형과 용도별로 달리 설정하였다. 구체적으로 고정모형은 모든 용도에 대해서 예측기간 이전 18년 동안의 자료를 이용하여 예측모형을 추정하였다. 따라서 예측기간이 5년인 경우에는 1985-2002년이 추정기간이 된다. 변동모형과 선도모형의 경우, 주택용 예측모형은 예측기간 이전 20년 동안을 추정기간으로 설정했고, 상업용과 산업용 예측모형에서는 모든 예측기간에 대해 시작 시점을 1974년으로 설정하였다. 고정모형의 추정기간을 변동모형과 선도모형에 비하여 다소 작게 설정한 것은 고정모형은 추정기간이 길어질수록 변화하는 소득탄력성을 반영하지 못하여 예측오차율이 과도하게 커지는 현상이 발생하기 때문이다. 따라서 다른 예측모형과 적절한 수준에서 예측력을 비교하기 위해 고정모형의 추정기간은 18년으로 한정하였다.

변동모형과 선도모형의 경우는 소득탄력성 추정을 위한 푸리에 플렉서블 폼에서 다항식과 삼각함수항의 개수도 예측모형에 따라 다르게 설정하였다. 설명의 편의를 위해서 다항식과 삼각함수항의 개수 설정에 대한 사항을 (다항식 개수, 삼각함수항 개수)의 형태로 표현하였다. 변동모형은 주택용과 산업용 예측모형에서 (1, 1), 상

업용 예측모형에서 (2, 1)을 사용했고, 선도모형은 상업용과 산업용 예측모형에서 (2, 1), 주택용 예측모형에서는 (2, 2)을 사용했다. 변동모형에서 다항식과 삼각함수항의 개수가 선도모형에 비하여 상대적으로 작게 설정된 것은 과거 소득탄력성의 증가 패턴을 이용하여 미래 소득탄력성을 예측하는 변동모형의 특성으로 인해, 다항식과 삼각함수항의 개수가 많아지면 소득탄력성 추정치의 분산이 증가하게 되기 때문이다. 이는 변동모형에서 과도한 예측오차를 발생시키기 요인으로 작용하므로 푸리에 플렉서블 폼에서 다항식과 삼각함수항의 개수를 제한하였다.

식 (1)에 제시된 수요방정식에 대한 고정모형, 변동모형, 선도모형을 이용한 전력수요예측은 구체적으로 다음과 같다.

$$\hat{y}_{T+t}^{FC} = \hat{\alpha}_{0,FC} + \sum_{i=1}^3 \hat{\alpha}_{i,FC} s_{i,T+t} + \hat{\beta}_{FC} w_{T+t} + \hat{\gamma}_{FC} p_{T+t}, \quad t = 1, \dots, h \quad (9)$$

$$\hat{y}_{T+t}^{TVC} = \hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^3 \hat{\alpha}_i s_{i,T+t} + \hat{\beta}_{T+t} w_{T+t} + \hat{\gamma} p_{T+t}, \quad t = 1, \dots, h \quad (10)$$

$$\hat{y}_{T+t}^{GC} = \hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^3 \hat{\alpha}_i s_{i,T+t} + \hat{\beta}_{T+t}^{GC} w_{T+t} + \hat{\gamma} p_{T+t}, \quad t = 1, \dots, h \quad (11)$$

여기서 \hat{y}_{T+t}^{FC} , \hat{y}_{T+t}^{TVC} , \hat{y}_{T+t}^{GC} 는 각각 고정모형, 변동모형, 선도모형을 통해 산출된 전력수요 예측치를 나타내고, h 는 예측기간을 의미한다. 또한 위 식에서 FC, TVC, GC는 각각 고정모형, 변동모형, 선도모형을 약자로 나타낸 것이다. 선도모형은 기본적으로 시간변동계수 공적분모형을 추정한 후 소득탄력성을 선도추급과정을 이용하여 예측한 것이므로, 식 (10)과 식 (11)에서 소득탄력성을 제외한 나머지 계수 추정치는 변동모형의 추정치와 동일하다.

식 (9)의 고정모형은 과거 자료를 통해 추정된 소득탄력성 $\hat{\beta}_{FC}$ 을 미래 예측에 그대로 사용하였고, 식 (10)에 제시된 변동모형에서는 다음 식과 같이 푸리에 플렉서블 폼을 자연스럽게 확장하는 방식을 통하여 소득탄력성을 예측하였다.

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{T+t} &= \hat{\theta}_{k,0} + \hat{\theta}_{k,1} \left(1 + \frac{t}{T}\right) + \hat{\theta}_{k,2} \left(1 + \frac{t}{T}\right)^2 \\ &+ \sum_{i=1}^k \left(\hat{\theta}_{k,2i+1}, \hat{\theta}_{k,2(i+1)} \right) \pi_i \left(\frac{t}{T} \right), \quad t = 1, \dots, h \end{aligned}$$

선도모형은 선도기간 G , 추급기간 C , 추급속도가 $v = G/C$ 가 주어진 경우에 후발국의 미래 소득탄력성 변화패턴을 아래와 같이 선도국 소득탄력성의 변화패턴으로 대체하여 예측한다.

$$\hat{\beta}_{T+t}^* = (1 - \rho)\hat{\mu}_{T^{G+}[t \times v]}^* + \rho\hat{\mu}_{T^{G+}[t \times v] + 1}^*, t = 1, \dots, h$$

