

전력소비의 구조적 변화에 관한 분석

손 양 훈*

〈目 次〉	
1. 머릿말	3.2 추정 및 검정결과
2. 전력수요모형 : Two Examples	3.2.1 구조적 변화
2.1 Example 1	3.2.2 가격효과 및 소득효과
2.2 Example 2	3.3 전력수요의 예측의 신뢰도
3. 소비의 구조적변화	4. 맺는 말
3.1 구조변화의 요인 및 배경	〈참고문헌〉

1. 머릿말

전력의 소비는 경제의 움직임에 민감하게 반응한다. 86년에 공급능력기준 예비율이 무려 61.2%에 달하는 초과공급의 상태였으나 그 이후의 경기호전과 소득수준의 향상에 힘입어 전력소비가 큰폭으로 늘어났다. 더우기 최근에 이르러서는 경기가 하락하고 산업생산이 저조한 상황하에서도 전력 소비의 급격한 증가세가 지속되는 현상을 보이고 있다. 이에 반하여 수급의 안정을 도모하기 위한 공급측면의 발전계획은 장기투자적인 성격을 가지기 때문에 소비증가에 따라 탄력적으로 늘어날 수 없는 근원적인 제약점을 가지고 있다. 수요의 지속적인 증가와 공급의 애로는 가까운 장래에 전력수급의 불안정이라는 상태가 올것이라는 우려를 낳고 있다.

전력공급설비의 규모를 계획하는 단계에서 필수적으로 장래의 수요를 예측해야 하기 때문에 주어진 정보의 제약하에서 수요예측의 정확도를 높이

* 에너지경제연구원 연구위원

는 일은 전력정책의 전과정에서 무엇보다 중요한 일이다. 지금까지의 모형에 의한 예측보다 실제 수요가 높게 나타나고 있는 이유가 규명되어야 향후 예측의 정확도를 제고할 수 있음은 재론의 여지가 없다. 전력수요의 정확한 예측에 따라 공급설비의 규모를 계획하는 시스템하에서는 수요예측의 메카니즘에 있어서의 변화, 예를 들어 추정된 모수의 변화와 같이 과거와 다른 구조적인 변화를 보이는 현상에 대해 취약할 수밖에 없다. 전기간동안 경제구조의 변화가 없다는 전제하에서 하나의 고정계수를 추정하는 경우에는 표본기간 전체의 평균적인 관계를 반영하고 있는 것이기 때문에 구조적인 변화가 발생하였을 때는 표본기간 이외의 기간에 대해 분석하기에는 그리 유용한 도구가 되지 못하는 것이다.

본 글의 목적은 종래의 전통적인 모형에 의한 전력수요의 분석과 전망보다 실제 전력소비가 높은 현상, 즉 최근에 지속적으로 나타나는 하향예측의 문제를 논의하고 자의성이 개재될 가능성은 있지만 경제구조의 변화가 일어날수 있는 계기가 되는 시점을 정하여 이 기간의 구분에 따라 하반기간별로 구조적인 변화가 일어났는지의 여부를 검정하는 것이다.

전력수요의 예측에 사용되고 있는 전형적인 모형의 두가지 사례를 2절에서 소개하고 직접 월별자료를 이용하여 추정한 후 수용의 분석과 예측에서 발생하는 문제점을 지적함으로써 논의를 시작한다. 3절에서는 모형이 예측의 정확도라는 목적에 보다 잘 부합하도록 하기 위하여 구조적인 변화의 요인과 배경에 대해 살펴보고 몇가지 가설을 설정한다. 가설의 기각여부를 결정할때 오류의 가능성을 줄이기 위하여 몇가지 다양한 제약을 순차적으로 부과하여 추정하고 각기 따로 가설의 기각여부를 검정한다. 이어서 가격효과와 소득효과에 대해 개별적으로 구조변화여부를 검정함으로써 보완적인 증거를 제시한다. 4절에서는 추정과정에서 결론적으로 채택하게 되는 모형의 결과에 기초한 예측치를 최근 실적치와 비교하는 사후예측방법을 사용하여 예측정확도를 검토한다. 이때 기존모형의 결과와 비교함으로써 하향예측의 문제를 해결하기 위해서는 고정계수에 의한 추정보다는 구

조변화를 고려한 모형이 보다 유용한 도구가 될수 있음을 보이고자 한다.

2. 전력수요모형 : Two Examples

전력수요에 관한 모형은 소득효과와 가격효과를 포함하는 수요함수의 형태에다 기후요인을 고려하여 온도를 도입하는 것이 일반적인 형태로 인식되고 있다. 전력수요 예측의 정확도가 중요하다는 사실을 반영하듯이 이와 유사한 형태의 모형에 의한 여러 연구가 이루어져 온 바있다. 최근의 전력 수요증가의 요인을 분석하기 위해서는 무엇보다 수요의 수준을 결정하는 이론적인 결정요인들이 각각 어떤 역할을 하고 있는가 하는 점을 파악하고, 이와 아울러 최근에 이르러 특별히 수요가 증대되고 있다면 그 소득이나 가격효과와 같은 역할들이 어떤 구조적인 변화를 하고 있는가 하는 점이 밝혀져야 한다.

경제성장의 과정에서 소득의 증가는 두가지 측면에서 전력소비에 영향을 주게 된다. 일반적으로 소득을 실현하기 위해서는 하나의 생산요소로서 전력이 사용될 뿐만 아니라 실현된 소득을 소비하는 과정에서도 최종적인 효용을 생산하는 소비의 형태로 전력을 사용하게 되기 때문에 소득은 전기 소비를 설명하는데 가장 핵심적인 역할을 하는 부분이다. 소비형태를 설명하는데 필수적인 또 하나의 측면은 가격의 변화인데 전기의 경우에도 일반적인 재화에서와 같이 가격의 변화에 따른 수요함수로서의 특성이 고려되어야 하며 다른 조건이 일정할 때에는 부의 관계를 가질 것으로 예상된다.

