

## 산업용 전력수요의 탄력성 분석

나인강\* · 서정환\*\*

### 〈차 례〉

- |                    |            |
|--------------------|------------|
| I. 서 론             | IV. 분석 결과  |
| II. 산업용 전력수요의 현황   | V. 요약 및 결론 |
| III. 전력수요 함수의 추정모형 |            |

### I. 서 론

산업용 전력수요는 지난 20년간 10% 이상의 급격한 성장을 보이고 있다. 특히, 고도 경제성장과 1980년대의 전력요금인하에 따라 경제성장률을 상회하는 전력수요 증가현상을 보이고 있다. 전체 전력수요 중 산업용 전력수요가 차지하는 점유율은 점차 완만한 감소추세를 보이고 있으나 1996년 현재 산업용 전력수요의 59%를 점유할 정도로 전체 전력소비의 대부분을 차지하고 있다.

그 동안 우리 나라 경제를 이끌어 온 원동력으로 산업은 정부의 수출장려정

\* 에너지경제연구원 연구위원.

\*\* 한국경제연구원 연구위원.

책에 힘입어 가정이나 상업용 부문에 비하여 제조원가에도 못 미치는 전력요금  
을 지불하고 있었다.<sup>1)</sup> 그러나 전력산업의 구조개편과 더불어 산업용 전력요금은  
그간 상업부문 및 가정부문으로부터 교차보조(cross subsidy)형태로 혜택을  
보았던 가격 체제에서 벗어나 시장가격을 직면하게 될 것이다.

이러한 전력산업의 환경 변화에 따라 산업용 전력수요의 가격탄력성 분석은  
의의를 갖는다. 단기적으로 예상되는 산업용 전력요금의 인상이 산업용 전력수  
요에 미치는 영향을 분석하는 것이 앞으로의 전력산업 구조개편이 산업에 미치  
는 영향을 분석하는데 중요할 것이다. 그러나 장기적 영향을 파악·분석하는 것  
역시 중요한 일이므로, 본 연구에서는 시계열자료를 이용하여 산업용 전력수요  
의 장기 가격탄력성 및 장기 생산지수탄력성에 중점을 두고 계량모형을 이용하  
여 분석하고자 한다.

현재 전력수요를 추정하기 위한 다양한 추정방법들이 제시되고 있다. 본 연  
구에서는 단위근검정과 공적분검정을 근간으로 하여, ADL 모형, Engle-  
Granger (1987) 모형, Johansen-Juselius (1990)의 완전정보 최우추정방법 그  
리고 최근에 제시된 Stock-Watson (1993)의 동태적 최소자승법(dynamic  
OLS)을 예측력을 중심으로 비교하였다.<sup>2)</sup>

본 연구의 구성을 살펴보면 다음과 같다. 제II장에서는 산업용 전력수요의  
현황을 간략히 살펴보고, 제III장에서는 전력수요 추정함수를 설명함에 있어 단  
위근 및 공적분의 개념과 검정방법, 그리고 공적분 회귀방정식을 살펴보았다.  
제IV장에서는 제III장의 모형들을 중심으로 그 추정 결과를 검토하였으며, 나아  
가 각 모형의 추정치들을 예측력을 기준으로 비교·분석하였다. 마지막으로 제  
V장에서 본 연구의 결과들을 정리하였다.

1) 1998년 현재 산업용 전력요금의 원가회수율은 94%로서 원가를 회수하지 못하고 있다. 반면  
에 주택용 전력요금의 원가회수율은 114%, 일반용 전력요금의 원가회수율은 123%로 높다.  
에너지경제연구원(1999)을 참조하시오.

2) 본 연구에서는 서술의 편의를 위하여 Engle-Granger 모형은 EG 모형으로, Johansen-  
Juselius의 완전정보 최우추정방법은 JJ 모형 그리고 Stock-Watson의 동태적 최소자승법  
은 SW 모형으로 약칭을 사용하였다.