이후 후발국의 소득탄력성은 $\hat{\beta}_{T+t}^{GC} = \hat{\beta}_{T+t}^* + \hat{\beta}_T$ 을 통해서 예측한다. 한편 평균 예측오차율은 다음의 평균절대오차율(mean absolute percentage error, MAPE)을 이용하였다.

$$\text{MAPE}(\%) = \frac{1}{h} \sum_{t=1}^h \left| \frac{\exp(\hat{y}_{T+t}) - \exp(y_{T+t})}{\exp(y_{T+t})} \right| \times 100$$

〈표 5〉의 주택용 전력수요예측모형의 예측결과를 살펴보면 선도모형의 평균 예측오차율이 고정모형과 변동모형에 비하여 훨씬 작은 것을 알 수 있다. 특히 고정모형과 변동모형은 예측기간이 길어짐에 따라 평균 예측오차율이 커지고 있으나, 선도모형의 경우는 예측기간에 대해 민감하게 반응하지 않고 있다. 구체적으로 예측기간 5년에 고정모형과 변동모형의 평균 예측오차율은 각각 8.0%, 9.6%이고, 이후 예측기간이 길어짐에 따라 예측오차율이 증가하여 예측기간 13년에 평균 예측오차율이 각각 19.9%, 52.4%로 나타났다. 이에 반해 일본과 미국 선도모형은 예측기간 5년에 각각 1.3%, 6.1%의 평균 예측오차율을 보이고 있고, 특히 일본선도모형은 예측기간 12년을 제외한 모든 기간에서 4%미만의 안정적인 수준의 예측오차율을 보여주고 있다.

〈표 6〉의 상업용 전력수요예측모형의 예측결과에서도 선도모형의 예측력이 고정모형과 변동모형보다 우수한 것으로 나타났다. 고정모형의 평균 예측오차율은 주택용 전력수요예측모형과 마찬가지로 예측기간이 길어짐에 따라 급속히 증가한다. 예측기간 5년에 4.3%였던 평균 예측오차율이 예측기간 13년에 23.4%로 다섯 배 이상 증가하였다. 변동모형의 경우는 예측기간에 따라 예측오차율의 증가와 감소가 모두 나타나지만, 전반적으로 예측기간이 길어짐에 따라 평균 예측오차율이 증가한다. 예측기간 5년에 4.1%의 평균 예측오차율을 보였고, 이후 예측기간 7년과 12

년에서 예측오차율이 일시적으로 감소했지만, 예측기간 13년에 다시 22.3%의 평균 예측오차율이 나타났다. 이에 반해 일본선도모형은 모든 예측기간에 대해서 3.0% 수준의 안정적인 평균 예측오차율을 보이고 있고, 미국선도모형은 일본선도모형에 비하여 다소 높은 수준의 평균 예측오차율을 보이고 있지만 고정모형과 변동모형에 비해서는 우월한 예측력을 보이고 있다.

〈표 5〉 주택용 전력수요예측모형의 평균 예측오차율

예측기간(년)	고정모형(%)	변동모형(%)	선도모형(%)	
			일본	미국
5	8.0	9.6	1.3	6.1
6	7.8	10.6	1.4	1.7
7	7.7	13.4	1.2	1.5
8	7.3	18.4	1.3	10.5
9	6.4	28.3	3.8	7.9
10	5.8	33.6	2.7	2.1
11	6.2	43.6	2.4	2.5
12	8.6	52.2	6.9	4.9
13	19.9	52.4	3.0	2.8
평균	8.6	29.1	2.7	4.4

〈표 6〉 상업용 전력수요예측모형의 평균 예측오차율

예측기간(년)	고정모형(%)	변동모형(%)	선도모형(%)	
			일본	미국
5	4.3	4.1	0.6	1.9
6	3.6	4.2	1.6	1.8
7	6.7	3.1	2.1	2.5
8	10.6	7.2	1.9	4.9
9	23.6	7.7	2.0	6.0
10	22.1	7.7	2.2	6.8
11	21.3	10.0	2.6	9.3
12	22.9	8.8	2.9	12.6
13	23.4	22.3	3.2	12.7
평균	15.4	8.3	2.1	6.5

〈표 7〉에 제시된 상업용 전력수요의 장기예측에서는 선도모형이 고정모형과 변

동모형에 비하여 우수한 예측력을 보이지 않는 것으로 나타났다. <표 7> 하단에 제시되어 있는 평균 예측오차율의 평균치를 비교해 보면, 고정모형과 변동모형은 각각 6.0%, 6.1%의 예측오차율을 보였으나, 일본과 미국 선도모형은 각각 10.1%, 12.7%의 상대적으로 큰 예측오차율을 보이고 있다. 구체적으로 5년에서 7년의 중기예측에서는 선도모형이 우수한 예측력을 보이나, 8년 이상의 장기예측에서는 예측력이 크게 떨어지는 것을 볼 수 있다. 이 같은 결과는 한국과 선도국의 소득탄력성 변화패턴이 다르기 때문이다. <표 4>에서도 살펴봤듯이 한국의 산업용 전력수요의 소득탄력성은 시간에 따라서 증가하는 모습을 보이고 있으나, 일본 산업용 전력수요의 소득탄력성은 1980년 이래로 서서히 감소하고 있고, 미국의 경우 또한 1980년 이후 증가하던 소득탄력성이 1989년 이후에 다시 감소하고 있다. 이는 선도국과 후발국의 소득탄력성 증가패턴이 다른 경우에 선도추급과정의 적용이 오히려 예측력을 저하시킬 수 있음을 보여주는 것이다. 따라서 선도추급과정을 예측모형에 적용하는 것은 국가 간 소득탄력성 증가패턴의 유사성에 따라 신중하게 결정되어야 한다.