기상적인 여건의 변화는 냉, 난방에 사용되는 에너지 소비를 증가시키게 되기 때문에 반드시 고려되어야 하는 점이다. 난방은 비교적 다른 에너지원이 많이 사용되지만 냉방의 경우에는 거의 전적으로 전기에 의존하고 있다. 특히 81년 이전에는 겨울에 발생하던 년 최대부하가 그 이후에는 하계에 발생하며 동계와의 격차가 커지고 있어서 하계의 냉방에 사용되는 전력을 설명하기 위한 냉방도일의 도입이 반드시 필요하다. 기후여건은 년도별 자료를 사용한 모형의 경우에는 자연현상의 불규칙성에 기인하는 변화

이기 때문에 중요성이 덜하지만 분기별 혹은 월별자료를 사용할 때에는 계절성을 제거하기 위해서도 반드시 고려되어야 한다.

모형의 추정에는 여유있는 자유도의 확보와 보다 단기적인 현상을 고려하기 위하여 월별자료를 사용하기로 하고 추정기간은 1977년 1월부터 최근까지로 하여 160여개의 관찰치를 기초로 한다.

전력수요는 전체 전력판매량이며 Kwh를 단위로 하는데 이 기간 동안 8월 사용량 기준으로 4.3배의 신장세를 보이고 있다. 소득은 1985년 불변가격으로 표시된 실질 분기별 국민총생산을 사용하였는데 분기자료에서는 일반적으로 나타나는 계절성의 문제를 해결하기 위하여 계절조정(seasonal adjustment) 작업을 한 후에 사용한다.¹⁾ 전기가격은 다양한 용도별 수용가별로 혹은 사용량별로 매우 복잡한 구조를 갖기 때문에 판매기준의 적용가격을 GNP deflator로 실질화 하여 모형의 추정에 사용한다.

기상조건을 대표하는 변수로는 월간 냉방도일(cooling degree days, CDD)과 난방도일(heating degree days, HDD)이 사용되는데 그 개념은 다음과 같다.

$$CDD = \sum_i (TAVG_i - 18^\circ), \quad i \in \{i \mid TAVG_i > 18^\circ\}$$

$$HDD = \sum_j (18^\circ - TAVG_j), \quad j \in \{j \mid TAVG_j > 18^\circ\}$$

여기서 $TAVG_{i,j} = i, j$ 일의 평균기온

이때 전국의 33개 측후소별로 정리되어 있는 14년간 매일의기상자료로부터 인구가중치를 고려하여 평균기온을 구하려면 방대한량의 자료처리가 필요하기 때문에 서울지역의 최고, 최하 기온을 기초로 하여 구하였다. 그리

註 1) 소득변수가 도입된 이유는 business cycle을 따르면서 경제가 성장하는데 필요한 산업용 전력수요를 고려하고 소득수준의 향상에 따른 소비의 증대를 감안하기 위함이다. 그런데 분기별 GNP는 회계결제상의 이유로 연말에 집중되는 현상이 심하기 때문에 계절조정을 하는 것이 불가피하다.

나 기후변화의 대표성에는 큰 무리가 없는 것으로 판단된다.

모형의 추정과정에서 일반적인 전력수요의 추정에서 흔히 나타나는 바와 같이 극심한 자기상관(serial corelation)의 문제가 발생된다. 이는 모형 이외의 어떤 외생적인 요인의 변화에 영향을 받는 오차 항의 변화가 요인이 제거된 이후에도 계속되는 전력소비의 비가역성에 기인한다고 볼 수 있다. 따라서 자기상관을 제거하기 위하여 일차 자기상관을 가정한후 비선형 추정의 일종인 Yule-Walker 자기상관 추정법으로 추정하였다. 다양한 추정 방정식을 시도해본 결과, 난방도일은 peak의 하계집중현상 때문에 냉방도일과는 달리 유의성이 없는 것으로 나타나 모형에서 제외하기로 한다. ²⁾

2.1 Example 1

전력소비에 영향을 주는 설명변수로 소득과 가격, 그리고 냉방도일을 고려하여 추정한 결과는 다음과 같다.

$$(1) \text{Ln ELEC} = 3.68 + 1.115 \text{ Ln Y} + 0.130 \text{ Ln P} + 0.308 \times 10^{-3} \text{ CDD}$$

(17.5) (45.3) (6.5) (6.4)

$$\text{Adj. } R^2 = 0.9545 \quad n = 165 \quad \text{SSE} = 0.2332$$

$$\rho = 0.5867 \quad () \text{속은 } t\text{-value}$$

(9.16)

여기서 Y : 소득

 P : 가격

 CDD : 냉방도일

모형의 추정결과는 전체적으로 매우 유의적인 것으로 나타났고 앞에서 제시된 예상되는 부호의 방향과도 거의 부합하는 것으로 나타났다. 소득탄

註 2) 냉방이 전적으로 전력에 의존하는 것과는 달리 난방은 전력이외의 다른 에너지원이 주로 사용되기 때문인 것으로 판단된다.

력성은 매우 유의적인 수준에서 1.115로 비교적 높은 수준을 보이고 있고 냉방도일의 경우에도 매우 유의적인 신뢰도에서 정의 방향을 보이고 있다.

