

전력부문의 가격효율성에 관한 연구

- 프론티어 분석방법에 의한 한계비용 추정을 중심으로 -

李滿基* · 鄭基虎**

----- < 目 次 > -----	
I. 서론	
II. 프론티어 분석방법	
III. 한계비용 추정 모형 및 추정방법	
IV. 프론티어 비용함수의 추정 및 가격효율성 검정	
V. 결 론	

I. 서론

과거 한국의 전력수요증가율은 에너지수요증가율을 상회하는 높은 수준을 유지하여 왔다. 이러한 경향은 전기가 제공하는 편리성 때문에 앞으로도 계속 유지될 것으로 전망되며, 이에 따라 電力産業이 국민경제에서 차지하는 중요도도 계속 증대하는 추세를 보일 것으로 예상된다. 한편, 한국의 電力價格體系는 저소득층 보호, 에너지소비절약, 산업의 국제경쟁력 강화, 농수산업 보호, 물가억제 등 다양한 정책적 제약조건 하에 결정되고 있어서 비용구조와 상당한 괴리를 나타내고 있다는 비판이 꾸준히 제기되어 왔다. 국민경제에서 전력부문이 차지하는 비중에 비추어 볼 때, 同부문의 가격체계 왜곡은 국민경제에

* 한국원자력연구소 경영경제연구실

** 경북대학교 경제학과

상당한 비효율성을 유발시킬 수 있고, 이러한 비효율성은 전력수요증가율 추세에 따라 앞으로 더욱 심화될 수 있다. 이러한 점에서 전력가격체계가 효율적인지 여부는 매우 중요한 경제적 의미를 갖는다.

가격체계의 효율성은 일반적으로 한계비용과의 일치여부에 의해 평가되지만, 전력산업과 같이 平均費用이 하락하는 自然獨占產業에서 한계비용가격을 엄격히 적용시킬 경우 전력공급기업은 필요이윤을 확보할 수 없게 된다. Baumol and Bradford(1970)¹⁾는 기업의 재무조건도 충족시키면서 자원의 효율적 배분도 고려하는 Ramsey 가격체계를 개발하였다. Ramsey 가격체계는 다음과 같이 표현된다.

$$\frac{\eta_i(P_i - MC_i)}{P_i} = k_i \quad (1)$$

여기서 P_i , MC_i , η_i , k_i 는 각각 수용그룹 i 의 전력가격, 한계비용, 가격탄력성, Ramsey number로서, Ramsey 가격체계가 요구하는 바는 모든 부문의 Ramsey number가 동일하여야 한다는 것이다.

방법론 면에서, 전력가격 효율성에 관한 종래의 연구는 주로 외국문헌에서 발견되는데, 대표적으로는 Primeaux and Nelson(1980)²⁾, Hayashi et al. (1985)³⁾, Karlson(1986)⁴⁾, Wenders(1986)⁵⁾, Nelson et al.(1987)⁶⁾, Nelson

1) Baumol, W.J. and Bradford, D.F., "Optimal Departures from Marginal Cost pricing", *American Economic Review*, June 1970.

2) Primeaux, J.R. W.J., Nelson, R.A., "An Examination of Price Discrimination and Internal Subsidization by Electric Utilities", *Southern Economic Journal*, July 1989, pp. 84-99.

3) Hayashi, P.M., Sevir, M. and Trapani, J. M., "Pricing Efficiency under Rate-of-Return Regulation: Some Empirical Evidence for the Electric Utility Industry", *Southern Economic Journal*, Vol. 51, January 1985, pp. 776-792.

4) Karlson, S.H., "Multiple-Output Production and Pricing in Electric Utilities", *Southern Economic Journal*, Vol. 53, July 1986, pp. 73-86.

5) Wenders, J.T., "Economic Efficiency and Income Distribution in the Electric Utility Industry", *Southern Economic Journal*, Vol. 52, April 1986.

6) Nelson, J.P., Roberts, M.J. and Tromp, E.D., "An Analysis of Ramsey Pricing in Electric Utilities", in M.A. Crew, ed., *Regulating Utilities in an Era of Deregulation* (London: Macmillan, 1987)

and Roberts(1987)⁷⁾ 등을 들 수 있다. 이들 연구는 대부분 비용함수의 추정을 통하여 전력생산의 한계비용을 도출하는 접근법을 택하고 있다. 理論上, 費用函數는 가장 효율적인 생산기술 하에서 비용과 생산량과의 관계를 나타낸다. 그러나 현실에서 관측되는 비용자료는 생산과정에 어느 정도 있게 마련인 비효율성을 반영함으로써, 비용최소화 법칙에 따른 비용수준과 괴리가 있을 수 밖에 없다. 따라서 현실 비용자료를 이용한 추정결과는 비용과 생산량과의 가장 효율적인 관계가 아닌, 단순한 평균적 관계에 관한 추정결과가 될 수 있다. 위에 언급된 기존 문헌은 이러한 점을 통제하지 않고 현실 비용자료를 이용함으로써 잘못된 한계비용정보에 기초하는 문제를 갖고 있다.