<표 7> 산업용 전력수요예측모형의 평균 예측오차율

예측기간(년)	고정모형 (%)	변동모형 (%)	선도모형 (%)	
			일본	미국
5	7.2	3.2	1.6	7.1
6	8.2	5.0	0.9	10.0
7	6.3	6.1	1.4	9.6
8	3.3	5.7	8.9	11.9
9	9.3	5.5	6.1	12.3
10	7.7	6.5	13.0	18.0
11	3.4	6.0	21.1	22.0
12	3.9	8.6	18.9	19.9
13	4.4	8.1	18.8	3.9
평균	6.0	6.1	10.1	12.7

산업용 전력수요예측모형의 예측력 비교에서 나타난 결과는 산업별 생산성 수렴에 관한 기존 연구에서 나타난 결과와 관련이 있다. 즉, 제조업 부분에서는 선도국과 후발국간의 생산성 수렴 현상이 발생하지 않고 있다는 실증 결과와 연관을 가진

다. 한국의 산업용 전력판매량을 세부적으로 살펴보면 전체 판매량에 대한 제조업 판매량 비중이 1974년 이래로 95% 이상을 차지하고 있는데 이러한 사실로 인하여 생산성 수렴 현상이 나타나지 않게 된다는 것이다. Bernard and Jones(1996a)은 1970년부터 1987년까지의 14개 OECD 국가 자료를 이용하여 산업별 노동생산성 수렴을 살펴본 결과 제조업에서는 국가 간 노동생산성 수렴 현상이 발생하지 않는다고 주장하였다. 또한 Broadberry(1993)도 1870년에서 1987년까지의 미국, 영국, 독일의 자료를 이용하여 생산성 수렴 분석 결과 제조업에서는 생산성 수렴 현상을 발견할 수 없다고 주장하였다. Pascual and Westermann(2002)과 Wong(2006)도 제조업에서 국가 간 수렴현상은 발견할 수 없다고 주장하였으며, 특히 Inklaar and Timmer(2009)과 Wu(2009)는 그동안 산업별 생산성 수렴 연구에서 제기되어왔던 산업별 생산성 측정에 대한 문제를 고려한 후에도 여전히 제조업에서는 국가 간 생산성 수렴 현상을 찾을 수 없었다. Bernard and Jones(1996a)은 이 같은 실증 결과에 대해 14개 OECD 국가가 이미 정상 상태(steady state)에 있고, 표본에서 보이는 제조업 생산성 차이는 정상 상태에서 차이라고 설명하였다. 이에 반해 Carree, Klomp and Thurik(2000)은 지식과 자본의 장벽을 제조업에서 생산성 수렴 현상을 가로막는 주요 원인으로 지적하였다.

따라서 한국의 산업용 전력판매량에서 제조업 판매량 비중이 1974년 이래로 95% 이상의 높은 점유율을 유지하고 있고, 제조업이 에너지 다소비 산업임을 감안하면 한국의 산업용 전력수요예측모형에서 선도추급과정을 무조건적으로 사용하는 것은 한국의 산업용 전력수요의 소득탄력성 증가패턴과 상이한 국가의 선도 패턴을 추급하는 것이 될 수 있어 오히려 예측력의 저하를 가져올 수 있게 된다. 그러므로 한국의 산업용 전력수요예측모형은 고정모형과 변동모형을 사용하는 것이 보다 적합한 것으로 보인다.

서론에서도 밝힌 것처럼 선도추급과정의 적용에서 가장 중요한 것은 선도국에 대한 선택이다. 일본과 미국 선도모형의 예측력을 각각 비교하여 보면 주택용과 상업용 전력수요예측모형에서는 일본을 선도국으로 설정하는 것이 적절한 것으로 판단된다. <표 5>에서 <표 7>의 하단에 제시된 평균 예측오차율의 평균치를 비교해보면, 일본선도모형이 미국선도모형 보다 낮은 예측오차율을 보여주고 있다. 주택용 전력수요예측모형에서는 일본선도모형의 예측오차율이 2.7%로 미국선도모형의 4.4%보다 작고, 상업용 전력수요예측모형의 경우에도 일본선도모형의 예측오차율

이 2.1%로 미국선도모형의 6.5%보다 작은 것을 알 수 있다. 심지어 산업용 전력수요예측모형에서도 일본선도모형의 예측오차율이 작다. 요약하면 한국의 전력수요의 소득탄력성 변화패턴이 미국보다는 일본의 과거 소득탄력성 변화패턴과 유사하고, 특히 미국 전력수요에 대한 소득탄력성 추정치의 증가량이 작아서 급속히 증가하는 한국의 소득탄력성을 예측하는 경우에는 일본을 선도국으로 설정하는 것이 적합한 것으로 보인다.