## II. 산업용 전력수요의 현황

한국 산업은 1970년대는 경공업 위주의 산업구조를 보였으며, 1980년대는 중화학공업의 산업구조로 전환되었으며, 1990년대는 중화학공업 중 기계·전자 등 첨단산업 위주의 산업구조로 전환되었다. 1990년대에는 제조업부문의 양극화 현상인 경공업의 불황과 중화학공업의 호황이라는 특성으로 나타나고 있다. 따라서, 산업용 전력소비도 산업구조의 변화를 반영하고 있다. 중화학공업의 전력수요는 1980년대 후반부터 10% 이상의 성장률을 보이고 있는 반면, 경공업의 전력수요는 1990년대에 들어 7~8%대의 상대적으로 낮은 성장률을 보이고 있는 데에서 그 증거를 찾을 수 있다(<표 1> 참조). 산업용 전력수요는 1970년대에 15% 내외의 높은 수요증가율을 보였고 1980년대와 1990년대에도 10%대의 높은 수요증가율을 보이고 있다.

제조업 생산비용 중 전력비용의 비중은 지속적인 감소추세를 보이고 있다.

<표 1> 산업용 전력수요 증가율 및 탄성치

(단위: %)

구 분	1971~1975	1976~1980	1981~1985	1986~1990	1991~1995	1996
광공업 부가가치(A)	17.1	12.6	10.4	12.8	7.9	7.3
경공업	15.7	10.1	7.2	6.8	0.2	-2.4
중화학	22.9	18.1	14.6	17.3	11.2	10.3
광공업 전력수요(B)	16.3	14.7	7.4	13.3	10.3	10.1
경공업	17.3	13.4	5.9	11.3	7.6	8.5
중화학	16.8	16.0	8.3	14.7	11.6	10.8
탄성치(B/A)	0.95	1.17	0.71	1.03	1.30	1.38

자료: 한국전력공사.

1982년 제조원가 중 전력비 비중이 2.9%에서 계속 감소하여 1997년에는 1.6%를 기록하고 있다. 부가가치당 전력수요의 탄성치가 증가하고 제조원가 중 전력비중이 감소하고 있음은 에너지 다소비형 산업구조가 지속되고 있음을 지적하는 것이다.

### Ⅲ. 전력수요 함수의 추정모형

#### 1. 전력수요 추정방법

일반적으로 전력수요의 결정요인은 경제적 변수인 소득(GDP) 그리고 가격(전력요금) 등을 들 수 있으며, 경제외적인 변수로는 기상여건(온도, 냉방도일수, 난방도일수, 습도, 불쾌지수)을 들 수 있다. 산업용 전력수요의 결정요인은 전체 전력수요 결정요인과 다를 바 없다. 그러나, 산업용 전력수요 분석에서는 산업생산효과(산업생산지수) 및 가격(실질전력요금)이 주 결정요인이며, 산업용 수요에측시 산업구조의 변화, 에너지집약도 등을 고려하여야 한다는 점에서 다르다.<sup>3)</sup> 그리고 가정용 전력수요 및 상업용 전력수요와는 달리 기온효과는 산업용 전력수요 분석에서 중요하지 않다.

전력수요 추정방법 중 가장 기본적인 모형은 통상최소자승법(OLS)을 이용하는 것이다. 전력수요는 산업생산지수와 실질전력요금이라는 변수들에 의해 결정되어진다는 가정하에서 변수들에 자연대수를 취한 값을 이용하며 이들의 관계를 선형관계라는 가정을 취한다. 예를 들면, 다음과 같다.

---

3) 산업생산효과는 거시경제적 요인의 변화에 영향을 받으며, 산업구조효과는 산업의 구조 변화, 국내 및 국제 경쟁에 의하여 영향을 받는다. 에너지집약도는 기술발전, 생산요소가격의 변화에 영향을 받는다.

$$y_t = c + \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 T + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t = \log(\text{산업용 전력수요})$$

$$x_{1t} = \log(\text{산업생산지수})$$

$$c = \text{상수}$$

$$x_{2t} = \log(\text{실질전력요금})$$

$$T = \text{추세}$$

$$\varepsilon_t = \text{교란항}$$

식 (1)에서 교란항  $\varepsilon_t$ 는 자기상관관계가 없는 평균 0과 분산  $\sigma^2$ 을 갖는 백색잡음(white noise)이라 가정한다. 식 (1)에서 추세가 들어간 이유는 기술발전을 고려한 것이다.