그러나 가격효과의 경우에는 정의 방향으로 나타나 이론적인 가설과 반대의 결과를 보인다. 이기간중 초반기에는 실질 가격상승과 전력소비가 같은 방향으로 움직였기 때문에 모형외적인 변인, 즉 대체성을 갖는 다른 에너지원의 가격이나 에너지 절약에 대한 사회적인 인식등이 고려되지 않았기 때문이라고 이해된다. 하지만 83년 부터 시작된 전기의 실질가격하락과 최근의 급속한 수요증대가 동반하는 현상을 고려하면 가격효과가 양의 값을 갖는 현상은 모순인 동시에 기본적인 경제

원리에 입각하여 볼때에도 논리적인 하자가 있음이 노정된다.³⁾ 이 모형의 추정결과에 따라 최근의 전력수요에 대해 사후예측을 해보면 하향예측의 현상이 현저하게 나타나고 있어서 수요급증 추세를 전혀 반영하고 있지 못함을 알수 있다.

2.2 Example 2

하향예측의 문제를 해결하고 설명변수가 시차를 두고 영향을 주는 현상을 고려한 것이 Houthakker-Taylor류의 logarithmic flow-adjustment 모형이다. 이는 소비자들은 전력소비를 희망소비수준에 맞추어 결정한다고 가정하고 기하급수적으로 체감하는 가중치를 갖는 무한 시차분포를 이용한 adaptive expectation 모형의 일종이다. 자기회귀변수(lagged dependent variable)를 도입한 모형의 추정결과는 다음과 같다.

註 3) 앞에서 언급된 바와 같이 전기가격이 수용가 별로, 혹은 사용량의 수준에 따라 다양한 구조를 갖고 있기 때문에 개별 수용가에 직접 부과되는 가격을 반영할 수가 없다. 따라서 일반적인 수요모형에서와 같이 판매수입을 기준으로 하여 산정된 가격을 사용했고 이에 따른 내생성의 문제가 포함되어 있음도 고려되어야 한다.

$$\begin{aligned}
 (2) \text{ Ln ELEC}_t &= 1.0044 + 0.711 \text{ Ln ELEC}_{t-1} + 0.329 \text{ Ln Y} \\
 &\quad (6.1) \quad (17.0) \quad (7.0) \\
 &+ 0.0354 \text{ Ln P} + 0.211 \times 10^{-3} \text{ CDD} \\
 &\quad (4.0) \quad (8.1)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Adj. } R^2 &= 0.9944 & n &= 164 & \text{SSE} &= 0.1517 \\
 \rho &= 0.1447 & & & & \\
 &\quad (1.84) & & & & \text{()속은 t-value}
 \end{aligned}$$

추정결과는 매우 높은 신뢰도를 보이면서 (1)에서의 결과와 유사하다. 특히 장기탄력치를 구해보면 소득효과가 1.138 가격효과가 0.123으로 (1)의 결과와 거의 같은 수준을 보이고 있다. 이 경우에도 정의 가격효과라는 문제는 여전히 지속되고 있다. 이 모형의 결과에 따른 예측치를 보면 자기회귀 변수의 도입으로 하향예측의 문제가 부분적으로는 해결되지만 여전히 계속되고 있다. 이 모형은 널리 사용되고는 있지만 문제점을 포함하고 있는 것으로 알려져 있다. 우선 모형의 추정에 있어서 자기회귀 변수와 방정식의 오차항이 독립이 아닌 변수오차의 문제에 기인하는 통계적인 문제를 들수 있고, 이밖에도 장기예측에서 지난 기의 값이 차지하는 비중이 커서 지나치게 왜곡될 가능성이 있다.

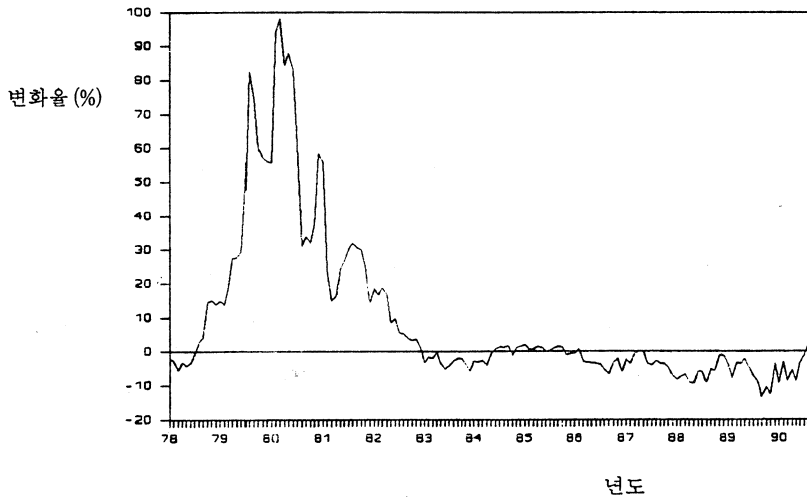
두가지의 예에서 밝혀진 바와 같이 가격효과에 있어서의 모순점 뿐만 아니라 이러한 고정계수를 전제한 형태의 전력수요 모형의 추정결과가 변수의 신뢰도와 방정식의 설명력이 매우 높은데도 불구하고 최근의 수요급증 추세를 잘 설명하지 못하고 있는 현상이 발견된다. 바로 이 점이 논의의 출발점이 되고 분석기간중에 소비패턴에 있어서 구조적인 변화(structural change)가 일어났을 것이라는 가설을 설정하는 간접적인 근거를 제공하고 있는 셈이다.

3. 소비의 구조적변화

계량모형에 의한 미래의 예측은, 이론적인 배경에 따라 모형을 설정하고 현실의 자료를 이용하여 모수(parameters)를 추정한후 이를 기초로 미래시점의 예측치를 구하는 과정으로 이루어져 있다. 이때에는 추정과 전망의 전 기간에 걸쳐 모수가 일정한 값에서 고정되어 있다는 가정이 반드시 필요하다. 설명하는 변수와 피설명되는 변수의 관계가 어떤 모형외적인 요인에 의해 변화할 수도 있는 매우 현실적인 개연성이 배제되어 있는 것이다. 이런 문제점에서 부터 모수의 안정성 검정(stability test)의 필요성이 제기되고 있다.