4. 선도 및 추급기간 추정

선도추급과정을 장기예측에 적용할 경우 예측력 증가 이외에 얻을 수 있는 중요한 정보가 선도 및 추급기간 추정을 통한 소득탄력성 증가속도의 비교이다. <표 8>에서 <표 10>은 예측력 평가에서 선도추급과정을 적용하는 과정에서 추정된 선도 및 추급기간과 이에 따른 추급속도 추정치를 예측기간에 따라 나타낸 것이다. 따라서 표에 제시된 예측기간은 예측력 평가에서 사용한 기간과 동일한 것이다. 또한 표의 첫 번째 열에 나타낸 시작연도는 예측기간의 시작 시점을 나타낸 것으로, 이후 논의에서 예측기간이 최근기간으로 변경됨에 따른 추급속도의 변화 패턴을 보이기 위해 나타낸 것이다.

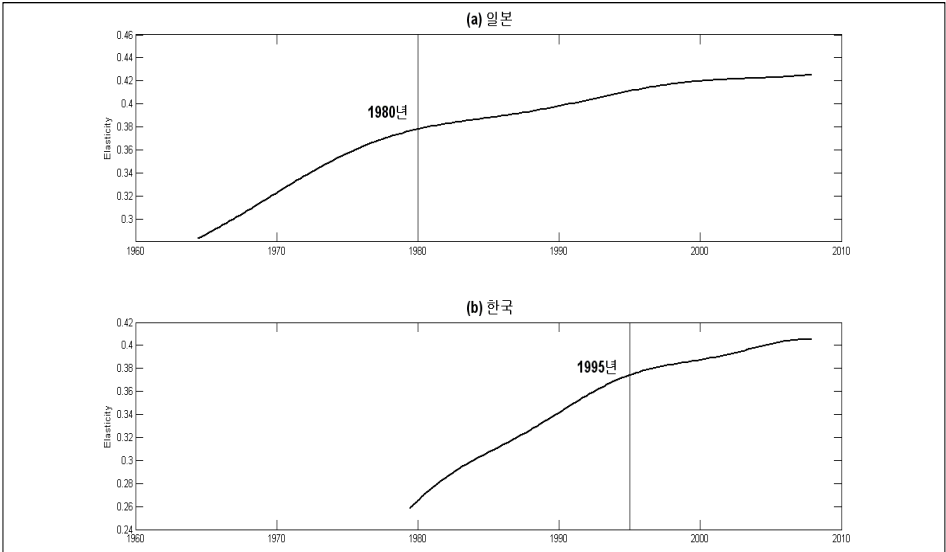
앞서도 언급했듯이 선도 및 추급기간은 고려하는 선도 및 추급기간의 조합에 대해서 예측오차를 산정한 후 예측오차를 최소화하는 조합을 해당 예측기간의 선도 및 추급기간으로 추정한다. 또한 추정결과를 용이하게 표현하기 위해 선도 및 추급기간은 연 단위로 추정한다. 물론 본 논문에서 고려하는 모형이 분기별 예측모형이기 때문에 선도 및 추급기간을 분기 단위로도 추정할 수 있다. 하지만 분기 단위로 추정하더라도 이후 산출되는 결과에는 커다란 변화가 없다. 예를 들어 연 단위로 추정된 일본의 선도기간이 15년이라면, 분기 단위로 추정하는 경우에는 가령 58분기로 추정되는 것 이외에는 다른 차이가 없다.

<표 8>의 첫 번째 행은 주택용 전력수요에 대한 추정결과로 1995년부터 향후 13년을 예측하는 경우 얻게 되는 선도 및 추급기간에 대한 최적 추정치이다. 여기서 최적 추정치는 앞서 언급했듯이 예측오차를 최소화하는 추정치를 의미한다. 일본에 대한 선도기간은 16년, 추급기간은 13년으로 추정되어 추급속도가 1.2로 나타났다. 이 결과는 미래 13년간의 한국 주택용 전력판매량예측에 선도추급과정을 적

〈표 8〉 주택용 전력수요예측모형의 선도 및 추급기간 추정결과

시작 연도	예측 기간(년)	일본	한국		미국	한국	
		선도 기간(년)	추급 기간(년)	추급 속도	선도 기간(년)	추급 기간(년)	추급 속도
1995	13	16	13	1.2	16	14	1.1
1996	12	15	12	1.3	16	13	1.2
1997	11	15	12	1.3	16	13	1.2
1998	10	15	15	1.0	16	13	1.2
1999	9	18	21	0.9	15	12	1.3
2000	8	16	16	1.0	15	12	1.3
2001	7	17	16	1.1	17	17	1.0
2002	6	19	16	1.2	15	12	1.3
2003	5	16	15	1.1	15	12	1.3

〈그림 4〉 일본과 한국의 주택용 전력수요의 소득탄력성 추정치



용할 때 한국의 미래 소득탄력성 증가 속도를 과거 일본의 16년 동안의 소득탄력성 증가속도보다 20% 빠르게 설정할 경우에 한국 주택용 전력수요에 대한 최적 예측치를 얻을 수 있다는 것이다. 〈그림 4〉는 한국과 일본의 주택용 전력수요의 소득탄력성 추정치를 나타낸 것으로 이상의 결과에 대한 직관적인 해석을 제시해준다. 그림을 보면 1995년을 기준으로 약 15년의 시차를 두고 일본과 한국의 소득탄력성이

유사한 증가패턴을 보인다. 이는 1995년에 일본의 선도기간이 16년으로 추정된 것의 적절성을 보여주는 것이다.