## 2. 단위근검정 및 공적분 분석방법

### 1) 단위근검정 및 공적분검정

단위근검정이란 통계적 방법을 이용하여 시계열자료의 안정성 여부를 검정하는 방법이다. 여기에서는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) Test를 중심으로 살펴보면 다음과 같다.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기에서 귀무가설은 “단위근이 존재한다”이며, 그의 검정은  $y_{t-1}$ 의 계수인  $\gamma$ 가 0의 값을 갖는지 여부를 검정하는 것이다. 만약  $\gamma = 0$ 이면, 귀무가설이 채택되어 시계열은 단위근을 갖는다.

## 2) 공적분 회귀분석

단위근을 가지는 시계열들의 선형결합도 일반적으로 단위근을 가진다고 보지만, 특수한 경우 단위근 시계열들의 선형결합이 정상적 시계열이 되는 경우가 있다. 개별 변수들의 형태가 무작위행보를 하더라도 그들 변수들의 선형결합은 안정적인 경우에 변수간에 공적분관계가 있다고 한다. 시계열들이 공적분관계를 가진다고 함은 개별 변수간의 장기균형관계가 존재한다고 파악되며, 이는 경제 체제내에서 그들을 균형상태에 머물게 하려는 힘이 존재함을 의미한다.

공적분 회귀방정식을 이용하기 전에는 비안정적인 시계열들을 분석하기 위하여, ARIMA 모형이 사용되어졌다. 이 모형은 시계열들을 1차차분하는 방법으로 비안정성문제를 해결할 수 있다. 그러나, 이러한 방법은 변수들간의 장기균형관계에 대한 일반성의 상실을 동반한다. Engle-Granger는 공적분기법을 통하여 이러한 문제를 해결하였다.

이러한 공적분 분석의 문제를 고려한 다양한 모형들이 실증적 연구에 사용되어지고 있다. 본 연구에서는 자기회귀시차분포(ADL) 모형, 공적분 모형을 중심으로 분석하였다.

비정상적인 시계열이 존재하는 경우 ADL 모형의 사용이 가능하다. ADL 모형을 공적분분석에 이용하기 위해서는 선형결합이 안정적 공적분관계를 유지하여야 한다. ADL( $p, q$ ) 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$\alpha(L)y_t = \beta(L)x_t + u_t \quad (3)$$

$$\alpha(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i$$

$$\beta(L) = \sum_{i=0}^q \beta_i L^i$$

$$Ly_t = y_{t-1}$$

자기회귀시차분포 모형에서  $p$ 와  $q$ 의 차수를 적절히 선택하여, 모형이 안정적인 공적분관계를 가지고 있는 경우, 최소자승법(OLS)에 의한 계수의 추정은 일치성을 가진다.<sup>4)</sup> ADL 모형의 장점은 전통적인 방법에 의한 통계적 가설검정이 가능하며, 장·단기탄력성을 동시에 구할 수 있다는 편리함이 있다.<sup>5)</sup>

다음으로, EG 모형은 장기균형식과 단기균형식으로 구성되고 있다. 이 모형의 주요 논점은 만약 두 시계열이 공적분관계에 있으면, 그들 사이에 장기 관계가 있으며, 나아가 단기 동태적 움직임은 오차수정모형에 의하여 설명되어진다는 것이다. 이를 식으로 살펴보면 다음과 같다.

$$y_t = \eta x_t + u_t \quad (4-1)$$

$$y_t \sim I(1), \quad x_t \sim I(1), \quad u_t \sim I(0)$$

$$\Delta y_t = \theta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \tau_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4-2)$$

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$$

식 (4-1)은 두 시계열의 공적분관계를 나타내는 장기균형식으로, 개별 시계열들은 각각 비정상적 시계열이나 그 선형결합은 안정적 공적분관계임을 나타내고 있다.<sup>6)</sup> 식 (4-2)는 제약하의 벡터자기회귀방정식(restricted VAR)으로 이를 오차수정모형(error correction model)이라고 말한다. 오차수정모형은 단기 동태식으로, 단기적 불균형을 장기의 정보를 이용하여 수정하는 모형이다. 즉, 장기균형의 정보를 내포하고 있는 변수  $u_{t-1}$ 의 계수  $\theta$ 는  $t-1$  시점의 단기적 불균형 오차를 나타내고 있다. EG 모형은 두 번의 최소자승법을 이용하여 장기균