본 연구는 전력수요를 용도별로 주택용, 상업용, 산업용으로 구분하여 용도별 전력수요자그룹이 직면하는 가격체계의 효율성 여부를 분석한다. 전반적인 접근방법은 기존 문헌의 접근법을 따르지만, 프론티어 분석기법을 원용함으로써 현실에서 관측되는 비용자료와 관련된 문제점을 해결하고자 한다. 프론티어 분석방법은 현실 비용자료에 내포되어 있는 비효율성을 통제하여 비용과 생산량간의 관계를 추정하는 기법이다. 따라서 본 연구에서의 비용함수 추정결과는 비용함수의 이론적 정의와 부합한다고 할 수 있다.

본 연구의 構成은 다음과 같다. 다음 Ⅱ절에서는 프론티어 문헌에서 가장 많이 활용되는 확률적 프론티어 모형을 소개하고 Ⅲ절에서는 본 연구의 분석에 이용될 추정모형을 설정하며 아울러 추정방법 및 검증대상 가설을 소개한다. Ⅳ절에서는 추정과 검증결과를, 마지막 Ⅴ절에서는 결론을 제시한다.

Ⅱ. 프론티어 분석방법

비용프론티어 모형 중 가장 많이 활용되는 확률적 프론티어 모형은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$c = f(x) \exp(v + u) \quad (2)$$

7) Nelson, J.P. and Roberts, M.J., "Ramsey Numbers and the Role of Competing Interest Groups in Electric Utility Regulation", *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 29, 1989, pp. 21-42.

여기서 c 는 관측되는 비용을 나타내고 v 는 백색잡음(white noise)의 통계적 오차항이며 u 는 비효율성을 설명하는 nonnegative 오차항이다. 이론적 비용 함수(비용경계)는 $f(x)$ 이고 비효율성은 $\exp(u)$, $u > 0$ 에 의하여 설명된다.

비용함수의 추정은 最尤推定法(Miximum Likelihood Method) 또는 修正最小自乘法(Corrected Ordinary Least Square Method)에 의하여 가능하다. 最尤推定法이나 修正最小自乘法은 모두 u 와 v 의 분포함수를 사전에 설정할 것을 요구한다. Aigner et al.(1977)⁸⁾와 Meeusen and van den Broeck(1977)⁹⁾은 지수분포(exponential distribution)와 반정규분포(half-normal distribution)를 가정하고 있으며 Stevenson(1980)¹⁰⁾은 절편정규분포(truncated normal distribution)와 감마분포(gamma distribution)를 가정하여 추정하고 있다. Olsen, et al(1980)에 따르면, 추정량의 효율성 면에서 두 방법은 큰 차이가 없다. 본 연구에서는 추정대상이 되는 모형의 복잡성때문에 추정과정이 간편한 수정최소자승법을 추정방법으로서 채택한다.

修正最小自乘法은 Richmond(1974)¹¹⁾에 의하여 처음 제시된 방법으로 여기서는 Forsund et al.(1980)¹²⁾과 Olsen et al.(1980)¹³⁾를 참조하여 소개하고자 한다. 이 방법에 따른 추정과정은 2단계로 구성된다. 첫번째 단계는 통상적인 최소자승법을 이용한 추정과정이다. 확률적 프론티어 모형인 (2)식의 양변에 대수를 취하고 약간의 조작을 가하면 (3)식을 얻는다.

$$\begin{aligned}\ln c &= \ln [f(x)] + v + u \\ &= \mu + \ln [f(x)] + (v + u - \mu)\end{aligned}\quad (3)$$

-
- 8) Aigner, D., C.A.K. Lovell and P. Schmidt, "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models", *Journal of Econometrics* 6, 1977.
- 9) Meeusen, W. and J. van den Broeck, "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error", *International Economic Review* 18, no. 2, June 1977.
- 10) Stevenson, Rodney E., "Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation", *Journal of Econometrics* 13, 1980, pp. 57-66
- 11) Richmond, J., "Estimating the efficiency of production", *International economic Review* 15, no. 2, June 1974, pp. 515-521.
- 12) Forsund, F.R., C.A.K Lovell & Schmidt, p., "A Survey of Frontier Production Function and of their Relationship to Efficiency Measurement", *Journal of Econometrics* 13, 1980.
- 13) Olsen, J.A., Schmidt, P. and Waldman, D.M., "A Monte Carlo Study of Estimation of Stochastic Frontier Production Functions", *Journal of Econometrics*, Vol 13, 1980, pp. 67-82.