주택용 전력수요예측모형에서 예측기간에 따른 추급속도를 살펴보면 일본에 대한 추급속도는 0.9에서 1.3사이에 분포되어 있고, 미국에 대한 추급속도 또한 일본의 경우와 유사하게 1.0에서 1.3사이에 분포되어 있다. 예측기간이 10년 이상인 장기예측을 중심으로 보면, 한국의 미래 소득탄력성을 일본의 과거 소득탄력성 보다 20%에서 30%까지 빠르게 증가하도록 설정하였을 때 한국 주택용 전력수요에 대한 최적 예측치가 나타는 것을 알 수 있다.

〈표 9〉 상업용 전력수요예측모형의 선도 및 추급기간 추정결과

시작 연도	예측 기간(년)	일본	한국		미국	한국	
		선도 기간(년)	추급 기간(년)	추급 속도	선도 기간(년)	추급 기간(년)	추급 속도
1995	13	17	13	1.3	20	13	1.5
1996	12	16	12	1.3	20	12	1.7
1997	11	15	11	1.4	20	11	1.8
1998	10	16	11	1.5	20	10	2.0
1999	9	15	11	1.4	20	9	2.2
2000	8	15	9	1.7	20	8	2.5
2001	7	15	10	1.5	20	7	2.9
2002	6	16	10	1.6	20	7	2.9
2003	5	15	9	1.7	19	7	2.7

한편 〈표 9〉의 상업용 전력수요의 추급속도는 주택용 전력수요의 경우보다 훨씬 빠른 것을 알 수 있다. 전체 예측기간을 고려하면 한국의 미래 소득탄력성을 일본의 과거 소득탄력성보다 30%에서 많게는 70%까지 빠르게 증가하도록 설정한 경우에 한국 상업용 전력수요의 최적 예측치가 산출되었다. 또한 예측기간이 최근으로 올수록 추급속도가 빨라지고 있는 것을 알 수 있다. 1995년의 일본에 대한 추급속도는 1.3으로 미래 한국의 소득탄력성을 일본의 과거 소득탄력성 보다 30% 빠르게 증가하도록 설정하는 것이 최적 예측치를 만들었으나, 2003년에는 70% 빠르게 증가하도록 설정할 때 최적 예측치가 나타나는 것을 알 수 있다. 이 같은 추급속도의 패턴은 미국의 경우에서도 확인할 수 있다. 1995년에는 한국의 미래 소득탄력성

의 증가속도를 미국의 과거 소득탄력성 증가속도에 비하여 50% 빠르게 설정하는 경우에 한국의 상업용 전력수요의 최적 예측치를 얻을 수 있었으나, 2003년에는 170% 빠르게 설정한 경우에 최적 예측치가 산출된다.

〈표 10〉 산업용 전력수요예측모형의 선도 및 추급기간 추정결과

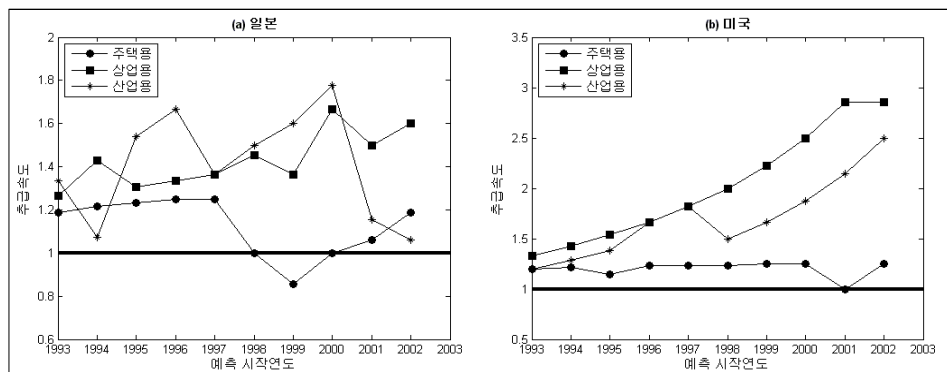
시작 연도	예측 기간(년)	일본	한국		미국	한국	
		선도 기간(년)	추급 기간(년)	추급 속도	선도 기간(년)	추급 기간(년)	추급 속도
1995	13	20	13	1.5	18	13	1.4
1996	12	20	12	1.7	20	12	1.7
1997	11	15	11	1.4	20	11	1.8
1998	10	15	10	1.5	15	10	1.5
1999	9	16	10	1.6	15	9	1.7
2000	8	16	9	1.8	15	8	1.9
2001	7	15	13	1.2	15	7	2.1
2002	6	17	16	1.1	15	6	2.5
2003	5	20	20	1.0	15	5	3.0

〈표 10〉에 나타난 산업용 전력수요예측모형에서도 미국에 대한 한국의 추급속도는 최근으로 올수록 빨라지고 있고, 특히 1998년 이후에 급속히 증가하고 있다. 전체 예측기간을 고려하면 한국의 미래 소득탄력성을 미국의 과거 소득탄력성 보다 40%에서 많게는 200%까지 빠르게 증가하도록 설정할 때 한국 산업용 전력수요에 대한 최적 예측치가 산출된다. 이에 반해 일본에 대한 추급속도는 2000년까지는 전반적으로 증가하지만 2000년 이후에는 다시 서서히 감소하고 있다. 이에 따라 2003년의 추급속도가 1.0으로 감소하여 한국의 미래 소득탄력성을 일본의 과거 소득탄력성과 동일한 속도로 증가하도록 설정한 경우에 한국 산업용 전력수요에 대한 최적 예측치가 산출된다.