3.1 구조변화의 요인 및 배경

우리나라의 전력수요 형태를 설명하고 예측하여 원활한 수급을 이룩하기 위해 사용되어온 전기간에 걸쳐 고정계수를 가정한 전력수요 모형의 문제점을 개선하기 위해서는 구조적인 변화의 계기가 되는 요인과 배경을 살펴볼 필요가 있다.



[그림 1] 실질 전기가격(판매기준)의 전년동월비 변화율(%)

우리나라의 판매기준 실질 전기가격은 전년동월비 증가율의 추이를 보이고 있는 <그림 1>에 잘 요약되어 있는 것처럼 지난 일, 이차 에너지 위기를 겪으면서 가파른 상승의 추세를 보이다가 83년에 이르러 완만한 하향세로 반전되었다. 그 이후에는 대체관계에 있는 다른 에너지 시장의 일반적인 변천과정과 비슷하게 움직여 전반적인 하향 추세속에서 등락을 거듭해왔다. 소비패턴의 구조적인 변화가 일어나는데 가장 큰 역할을 담당했을 것으로 보여지는 점은 이 기간중 일어난 가격의 대세 반전이다. 전기와 대체관계에 있는 다른 에너지원이 공급의 안정성면에서 매우 불안한 특성을 갖고 있는 바, 에너지 가격의 변동에 따라 에너지에 대한 사회적 위기감이 증폭되면, 사용에 대한 경제외적 규제가 강화하기 때문에 수요함수 자체의 이동이 수반되고, 이에 따라 가격효과가 변화하게 된다는 점이 가격상승시기와 하락시기의 소비패턴에 구조적인 변화가 발생할 것이라는 주장에 대한 근거가 된다.

경제 개발과정에서 높은 성장을 실현해온 우리나라의 경제는 전력수요의 급격한 증대라는 특성을 보여왔다. 소득을 생산하는 과정에서 전력은 하나의 생산요소로 투입되는 동시에 최종소비의 목적으로 다시 사용된다.

경기변동이 소비함수에 주는 효과에 관한 이론적 배경은 상대소득가설에 해당된다. 소득수준은 경기의 변동에 따라 변화하게 되는데 소득이 상승할 때에는 전기기기의 보유량이 늘면서 전력소비가 증가 하지만 경기가 하락하게 되어도 전기기기는 여전히 계속 보유하기 때문에 전력소비가 원래의 수준보다 높게 유지된다는 것이다. 소득효과에서 또 하나 주목해야 할 점은 경제성장의 경로에서 소득이 일정 규모에 도달하면 보다 편리하고 쾌적한 생활을 추구하는 경향이 현저하게 나타난다는 점이다. 소득이 일정 수준에 도달하면 예를 들어 냉방 수요와 같이 과거에는 부분적으로만 사용되던 새로운 용도의 전력수요가 확산되어 소득과 전기소비의 관계가 변화하게 될 것이라는 가설이다. 우리나라의 경제는 80년대의 중반에 외생적으로 발생한 3저현상에서 출발하여 경기변동의 주기상에서 보기도문 호황

을 이룩하였다. 이런 추세는 경기가 peak에 도달하여 불경기로 옮겨가는 반전점(turning point)에 해당하는 88년 초 까지 지속되었고 그 이후에는 하향세가 지속되고 있다. 소득효과에서의 두가지 특성을 고려하여 불때 88년 2월을 기간 구분점으로 하는 것이 타당한 것으로 판단된다.

3.2 추정 및 검정결과

본 절에서는 기간구분에 의한 구조적인 변화의 가설을 검정하기 위하여 2장에서 전통적인 수요모형의 추정에 사용된 자료를 기초로 같은 추정방법에 의거해서 모형을 추정하고 안정성 검정(stability test)을 시도한다. 구조적인 변화가 일어난 시점은 가격에 있어서 대세반전이 있었던 83년 1월과 소득이 호경기에서 불경기로 반전한 88년 2월로 설정하여 이에 따른 기간구분을 한다. 논의의 편의를 위해 1977년 1월에서 1982년 12월 까지를 I 期, 1983년 1월에서 1988년 1월 까지를 II 期, 1988년 2월에서 최근 까지를 III 期라고 정하기로 한다.

모형의 기간별 구조적인 변화여부를 검정하는 안정성 검정기법은 두가지의 서로 다른 가설의 형태에 따라 분류할 수 있는데, 이는 전체적인 구조변화 가설과 구체적인 모수(parameter)별 구조변화 가설로 대별된다. 전체적인 구조적 변화를 검정하는 것은 두 기간의 추정된 모수(parameters)가 모두 동일하다는 가설을 설정하여 총체적으로 검정하는 방법으로 Chow 검정이 일반적으로 널리 사용되고 있다. 이밖에도 선형 제약(linear restriction)을 검정하는 과정이므로 대표적인 large sample test 통계량인 Wald test, 우도비 검정(likelihood ratio test : LR test), 그리고 Lagrangian Multiplier test : LM test 등이 사용된다. 반면에 구체적인 모수별 구조변화 검정은 가격이나 소득과 같은 개별 효과에서 구조적인 변화가 일어났는지 여부를 독립적으로 검정하는 방법으로 가변수(dummy variables)를 사용하여 검정한다. 이때 어떠한 검정방법을 따르더라도 궁극적으로는 설정된 가설이라는 제약하의 모형에서 계산되는 오차의 총화

(restricted residual sum of squares : RRSS)와 제약이 없는 상태에서 추정된 모형에서 계산되는 오차의 총화(unrestricted residual sum of squares : URSS)의 비율을 자유도를 고려하여 선형제약에 대해 검정한다는 공통점을 가진다.