여기서 $\mu = E(u) > 0$, $E(v+u-\mu) = 0$ 이며, x 가 v 와 u 에 대해 독립이라고 가정하면, (3)식의 오차항은 최소자승법의 적률조건(moment condition)을 만족시킨다. 이러한 논의는, (3)식을 최소자승법에 의해 추정하면 $\ln[f(x)]$ 가 아닌 $\mu + \ln[f(x)]$ 의 추정식을 얻는다는 것을 말해준다.

修正最小自乘法의 두번째 단계는, (3)식의 추정결과를 μ 만큼 수정해 주는 단계로서, 이로써 $\ln[f(x)]$ 에 대한 최종적인 추정결과를 얻게 된다. 오차항 v , u 에 대해 특정분포들을 가정하면, (3)식 오차항의 高次중심적률(higher-order central moments)을 v , u 의 적률들의 함수로 표현할 수 있고, 이들 관계로부터 u 의 1차 적률인 μ 를 도출할 수 있게 된다. 따라서 첫번째 단계에서 얻어진 추정오차를 이용해 표본적률들을 계산하면 이들로부터 μ 를 일관되게 추정할 수 있다. 도출된 μ 의 추정값을 첫번째 단계의 최소자승추정결과에서 빼줌으로써 추정과정은 완결된다. 즉, 費用境界 $f(x)$ 의 모든 계수의 一致推定量을 얻게 된다.

본 연구에서는 오차항 v , u 의 분포로서 각각 정규(normal) 분포와 半정규(half normal)분포를 가정한다. 즉,

$$v \sim N(0, \sigma_v^2), u \sim |N(0, \sigma_u^2)|$$

$$E(v, u) = 0, E(x, v) = 0, E(x, u) = 0$$

Weinstein(1964)은 이러한 가정 하에서 다음 관계들이 성립함을 보였다.

$$\mu = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma_u$$

$$\sigma_u^2 = \left\{ \sqrt{\frac{\pi}{2}} \left(\frac{\pi}{\pi-4} \right) m_3(e) \right\}^{\frac{2}{3}}$$

$$\sigma_v^2 = m_2(e) - \frac{\pi-2}{\pi} \sigma_u^2$$

여기서 $e = v+u-\mu$ 이고, $m_r(e)$ 는 e 의 r 차 적률이다. 이들 관계로부터 μ , σ_u^2 , σ_v^2 의 추정량을 각각 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$\hat{\mu} = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \hat{\sigma}_u$$

$$\hat{\sigma}_u^2 = \left\{ \sqrt{\frac{\pi}{2}} \left(\frac{\pi}{\pi-4} \right) \hat{m}_3 \right\}^{\frac{2}{3}}$$

$$\hat{\sigma}_v^2 = \hat{m}_2 - \frac{\pi-2}{\pi} \hat{\sigma}_u^2$$

여기서 \hat{m}_2 , \hat{m}_3 는 첫번째 단계의 최소자승추정으로부터 결과된 오차항의 2차 적률과 3차 적률이다. 즉, \hat{e} 를 최소자승오차항이라고 하면,

$$\hat{m}_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{e}_i^2$$

$$\hat{m}_3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{e}_i^3$$

수정최소자승법 사용時 주의해야 할 점은, 경우에 따라 $\hat{\sigma}_v^2$, $\hat{\sigma}_u^2$ 가 정의되지 않을 수 있다는 것이다. 이러한 현상은 두 가지 경우에 발생할 수 있는데, 첫 번째는 최소자승오차항의 3차 적률 \hat{m}_3 이 正의 값을 갖는 경우로서, $\hat{\sigma}_u^2 < 0$ 가 되어 의미가 없어진다. 이런 경우를 Type I 실패라고 하며, Type I 실패가 발생할 가능성은 오차항의 3차 적률인 m_3 값에 좌우된다. 즉, m_3 값이 0에 접근할수록 Type I 실패가 발생할 가능성은 더욱 커질 것이다. 두 번째는 $\hat{m}_2 < \frac{\pi-2}{\pi} \hat{\sigma}_u^2$ 인 경우로서, $\hat{\sigma}_v^2 < 0$ 의 결과가 된다. 이런 경우를 Type II 실패라고 하며 $\hat{\sigma}_u^2$ 값이 작을수록 Type II 실패의 발생가능성은 커질 것이다. 본 연구에서는 Type I, Type II 실패가 발생할 경우에는 각각 $\hat{\sigma}_u^2=0$, $\hat{\sigma}_v^2=0$ 로 처리하고자 한다.