〈그림 5〉는 〈표 8〉에서 〈표 10〉에 제시된 한국의 일본과 미국에 대한 추급속도를 예측 시작시점에 따라 나타낸 것으로 그림속의 굵은 수평선은 추급속도가 1.0인 경우를 나타낸다. 따라서 용도별 추급속도 그래프가 굵은 실선으로부터 위쪽으로 멀어질수록 한국의 추급속도가 빨라지는 것을 의미한다. 그림을 살펴보면 주택용 전력수요보다는 상업용과 산업용 전력수요의 추급속도가 빠른 것을 알 수 있다. 일본

에 대한 한국의 산업용 전력수요의 추급속도는 2002년과 2003년을 제외한 전 기간에서 주택용 전력수요의 추급속도보다 빠르고, 상업용 전력수요의 추급속도는 모든 기간에서 주택용 전력수요의 추급속도 보다 빠른 것으로 나타났다. 또한 주택용 전력수요의 추급속도는 예측 시작연도의 변화에 대해 일정하거나 예측 시작연도가 최근으로 올수록 다소 하락하는 모습을 보이는 반면, 상업용 전력수요의 추급속도는 예측 시작연도가 최근으로 올수록 빨라지고 있다. 미국의 경우에는 이런 현상이 더욱 뚜렷해져 2003년을 제외한 모든 기간에서 상업용 전력수요의 추급속도가 주택용과 산업용 전력수요의 추급속도 보다 빠르고, 또한 예측 시작연도가 최근으로 올수록 한국의 추급속도가 빨라지고 있다.

〈그림 5〉 용도별 추급속도 추이



용도별 추급속도에 대한 실증분석 결과를 요약하면 첫째, 한국의 주택용, 상업용, 산업용 전력수요의 소득탄력성이 선도국인 일본과 미국의 소득탄력성보다 빠르게 증가하였고, 둘째, 상업용 전력수요의 추급속도가 주택용과 산업용 전력수요의 추급속도 보다 빠른 것으로 나타났으며, 셋째, 주택용 전력수요의 추급속도는 최근으로 올수록 일정하거나 다소 느려지는 반면 상업용 전력수요의 추급속도는 예측기간이 최근으로 올수록 빨라지고 있다는 것이다. 이상의 결과는 기존의 산업별 생산성 수렴 현상 연구 결과와 일치하는 것을 알 수 있다. 첫 번째 결과는 경제성장론에서 제시하는 생산성이 낮은 국가의 생산성이 빨리 증가한다는 생산성 수렴 현상의 실증적 증거로 해석할 수 있다. 또한 서비스업 수요가 대부분인 한국의 상업용 전력수요를 고려하면 두 번째와 세 번째 결과는 서비스 업종에서 생산성 수렴 현상이

강하게 나타나고 따라서 서비스 업종이 국가 간 생산성 수렴현상을 견인하는 요인이라고 주장한 Bernard and Jones(1996a), Bernard and Jones(1996b)와 Wu(2009)의 연구결과와 일관성을 갖는다.

IV. 결 론

본 논문은 비선형예측모형에서 예측의 정확도를 높이기 위한 방법으로 선도추급 과정을 소개하고 이를 한국 전력수요예측에 적용한 실증분석 결과를 제시하였다. 선도추급과정은 경제성장 이론에서 제시하는 선도국과 후발국의 관계를 비선형예측 모형에 적용한 것으로 실증분석 결과 한국이 일본 전력수요의 소득탄력성 증가패턴을 추급한다는 선도추급과정을 적용한 예측결과가 장기예측에서 기존 예측모형에 비하여 우월한 예측력을 갖는 것으로 나타났다. 주택용과 상업용 전력수요예측모형에서 기존 예측모형은 예측기간이 길어짐에 따라 예측오차율이 급속히 증가하는 모습을 보였으나, 선도추급과정을 적용한 예측모형은 예측기간에 대해 민감하지 않고 안정적인 수준의 예측오차율을 보여주었다.

추급기간 추정 결과에서는 한국의 소득탄력성이 과거 선도기간 동안의 선도국 소득탄력성보다 빠르게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 경제성장론에서 주장하는 소득수준이 낮은 국가의 경제가 빠르게 성장한다는 생산성 수렴 현상에 대한 실증적 증거로 볼 수 있으며, 용도별 전력수요의 추급속도 패턴과 용도별 예측모형에서 보인 선도추급과정의 예측력 차이가 기존의 산업별 생산성 수렴연구의 결과와 일관성을 갖는다는 결과가 이러한 주장을 뒷받침한다.