- 
- 4)  $p, q$ 의 차수선택의 기준은 Hendry 방법(general-to-specific method)을 이용할 수 있다. Hendry 방법의 자세한 내용은 Hendry (1991)를 참조하시오.  
 5) 부분불균형모형(partial adjustment model)은 ADL(1,0) 모형의 한 형태이다.  
 6) 여기서 주의하여야 할 점은 공적분은 동적이 아닌 정적인 개념으로, 한 시점의 변수간의 관계가 아닌 시계열간의 관계를 나타낸다는 것이다.

형식 및 단기 동태식을 구하므로, 실제분석에 이용하기 쉽다는 장점을 가지고 있다.

EG 모형의 최소자승추정량은 점근적(漸近的)으로는 편차를 가지며, 추정량의 장기분산 역시 큰 값을 가지므로 비효율적이다. 이러한 비효율성은 가설검정의 잘못된 추론을 초래하게 하는 원인을 제공한다.

EG의 장기균형관계에서의 비효율성을 해결하기 위하여 여러 가지 대안이 모색되고 있다. 그 중의 하나가 JJ(Johansen-Juselius)의 완전정보 최우추정법이다. EG의 방법과 가장 큰 차이는 공적분관계가 존재할 경우 EG의 방법은 단 하나의 공적분관계가 존재한다고 가정한 반면, JJ의 방법은 공적분관계가 하나가 아니라 여러 개가 존재할 수 있다고 가정하여 EG의 가정을 완화하였다는 점에 있다. 그리고 모든 변수의 내생가능성을 가정하였으며, 다른 특징은 장기균형모형과 오차수정모형을 동시에 고려하여 완전정보(full-information)를 이용하였다는 점이다. 이를 수식으로 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta Z_t &= \Pi Z_{t-p} + \sum_{k=1}^{p-1} \Gamma_k \Delta Z_{t-k} + \varepsilon_t \\ Z_t &= (y_t, x_t)' \end{aligned} \quad (5)$$

식 (5)는 오차수정모형으로서  $Z_{t-p}$  항이 추가적으로 들어간 전통적인 1차차분 VAR 모형이다. 일반적으로  $Z_{t-p}$  항은 오차수정항으로서 그의 계수인  $\Pi$ 는 오차수정계수 매트릭스이다. 식 (5)에서  $Z_{t-p}$  항의 존재는 변수들간의 단기 불균형을 그들의 장기균형관계를 이용하여 수정하는 데 있다. 변수들간의 장기 공적분관계의 정보는  $\Pi$ 에 함유되어 있으며,  $\Pi$ 의 랭크(rank)가 공적분벡터의 수를 나타내고 있다.

마지막으로, SW(Stock-Watson) 방법은 장기균형식을 OLS로 추정하는 방법으로서 이러한 추정방법을 동태적 최소자승법(dynamic OLS: DOLS)이라고 한다. 장기균형식은 다음과 같이 표현된다.



$$y_t = \alpha x_{t-1} + \sum_{i=-k}^k \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

기본적으로 SW 방법은 EG 방법과 같으나 독립변수들의 과거치 및 미래치를 추가적으로 이용한다는 점에서 그 차이가 있다. 이러한 추가변수를 통하여 시계열 변수들간의 simultaneity의 가능성을 교정한다는 점에서 JJ 방법과 유사한 면이 있다. 최소자승법을 이용함으로써, 사용 및 추정시 편리하다는 장점이 있다.<sup>7)</sup>

## IV. 분석 결과

### 1. 자 료

본 연구에서는 1980년 1월부터 1996년 12월까지의 월별 자료를 이용하였다. 월별 산업생산지수 및 월별 평균전력요금은 한전 및 통계청 자료를 이용하였고 탄력성 추정을 위한 기간은 1983년 1월부터 1994년 12월까지이며, 예측력검정을 위해서 1995년 1월부터 1996년 12월까지의 자료를 이용하였다.