3.2.1 구조적 변화

전력수요함수를 구간별로 추정한 결과가 <표 1>에 정리되어 있고 I-III期の 결과는 앞에서 논의된 (1)의 추정결과와 같다. 앞에서 제시된 구간구분의 근거에 입각해서 구조적인 변화를 검정하는데 가격효과의 변화시점으로 예상되는 83년 초를 기점으로 구분한 (I期, II-III期)의 경우와 소득효과의 변화시점만으로 예상되는 88년 초를 기점으로 구분한 (I-II期, III期)의 경우가 각각 <부표 1>과 <부표 2>에 요약되어 있고 두개의 변화시점을 동시에 고려한 결과가 <표 1>에 정리되어 있다.

<표 1> 추정결과 (기간구분 : I期, II期, III期)

추정기간	I-III期	I期	II期	III期
Constant	3.682 (17.5)	6.179 (6.1)	6.325 (6.3)	0.390 (0.2)
Ln Y	1.115 (45.3)	0.825 (7.3)	0.988 (20.8)	1.525 (8.6)
Ln P	0.130 (6.5)	0.203 (8.4)	-0.208 (1.3)	-0.0967 (0.5)
CDD	0.308×10^{-3} (6.4)	0.158×10^{-3} (2.2)	0.469×10^{-3} (7.5)	0.459×10^{-3} (6.9)
ρ	0.587 (9.1)	0.494 (4.7)	0.331 (2.6)	0.244 (1.3)
Adj. R ²	0.9545	0.8531	0.9268	0.9062
n	165	72	61	32
SSE	0.2332	0.0968	0.0567	0.0231

()속은 t-value

소득의 탄력성은 유의적으로 양의 값을 가지고 있으며 구간별로 탄력치가 급격히 커져 구간별 소득탄력성의 증가현상을 보이고 있다. 가격탄력성은 전 기간 모형의 경우와는 달리 Ⅱ期和 Ⅲ期에는 신뢰수준은 낮지만 음의 방향으로 선회하고 있어서 가격이 하락하면서 수요는 증가하는 현실적 상황과 부합하고 있다. 냉방도일의 경우에도 경제성장에 따라 한계 전력수요가 늘어나고 있으며 하계에 첨두부하가 발생하기 시작한 80년대 초반부터 계수의 값이 크게 나타난다.

구간에 따라 구조적변화가 발생하였는지의 여부를 검정하기 위해서 우선 일반적으로 가장 많이 사용되는 기법인 Chow 검정을 실시하기로 한다.

우선 (Ⅰ期, Ⅱ-Ⅲ期)의 경우와 (Ⅰ-Ⅱ期, Ⅲ期)의 경우를 추정한 결과는 <부표 1>과 <부표 2>에 정리되어 있다. (Ⅰ期, Ⅱ-Ⅲ期)에서의 구조적 변화여부를 검정하기 위한 F통계량이 10.8이고, (Ⅰ-Ⅱ期, Ⅲ期)에서의 구조적인 변화 여부의 F 통계량은 36.6로 계산된다.⁴⁾ 따라서 검정결과가 모두 1%내의 유의수준에서 동일한 모수라는 가설이 기각되며 이는 83년경 부터 구조적인 변화가, 88년 초반부터 다시 한번 구조적인 변화가 발생하여 기간별로 추정모형이 동일할 수 없음을 의미한다.

두개의 구조변화 분기점을 동시에 고려하고 소득효과와 가격효과가 공존하는 상태하의 구조변화 가설을 판단하기 위한 Chow 검정은 <표 1>의 결과를 기초로 한다. 이 때의 F 통계량이 12.1으로 나타나 모든 기간의 추정 모형의 추정된 모수가 일치하여 동일하다는 가설이 1%의 유의수준에서 기각되고 구조적 변화가 일어났음을 통계적으로 입증하고 있다. 이 밖에도 선형제약(linear restriction)을 검정하기 위한 통계량으로 Wald 통계량이

註 4) F통계량은 다음의 공식으로 구한다.

$$F = \frac{(RRSS-URSS)/(k+1)}{URSS/(n_1+n_2-2k-2)}$$

RRSS: 제약하의 residual sum of squares
 URSS: 비제약하의 residual sum of squares
 k : 설명변수의 수
 n₁ : 구조변화 이전 관찰치의 수
 n₂ : 구조변화 이후 관찰치의 수

52.9, LR 통계량이 45.9, 그리고 LM 통계량이 40.1로 나타났다. ⁵⁾ 이들에 대해 χ^2 검정을 해보면 모두 1%내에서 가설이 기각되어 다양한 검정결과가 모두 일관되게 구조변화가 있었음을 보여주고 있다.