■ 참 고 문 헌

1. 나인강, “기술 발전을 고려한 에너지 수요 추정,” 『에너지경제연구』, 제5권 제2호, 2006, pp. 205-222.
(Translated in English) Na, In-Gang, “Aggregate Energy Demand with Accounting for

- Technological Progress," *Korean Energy Economic Review*, Vol. 5, No. 2, 2006, pp. 205-222.
2. 나인강 · 류지철 · 김영덕 · 김태현, "에너지수요 분석 및 전망," 『에너지경제연구원 연구보고서』, 2000.
(Translated in English) Na, In-Gang, Ji-Cheol Ryu, Young-Duk Kim and Tae-Heon Kim, "The Analysis of Energy Consumption and Forecast of Energy Demand," *Korea Institute of Energy Research Report*, 2000.
3. 나인강 · 서정환, "산업용 전력수요의 탄력성 분석," 『자원 환경경제연구』, 제9권 제2호, 2000, pp. 333-347.
(Translated in English) Na, In-Gang and Jeong-Whan Seo, "An Analysis of Elasticities in Industrial Electricity Demand," *Environmental and Resource Economic Review*, Vol. 9, No. 2, 2000, pp. 333-347.
4. 박준용 · 김인무 · 이상철, 『장기전력 수요예측 시스템』, 전력거래소, 2004.
(Translated in English) Park, Joon-Yong, In-Moo Kim and Sang-Cheol Lee, "Longrun Electricity Demand Forecasting System," Korean Power Exchange, 2004.
5. 유병철 · 황윤재, "전력의 최대수요 예측에 관한 연구," 『에너지경제연구원 민간출연연구보고서 97-03』, 1997.
(Translated in English) Yoo, Byung-Choel. and Yoon-Jae Whang, "A Study of Forecasting Electricity Peak Demand," *Korea Institute of Energy Research Report*, 97-03, 1997.
6. 장영식, 『한국전력수요 및 가격의 분석』, 한국개발연구원, 1977.
(Translated in English) Chang, Young-Sik, "Analyses of Electricity Demand and Price for Korea," Korea Development Institute, 1977.
7. 정용태, "전력수요 예측기법 연구," 『에너지경제연구원 민간출연연구보고서 98-03』, 1998.
(Translated in English) Jeong, Yong-Tae, "Studies of Forecast Methodologies of Electricity Demand," *Korea Institute of Energy Research Report* 98-03, 1998.
8. Adeyemi, O.I. and L.C., Hunt, "Modelling OECD Industrial Energy Demand: Asymmetric Price Responses and Energy-Saving Technical Change," *Energy Economics*, Vol. 29, No. 4, 2007, pp. 693-709.
9. Agnolucci, P., "The Energy Demand in the British and German Industrial Sectors: Heterogeneity and Common Factors," *Energy Economics*, Vol. 31, No. 1, 2009, pp. 175-187.
10. Arsenault, E., J.T. Bernard, C.W. Carr and E.A. Genest-Laplane, "Total Energy Demand Model of Quebec: Forecasting Properties," *Energy Economics*, Vol. 17, No. 2, 1995, pp. 163-171.
11. Barro, R.J., "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, 1991, pp. 407-443.
12. Bernard, A.B. and C.I. Jones, "Comparing Apples to Oranges: Productivity Convergence and Measurement Across Industries and Countries," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 5, 1996a, pp. 1216-1238.
13. _____, "Productivity Across Industries and Countries: Time

- Series Theory and Evidence," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, 1996b, pp.135-146.
14. Broadberry, S.N., "Manufacturing and the Convergence Hypothesis: What the Long-Run Data Show," *Journal of Economic History*, Vol. 53, 1993, pp.772-776.
 15. Carree, M.A., L. Klomp and A.R. Thurik, "Productivity Convergence in OECD Manufacturing Industries," *Economics Letters*, Vol. 66, No. 3, 2000, pp.337-345.
 16. Chang, H. and Y. Hsing, "The Demand for Residential Electricity: New Evidence on Time-Varying Elasticities," *Applied Economics*, Vol. 23, No. 7, 1991, pp.1251-1256.
 17. Chang, Y. and E. Martinez-Chombo, "Electricity Demand Analysis Using Cointegration and Error-Correction Models with Time Varying Parameters: The Mexican Case," *Working Paper*, Rice University, Department of Economics, 2003.
 18. Dargay, J., "Are Price and Income Elasticities of Demand Constant?," *Oxford Institute for Energy Studies*, 1992.
 19. Dergiades, T. and L. Tsoulfidis, "Estimating Residential Demand for Electricity in the United States," 1965-2006, *Energy Economics*, Vol. 30, No. 5, 2008, pp.2722-2730.
 20. Fischer, S., R. Sahay, and C. Vegh, "How far is Eastern Europe from Brussels?," *IMF Working Paper*, 1998.
 21. Galli, R., "The Relationship between Energy Intensity and Income Levels: Forecasting Long Term Energy Demand in Asian Emerging Countries," *Energy Journal*, Vol. 19, No. 4, 1998, pp.85-106.
 22. Haas, R. and L. Schipper, "Residential Energy Demand in OECD-Countries and the Role of Irreversible Efficiency Improvements," *Energy Economics*, Vol. 20, No. 4, 1998, pp.421-442.
 23. Halicioglu, F., "Residential Electricity Demand Dynamics in Turkey," *Energy Economics*, Vol. 29, No. 2, 2007, pp.199-210.
 24. Hunt, L.C., G. Judge and Y. Ninomiya, "Underlying Trends and Seasonality in UK Energy Demand: A Sectoral Analysis," *Energy Economics*, Vol. 25, No. 1, 2003, pp.93-118.
 25. Inklaar, R. and M. Timmer, "Productivity Convergence Across Industries and Countries: The Importance of Theory-Based Measurement," *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 13, S 2, 2009, pp.218-240.
 26. Kamerschen, D.R. and D.V. Porter, "The Demand for Residential, Industrial and Total Electricity," 1973-1998, *Energy Economics*, Vol. 26, No. 1, 2004, pp.87-100.
 27. Medlock III, K. and R. Soligo, "Economic Development and End-Use Energy Demand," *Energy Journal*, Vol.22, No. 2, 2001, pp.77-106.
 28. Nakajima, T., "The Residential Demand for Electricity in Japan: An Examination Using Empirical Panel Analysis Techniques," *Journal of Asian Economics*, Vol. 21, No. 4, 2010, pp.412-420.
 29. Narayan, P.K. and R. Smyth, "The Residential Demand for Electricity in Australia: An Application of the Bounds Testing Approach to Cointegration," *Energy Policy*, Vol. 33, No. 4, 2005, pp.467-474.