### 2. 단위근검정 및 공적분검정 결과

시계열의 안정성 여부를 검정하기 위하여 각 시계열별로 단위근검정을 실시하였다. <표 2>는 산업용전력수요, 산업생산지수, 실질산업용 전력가격 그리고 전력소비업종별 단위근검정의 결과이다.<sup>8)</sup> <표 2>에서 보듯이 통계량이 모든

7) SW 모형의 보다 자세한 내용은 나인강(1999)을 참조하시오.

8) 단위근검정에서는 모든 시계열에서 상수항과 시간추세가 있는 것으로 가정하였으며, 임계치는 MacKinnon(1991)의 값을 사용하였다. 상수항과 시간추세가 없는 모형 그리고 상수항만 있는 모형에 근거한 ADF검정 결과 역시 모든 변수가 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 단위근검정 결과

변 수 명	원 변 수		자연대수	
	수준변수	1차차분	수준변수	1차차분
산업용 전력수요	2.32	-7.69*	-0.11	-7.58*
산업 생산지수	-1.23	-7.63*	-0.62	-7.52*
실질산업용 전력가격	0.94	-11.05*	-1.26	-10.11*
1% 임계값(5% 임계값)	-3.47(-2.88)			

주: \*는 통계량이 1% 유의수준에서 유의적임을 나타냄.

〈표 3〉 공적분검정 결과

모 형	ADF Test
모형 1	-8.525*
모형 2(상수)	-7.65*
모형 3(상수 및 추세)	-7.13*
1% 임계값(5% 임계값)	-4.07(-3.46)

주: \*는 통계량이 1% 유의수준에서 유의적임을 나타냄.

경우 임계값보다 큰 값을 가지므로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하며, 이는 산업용 전력수요 추정에 사용된 변수가 단위근을 갖는 비정상적 시계열임을 다시 한 번 확인해 주고 있다.<sup>9)</sup> 동 변수들의 1차차분변수에 대하여 다시 한 번 단위근검정을 한 결과 모든 변수들이 단위근을 갖지 않는 것으로 나타났으며, 따라서 동 변수들이 1차적분변수임을 알 수 있다.

앞의 결과를 바탕으로, 그들의 선형결합이 공적분관계를 가지고 있음을 검정한 결과는 <표 3>과 같다. 공적분검정 결과, 대립가설이 채택되고 있다. 이

9) 다른 연구들 역시 전력수요 관련 변수들의 단위근검정 결과 단위근이 존재함을 발견하였다. 유병철(1996)과 에너지경제연구원(1995)을 참조하시오.

〈표 4〉 Johansen의 공적분검정

Eigenvalue	LR	5% 임계치	1% 임계치	귀무가설
0.227	60.22	42.44	48.45	None*
0.080	19.97	25.32	30.45	At most 1
0.043	6.83	12.25	16.26	At most 2

주: \*는 5% 신뢰수준하에서 귀무가설의 기각을 나타냄.

는 산업용 전력판매량은 산업생산지수 그리고 실질전력요금과 공통한 추세를 공유하고 있음을 보여 준다. 공적분의 수를 검정하기 위하여 Johansen의 공적분검정을 시행하였다. <표 4>에서 알 수 있듯이 공적분 방정식이 0이라는 가설은 기각되었으며, 공적분 방정식이 하나라는 가설은 채택되었다. 따라서, 공적분 방정식은 하나이며, 앞에서 살펴본 ADF검정의 결과를 보완하여 주고 있다.

### 3. 공적분 회귀방정식 결과

기본 모형을 기반으로 앞의 모형들을 이용하여 산업용 전력수요를 추정하였다. 우선, ADL 모형의 추정 결과는 <표 5>의 첫 번째 칸에 정리되어 있다. 추정치들의 부호는 예상과 일치되게 생산지수는 전력수요에 긍정적 효과를 미치며 실질가격은 전력수요에 부정적 효과를 미치는 것으로 나타났다. 단기적 탄력성을 살펴보면, 전월의 전력수요가 가장 큰 영향을 미치며, 다음으로 생산지수가 큰 영향을 미치고 있다. 가격의 효과는 상대적으로 미미한 것으로 나타났다.