3.2.2 가격효과 및 소득효과

가변수를 이용하여 가격효과와 소득효과를 독립적으로 검정해 볼수가 있는데 앞서와의 근본적인 차이점은 구체적인 설명변수 각각에 대해서 독립적인 검정을 해볼수 있다는 점이다. 구조변화의 가설에 있어서 전제에 따라 두가지의 입장으로 대별할 수 있다. 앞에서 우리는 전력 수요에 있어서 유의적인 변동이 될 수 있는 가격과 소득의 전환점으로부터 기간 구분점을 정하였는데 이를 사전적으로 고려할 것인가의 여부를 말한다. 83년에는 가격효과, 88년에는 소득효과라는 사전적인 배경을 무시하고 원점에서 출발하여 검정하는 경우에는 결과에는 큰 변동이 없을 것으로 판단되나 주어진 정보의 이용이 비효율적이다. 따라서 여기에서는 기간 구분점에서의 구조변화에 바로 그 사전적인 배경이 되는 가격효과나 소득효과를 상정하여 83년에는 가격효과의 변화, 그리고 88년에는 소득효과의 변화가 있었는지를 검정하는 방법을 따르기로 한다.

$$\begin{aligned}
 (3) \text{ Ln ELEC} &= 5.092 + 1.711 \text{ D1} - 4.831 \text{ D2} + 0.946 \text{ Ln Y} + 0.473 (\text{Ln Y} * \text{D2}) \\
 &\quad (12.0) \quad (2.9) \quad (2.5) \quad (20.0) \quad (2.5) \\
 &+ 0.186 \text{ Ln P} - 0.406 (\text{Ln P} * \text{D1}) \\
 &\quad (11.6) \quad (2.9) \\
 &- 3.255 (\text{CDD}/1000) + 0.365 (\text{CDD}/1000 \times \text{Ln Y}) \\
 &\quad (2.7) \quad (3.0)
 \end{aligned}$$

註 5) 통계량을 구하는 공식은 각각 다음과 같다.

$$\text{WALD} = \frac{(\text{RRSS} - \text{URSS})}{\text{URSS}/n}, \quad \text{LR} = n \log_e \left[\frac{\text{RRSS}}{\text{URSS}} \right], \quad \text{LM} = \frac{(\text{RRSS} - \text{URSS})}{\text{RRSS}/n}$$

$$\text{Adj. } R^2 = 0.9802 \quad n = 165 \quad \text{SSE} = 0.18489$$

$$\rho = 0.43 \quad () \text{속은 } t\text{-value}$$

(5.9)

여기서 I 期 : D1 = 0, D2 = 0

II 期 : D1 = 1, D2 = 0

III 期 : D1 = 1, D2 = 1

우선 가설의 설정에 따른 제약을 부과하지 않고 가변수를 포함하여 추정 한 결과는 다음과 같다. 여기에서는 소득증대에 따라 같은 기상조건하 에 서도 전력소비가 가속적으로 늘어나는 현상을 반영하고 예측력을 높이기 위해 소득과 냉방도일의 교차항(intracation term)을 설명변수에 도입한다.

추정결과는 계수가 모두 예상했던 부호방향과 일치하고 가변수의 계수가 매우 유의적으로 나타나 기간구분의 적합성을 반영하고 있는 것으로 나타 났다. ⁶⁾ 하지만 기간마다의 구조적인 변화여부를 검정하기 위해서는 선 형제약의 가설을 검정하는 통계적인 절차가 필요함은 물론이다. 여기서 한가지 주목할 만한 사실은 83년 이후의 기간에 있어서 가격의 탄성치가 유의적인 수준에서 -0.22로 음의 값을 가져 경제원리에 부합하는 동시에 앞절에서 제시된 기존의 전력수요 모형이 갖는 한계를 극복한 것으로 평가 된다는 점이다.

가격효과를 제약으로 하여 설정한(I 期, II-III 期)의 기간구분에서 가격 효과의 구조변화가 없이 두 기간의 가격탄력성이 같다는 가설에 의한 제약 하의 추정결과는 다음과 같다.

$$(4) \text{ Ln ELEC} = 4.515 - 0.012 D1 - 6.985 D2 + 1.012 \text{ Ln } Y + 0.686 (\text{Ln } Y * D2)$$

(11.9) (0.6) (3.9) (24.2) (3.9)

$$+ 0.173 \text{ Ln } P - 2.977 (\text{CDD}/1000) + 0.335 (\text{CDD}/1000 \times \text{Ln } Y)$$

(11.4) (2.5) (2.7)

註 6) 이때 냉방도일의 계수가 음의 값을 갖는 것은 교차항의 도입에 따른 것으로 대수형태로 표시된 소득의 변역 범위내에서 냉방도일의 한계 전력소비는 항 향 양의 값으로 계산되기 때문에 하등 문제가 되지 않는다.

$$\text{Adj. } R^2 = 0.9806 \quad n = 165 \quad \text{SEE} = 0.19513$$

$$\rho = 0.41 \quad () \text{속은 } t\text{-value}$$

$$(5.6)$$

가격효과에 관한 선형제약을 검정하기 위한 F 통계량의 값이 8.64로써 귀무가설이 1%의 수준에서 기각되어 83년 초에 가격효과에서의 구조적인 변화가 일어났음을 강력하게 뒷받침하고 있다.

소득효과를 제약으로 하여 설정한(I-II期, III期)의 기간구분에서 소득효과의 구조변화가 없이 두 기간의 소득탄력성이 같다는 가설에 의한 제약하의 추정결과는 다음과 같다.

$$(5) \text{ Ln ELEC} = 5.137 + 2.358 D1 + 0.018 D2 + 0.942 \text{ Ln } Y$$

$$(11.2) \quad (4.2) \quad (0.7) \quad (18.6)$$

$$+ 0.184 \text{ Ln } P - 0.560 (\text{Ln } P * D1)$$

$$(10.2) \quad (4.2)$$

$$- 3.529 (\text{CDD}/1000) + 0.394 (\text{CDD}/1000 \times \text{Ln } Y)$$

$$(2.8) \quad (3.1)$$

$$\text{Adj. } R^2 = 0.9747 \quad n = 165 \quad \text{SSE} = 0.19018$$

$$\rho = 0.49 \quad () \text{속은 } t\text{-value}$$

$$(7.1)$$

소득효과에 있어서 구조적 변화가 있었는지의 여부를 검정하기 위한 F 통계량의 값이 4.46으로 나타나서 귀무가설이 1%의 수준에서는 채택되지만 5%의 수준에서는 기각되어 88년 초에 소득의 효과가 구조적으로 변화했음을 어느 정도 입증하고 있다. 가격효과와 소득효과를 개별적으로 검정한 결과에서도 통계적으로 신뢰할만한 수준에서 전반적인 구조변화의 증거를 보이고 있으며 이러한 구조변화에 대한 인식이 전력수요의 예측에 반드시 고려되어야 한다는 주장에 대해 근거를 제공하고 있다.