30. Narayan, P.K., R. Smyth and A. Prasad, "Electricity Consumption in G7 Countries: A Panel Cointegration Analysis of Residential Demand Elasticities," *Energy Policy*, Vol. 35, No. 9, 2007, pp. 4485-4494.
31. Park, J.Y. and S.B. Hahn, "Cointegrating Regressions with Time Varying Coefficients," *Econometric Theory*, 1999, pp. 664-703.
32. Park, J.Y., "Canonical Cointegrating Regressions," *Econometrica*, Vol. 60, No. 1, 1992, pp. 119-143.
33. Park, S.Y. and G. Zhao, "An Estimation of U.S. Gasoline Demand: A Smooth Time-Varying Cointegration Approach," *Energy Economics*, Vol. 32, No. 1, 2010, pp. 110-120.
34. Pascual, A.G. and F. Westermann, "Productivity Convergence in European Manufacturing," *Review of International Economics*, Vol. 10, No. 2, 2002, pp. 313-323.
35. Vita, G.D., K. Endresen and L. Hunt, "An Empirical Analysis of Energy Demand in Namibia," *Energy Policy*, Vol. 34, No. 18, 2006, pp. 3447-3463.
36. Wagner, M. and J. Hlouskova, "CEEC Growth Projections: Certainly Necessary and Necessarily Uncertain," *Economics of Transition*, Vol. 13, No. 2, 2005, pp. 341-372.
37. Wong, W.-K., "OECD Convergence: A Sectoral Decomposition Exercise," *Economics Letters*, Vol. 93, No. 2, 2006, pp. 210-214.
38. Wu, X., "Productivity Convergence at the Disaggregate Levels," *Economics Bulletin*, Vol. 29, No. 4, 2009, pp. 2505-2516.
39. Yoo, S.-H., J.S. Lee and S.-J. Kwak, "Estimation of Residential Electricity Demand Function in Seoul by Correction for Sample Selection Bias," *Energy Policy*, Vol. 35, No. 11, 2007, pp. 5702-5707.

A Novel Forecasting Procedure Based on Gap and Catch-up: Case of the Long-run Forecast of Electricity Demand in Korea

Joon Y. Park* · In-Moo Kim** · Chang Sik Kim*** · Sungro Lee****

Abstract

This paper proposes a novel approach to improve accuracy in long-term forecasts based on nonlinear models, and provides an empirical analysis of long-run electricity demand forecast for Korea. Our approach is based on the notions of catch up and convergence, which exploits the fact that various economic characteristics of developing countries evolve following closely with some time lags the historical patterns of corresponding characteristics of developed countries. To forecast electricity demands in developing countries, for instance, we may therefore utilize the historical patterns of the determinants of electricity demands in developed countries. In particular, we find that the time series of income elasticity of electricity demand in Korea evolves in the same pattern as that of electricity demand in Japan. The

Received: June 23, 2011. Revised: July 5, 2011. Accepted: Aug. 11, 2011.

* Professor, Department of Economics, Indiana University and Sungkyunkwan University, Wylie Hall Rm 105, 100 S. Woodlawn, Bloomington, IN 47405, Phone: +81-2-856-0268, e-mail: joon@indiana.edu

** Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Myeongnyun-dong 3-ga, Jongno-gu, Seoul 110-745, Koera, Phone: +82-2-760-0433, e-mail: inmookim@skku.edu

*** Associate Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Myeongnyun-dong 3-ga, Jongno-gu, Seoul 110-745, Koera, Phone: +82-2-760-0611, e-mail: skimcs@skku.edu

**** Corresponding Author, Doctoral student, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Myeongnyun-dong 3-ga, Jongno-gu, Seoul 110-745, Koera, Phone: +82-2-760-1294, e-mail: sungro@skku.edu

patterns are extracted using cointegrating regressions with time-varying coefficients, and the actual gap and catch-up periods are determined to maximize the performance of our forecasting model. Our procedure is shown to perform substantially better than other models that are commonly used in long-term forecasts. In particular the optimal forecasts are obtained under the assumption that Korea's catch-up period is shorter than the gap period between Korea and Japan. Our empirical results are also consistent with those done by the studies of the convergence of productivity.

Key Words: gap and catch-up procedure, cointegrating model with time-varying coefficient, long-run forecast of electricity demand