EG의 2단계 모형에서 장기균형식은 최소자승법으로 추정된다.<sup>10)</sup> <표 5>의 두 번째 칸에서 보듯이, 변수들의 부호는 예상과 같으며, 모두 통계적으로 유의

10) 모형 설명에서 논한 바와 같이 장기분산이 편의(bias)를 가지므로 추정 결과의 해석시에 주의를 요한다. 그러나 최소자승법은 상대적으로 다른 방법에 비하여 안정적(robust)인 결과를 가져오므로 하나의 기준(reference)으로서 유용성이 있다.

<표 5> 각 모형의 추정 결과

	ADL	EG	JJ	SW
생산지수	0.61*** (0.05)	0.25** (0.04)	0.12* (0.09)	0.13* (0.04)
실질가격	-0.06* (0.03)	-0.26** (0.04)	-0.62* (0.10)	-0.40* (0.04)
상 수	3.45* (0.89)	14.56** (0.22)	12.44	15.59* (0.21)
추 세	0.001*** (0.000)	0.01* (0.00)	-0.006* (0.001)	0.006* (0.0003)
생산지수(-1)	-0.67*** (0.06)	-	-	-
산업용전력수요(-1)	0.08** (0.05)	-	-	-
$R^2/LL$	0.99	0.99	-848.66	0.99
DW	2.32	1.22		
AIC	-6.90	-6.62	-19.03	-6.72

주: \*는 통계량이 5% 유의수준에서 유의적임을 나타냄. 괄호 안은  $t$  절대값임.

하다. 생산지수탄력성은 0.25, 가격탄력성은 -0.26으로 비탄력적인 것으로 나타났다.

JJ 모형에 기반을 둔, 추정 결과는 <표 5>의 세 번째 칸에 정리되어 있다.<sup>11)</sup> 변수들의 부호는 예상방향과 같으며, 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 산업용 전력수요의 경우, 생산지수탄력성이 0.12, 가격탄력성은 -0.62로 비탄력적인 것으로 나타났다.

SW의 DOLS 모형을 이용한 결과는 <표 5>의 네 번째 칸에 정리되어 있다. 변수들의 부호는 예상방향과 같으며, 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

11) 본 연구에서 차분변수의 과거치(혹은 미래치)의 시차는 12개월에서 시작하였으며, AIC의 기준에 의해서 시차길이를 결정하였다.

산업용 전력수요의 경우, 생산지수탄력성이 0.13, 가격탄력성은 -0.40으로 비탄력적인 것으로 나타났다.

지금까지의 분석 결과를 가격 및 생산지수의 장기탄력성을 중심으로 정리하면, 네 가지 모형에서 예상한 바와 같이, 가격탄력성은 부(-)의 값을, 생산지수탄력성은 정(+)의 값을 보이고 있다. 그러나 방법론에 따라 그 탄력성의 크기가 상이하게 나타나고 있다. 가격탄력성은 -0.24 내지 -0.62로 비탄력적이며, 생산지수탄력성은 0.12에서 0.48로 비탄력적인 것으로 나타났다.

SW 모형이나 JJ 모형 모두 다른 모형에 비하여 상대적으로 가격탄력성이 탄력적이며, 생산지수탄력성은 비탄력적으로 나타났다. 그리고 가격탄력성의 경우 JJ 모형이 가장 탄력적인 결과를 보여 주고 있으며, 생산지수탄력성의 경우 JJ 모형이 가장 낮은 탄력성의 특징을 보이고 있다. 그리고 SW 모형의 결과는 JJ 모형의 결과를 상대적으로 근접하고 있다.

#### 4. 예 측 력

앞에서 살펴본 바와 같이 추정 탄력성이 방법론에 따라 상이한 결과를 보이고 있다. 이러한 결과들을 종합비교하기 위하여 예측력을 기준으로 분석한 결과가 <표 6>에 정리되어 있다. 예측기간은 추정기간의 예측(out-of-sample)인 1995년 1월부터 1996년 12월을 대상으로 하였으며, 예측력검정은 RMSE,

<표 6> 표본의 예측력검정 (1995. 01 ~ 1996. 12)

모 형	RMSE	MAE	Tell's U
ADL	0.068	0.062	0.002
EG	0.069	0.060	0.002
JJ	0.063	0.060	0.002
SW	0.058	0.052	0.002

MAE, Teil's U 검정통계량을 사용하였다.