3.3 전력수요의 예측의 신뢰도

최근에 이르러 급증하고 있는 전력수요를 설명하기 위해 지금까지 우리는 소비패턴의 구조적 변화 여부를 실증적인 자료를 통하여 규명해 보았다. 이상의 결과에 기초하여 본 절에서는 개선된 모형의 예측 신뢰도를 살펴보고 단기적인 예측을 시도한다.

예측의 정확도를 극대화하는 모형을 찾기 위해서는 예측의 신뢰도를 검토하는 작업이 선행되어야 한다. 이를 위해서는 추정기간의 실적치와 모형에 의한 예측치를 비교하는 방법을 사용하는 것이 유일한 판단근거가 된다. <그림 2>는 89년 3월에서 90년 9월까지의 기간동안 월별 전력수요의 실적치에 대한 예측정확도를 알아보기 위한 것이다. 전통적인 전력수요 모형인 (1)에 따른 예측치 (historical forecasting)와 아울러 가변수를 이용한 구조변화의 제약을 부과한 (3)의 추정결과에 따른 예측치를 실적치와 같이 비교해보았다. (1)의 결과가 시종 하향예측을 하여 최근의 전력수요가 예측보다 일관되게 높은 현상을 반영하고 있다. 반면에 구조변화를 상정한 (1)의 결과는 비교적 예측의 정확도가 높고 특히 냉방부하의 증가에 따라 최근에 문제가 되고 있는 하계의 peak 수요를 거의 정확하게 예측해 내고 있다.

일정기간 동안 예측의 정확도를 판단하는데는 predicted residual sum of squares (PRESS)를 기준으로 한다. 7) 기존의 전력수요 모형인 (1)의 추정결과에 따른 오차항의 총화, PRESS는 0.07003로 계산되는 반면 구조변

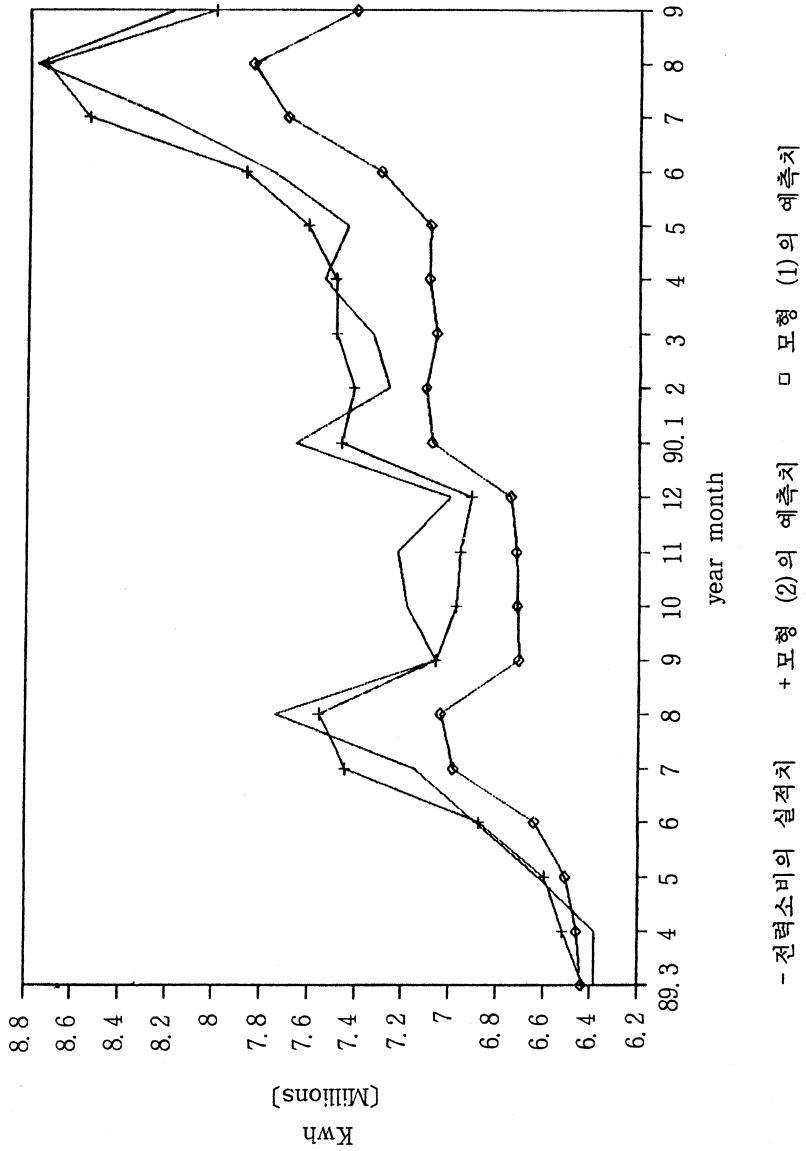
註 7) 여기에서 사용되는 PRESS는 최근에 전력수요가 기존의 모형에서 설명되는 범위보다 높게 나타나는 기간중에서 89년 3월에서 90년 9월 까지의 기간에서 예측치를 구한다음, 이것과 실제치의 차이인 predicted residuals, u_i ,의 총화이다. 공식은 원래의 predicted residuals와는 다소 다른 개념인데 다음과 같다.

$$PRESS = \sum_{i=89.3}^T (u_i)^2 \quad T = 90.9$$

이때 추정에 사용된 모든 관찰치를 대상으로 하여 총화를 구한 것이 아니라 최근 전력수요가 예측보다 상회하는 것으로 나타나 모형의 수정이 요구되는 기간만을 대상으로 했음을 유의할 필요가 있다.