세 가지 검정치에서 모두 다른 모형에 비하여 SW 모형의 예측력이 가장 뛰어난 것으로 나타났다. 그리고 상대적으로 JJ 모형이 SW 모형의 예측력에 근접하고 있음을 알 수 있다. 생산지수탄력성이나 가격탄력성에서도 두 모형의 추정치가 상대적으로 타 모형에 비하여 근접하고 있으므로, 표본의 예측력검정에서도 근접한 것으로 판단된다.

## V. 요약 및 결론

본 연구에서는 산업용 전력수요의 생산지수탄력성과 가격탄력성을 구하였다. 우선, 단위근검정을 통하여 전력수요분석에 사용되는 시계열들이 단위근을 가지는 비정상적 시계열임을 확인하였으며, 나아가 공적분 분석을 통하여, 이들 시계열들이 장기균형관계를 유지하고 있음을 확인하였다. 전력수요와 생산지수 그리고 실질가격 간의 공적분관계에 근거하여 여러 가지 다양한 방법을 통하여 생산지수탄력성과 실질가격탄력성을 추정하였다.

탄력성의 경우, 방법론에 따라 탄력성이 상당한 차이를 보이고 있다. 방법론의 우열은 예측력에 있다고 볼 때, 예측력검정 결과 SW의 방법이 가장 우월한 것으로 나타났다. 그 다음으로 JJ 모형이 SW 모형의 예측력에 근접하고 있는 것으로 나타났다. SW 모형에 의거해 보면, 산업전체의 가격탄력성은  $-0.40$ 으로 나타났으며, 생산지수탄력성은  $0.13$ 으로 나타났다.

앞으로의 과제는 이러한 결과를 바탕으로 보다 정직한 모형의 비교·검토가 필요하며, 나아가 각 모형의 단기탄력성의 비교, 그리고 예측을 통한 검증이 필요할 것이다.

◎ 참고 문헌 ◎

1. 나인강, “동태적 OLS를 이용한 전력수요의 장기탄력성 연구”, 「자원경제학회지」, 제9권 제1호, 1999, pp. 48~68.
2. \_\_\_\_\_·서정환, 『전력다소비업종의 전력수요 행태분석: 탄력성을 중심으로』, 에너지경제연구원, 1998.
3. 유병철, 『전력수요의 가격탄력성과 요금조정방안』, 에너지경제연구원, 1996.
4. 에너지경제연구원, 『전력수요예측 장단기 연계방안 연구』, 1995.
5. \_\_\_\_\_, 『전환기의 한국에너지 시장』, 1999.
6. Dickey, David A. and Wayne A. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics, for Autoregressive Time Series with A Unit Root,” *Econometrica*, Vol. 49, 1981, pp. 1057~1072.
7. Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55-2, 1987, pp. 251~276.
8. Hendry, David, “Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview,” in R. F. Engle and C. W. J. Granger, eds., *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, NewYork: Oxford Press, 1991, pp. 267~276.
9. Johansen, Soren and Katarina Juselius, “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 50, 1990, pp. 383~397.
10. MacKinnon, James, “Critical Values for Cointegration Tests,” in R. F. Engle and C. W. J. Granger, eds., *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, New York: Oxford Press, 1991, pp. 267~276.
11. Stock, James H. and Mark W. Watson, “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems,” *Econometrica*, Vol. 61, 1993, pp. 783~820.

## ABSTRACT

---

### Elasticities in Electricity Demand for Industrial Sector

---

In Gang Na · Jung Hwan Seo

We employed various econometric methods to estimate the production index elasticity and the price elasticity of electricity demand in Korea and compared the forecasting power of those methods. Cointegration models (ADL model, Engle-Granger model, Full Information Maximum Likelihood method by Johansen and Juselius) and Dynamic OLS by Stock and Watson were considered. The forecasting power test shows that Dynamic OLS has the best forecasting power. According to Dynamic OLS, the production index elasticity and the price elasticity of electricity demand in Korea are 0.13 and  $-0.40$ , respectively.