화의 제약을 부과한 (3)의 추정결과는 PRESS가 0.00951이다. 상대적인 오차가 7분의 1이하에 불과하기 때문에 예측정확도에서 훨씬 탁월한 결과를 시험하였다.

[그림 2] 월별 전력소비예측의 정확도 비교



4. 맺는 말

전력사업은 공공의 이익을 극대화하는 목적함수를 갖고 있으며 시장기능에 의해 조절되는 것이 아니기 때문에 수급의 안정을 확보할 수 있는 원활한 공급이 사전적으로 계획되어야 한다. 올바른 정책을 시행하고 공급계획을 수립하는데는 수요의 정확한 예측이 무엇보다 중요한 것인데 최근에 와서 거둬지고 있는 예상보다 높은 전력소비는 정책입안의 어려움을 가중시키고 있다. 본 연구의 목적은 이러한 문제점에서 출발하여 기존의 전력수요 모형이 예측도구로써 갖고 있는 한계점을 밝히고 해결점을 제시하는 데 있다.

분석결과에 의하면 가격의 대세반전이 일어난 83년 초를 기점으로 소비패턴에 구조적인 변화가 일어난 것으로 나타났다. 이는 가격이 상승하면서 소비도 같은 방향으로 상승하는 국면에서 전기가격의 하락에 따라 소비가 늘어나는 국면으로 바뀌는 것을 의미하는데 대체성을 갖는 다른 에너지의 가격변화가 고려되지 않아서 결론짓기에는 다소 무리가 있지만 가격효과에 있어서 구조적인 변화가 일어났다고 볼 수 있다. 개선된 모형의 결과를 이용하면 수요관리를 위한 가격정책의 효과가 보다 정확하게 반영된다는 장점이 있다.

소득효과가 있어서는 88년 초에 구조적인 변화의 증거가 현저하게 나타났다. 소득수준이 일정규모에 도달하면서 냉방수요와 같이 과거에는 부분적으로만 사용되던 새로운 형태의 수요가 확산되고 전력소비의 소득에 대한 탄력치가 이전과는 달리 1을 훨씬 상회하는 것으로 나타나 소득의 증가보다 전력소비의 증가율이 더 빠른 현상을 잘 반영하고 있다. 이밖에도 소비패턴의 구조적인 변화를 고려했을 때의 예측이 훨씬 정확도가 높은 것으로 입증되었다. 정확한 수요예측에 기초하여 공급설비를 계획하는 입장에서는 구조적인 변화를 반드시 고려하여 모형을 설정하고 예측하는일이 요구됨을 말해주고 있다. 이를 기초로 탄력치의 변동과 그 요인에 대한 검토를 하고 수요에 대한 연구와 새로운 정책이 수반되어야 함을 의미하는 것이다.

〈参 考 文 献〉

에너지경제연구원, 장기전력수요예측연구, 1987.

—————, 전력수급계획연구, 1988.

한국전력, 장기전력수급계획, 1990.12.

Bernard, J. and M. Veall, The Probability Distribution of Future Demand: The Case of Hydro Quebec, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 5, No. 3, July 1987, 417-24.

Deter R. and S. Goldstone, Electricity Demand Forecasting Methods, Staff Report of California Energy Commission, 1989.

Housman, J., M. Kinnucan, and D. McFadden, A Two-Level Electricity Demand Model, Journal of Econometric, 10, 1979, pp.263-89.

Maddala, G. S. et., Introduction to Econometric, Macmillan Publishing, 1989.

Taylor, L., The Demand for Electricity: A Survey, The Bell Journal of Economics, 6, Spring 1975, pp. 74-110.

Veall, M., Bootstrapping the Probability Distribution of Peak Electricity Demand, International Economic Review, Vol. 28, No. 1, Feb. 1987, 203-12.

부 록

〈부표 1〉 추정결과(기간구분: I 期, II-III 期)

추정기간	I-III 期	I-II 期	III 期
Constant	3.682 (17.5)	4.179 (6.1)	6.928 (7.9)
Ln Y	1.115 (45.3)	0.825 (7.3)	1.002 (21.3)
Ln P	0.130 (6.5)	0.203 (8.4)	-0.385 (3.5)
CDD (6.4)	0.308×10^{-3} (2.2)	0.158×10^{-3} (9.5)	0.478×10^{-3}
ρ	0.587 (9.1)	0.494 (4.7)	0.481 (5.1)
Adj. R ²	0.9545	0.8531	0.9559
n	165	72	93
SEE	0.2332	0.0968	0.0856

〈부표 2〉 추정결과(기간구분: I-II 期, III 期)

추정기간	I-III 期	I-II 期	III 期
Constant	3.682 (17.5)	4.646 (17.5)	0.390 (0.2)
Ln Y	1.115 (45.3)	0.996 (31.6)	1.525 (8.6)
Ln P	0.130 (6.5)	0.177 (10.1)	-0.0967 (0.5)
CDD	0.308×10^{-3} (6.4)	0.271×10^{-3} (5.4)	0.459×10^{-3} (6.9)
ρ	0.587 (9.1)	0.468 (6.0)	0.244 (1.3)
Adj. R ²	0.9545	0.9548	0.9062
n	165	133	32
SEE	0.2332	0.0968	0.0231