Ⅲ. 한계비용 추정 모형 및 추정방법

본 절에서는 확률적 비용프론티어모형인 (3)식을 구체화하여 실제 추정과정에서 사용되어질 모형을 설정하고 추정과정을 소개한다. 구체화과정을 요약하면 다음과 같다. 먼저, 비용함수는 단일상품이 아닌 다상품비용함수로 설정된

다. 이는 전기가 전력소비자 그룹간에 있어서 서로 다른 경제학적 상품이라는 가정을 전제로 한 것이며, 이러한 가정의 타당성여부는 통계적 검정을 통해 확인된다. 다만 예비적인 추정결과에서, 주택용, 상업용, 산업용 등 3상품모형은 다중공선성문제가 심각한 것으로 나타나서, 최종적인 추정과정에는 주택용과 상업용을 하나의 부문으로 통합한 2상품모형을 이용한다.

다음, (3)식에서 $f(x)$ 로 표현된 이론적 비용함수에 구체적 함수형태를 부여한다. 본 연구에서는 비용함수형태로서 생산기술구조에 사전적 제약을 가하지 않는 초월대수비용함수를 채택한다. 그러나 초월대수비용함수에 기초한 추정은, 견고성(robustness) 면에서 바람직할지 모르지만, 추정대상이 되는 계수의 數를 상대적으로 증대시킴으로써 비효율적인 추정결과를 낳을 수 있다.

본 연구에서는 추정결과와 효율성제고를 위해 두 가지 방식을 시도한다. 하나는, 일련의 통계적 검정과정을 통해 separability, homogeneity, Klein-Cobb-Douglas 등 여러 함수적 제약형태의 채택가능성을 모색하는 것이다. 만약 통계적 타당성이 확인되면 함수형태에 사전적인 제약을 가함으로써 자료의 자유도를 절약할 수 있다. 다른 하나는, 비용함수계수에 대한 정보를 담고 있는 다른 등식들을 도입하는 것이다. 이런 등식들의 도입은, 또 다른 사전적 제약을 도입하는 효과를 낳음으로써 추정의 효율성을 증대시킬 수 있다. 본 연구에서는 이러한 목적을 위해 요소비용비중등식과 Ramsey 수익비중등식을 도입하였으며, 이들 두 등식의 상세한 설명은 아래에 주어진다.

따라서 추정대상이 되는 비용함수모형은, 다상품 초월대수비용함수식, 생산요소비중등식, Ramsey 수익비중등식 등으로 구성된다.

1. 다상품 총비용함수

다상품 초월대수비용함수에 기초한 확률적 비용프론티어모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \ln q_i + (1/2) \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \beta_{ij} \ln q_i \ln q_j \\ & + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \theta_{ij} \ln w_i \ln q_j + \sum_{i=1}^n \gamma_i \ln w_i \\ & + (1/2) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln w_i \ln w_j + u + v_1 \end{aligned} \quad (4)$$

여기서

- C : 총비용
- q_i : i 그룹의 전력수요
- w_i : 생산요소가격(자본비용, 임금, 연료가격)
- m : 상품의 갯수
- n : 생산요소의 갯수
- u : 비효율성 오차항
- v_1 : white noise 항

(4)식은 하나의 상수항, $m+n$ 개의 1차항 계수, $(m+1)(m/2) + (n+1)(n/2) + mn$ 개의 2차항 계수로 구성되어 있다. 그러나 비용함수의 생산요소가격에 대한 一次同次性으로부터 다음과 같은 $m+n+1$ 개의 선형제약조건을 (4)식에 부과할 수 있다.

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \gamma_i &= 1 \\ \sum_{i=1}^n \theta_{ij} &= 0 \quad (j=1, \dots, m) \\ \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} &= \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \end{aligned}$$

따라서 (4)식의 추정대상 계수의 수는 $(m+n+1)(m+n)/2$ 로 줄어 든다.

2. 요소비용비중함수

생산요소의 수요함수는 비용함수로부터 도출되므로 비용구조에 대한 정보를 담고 있다. 따라서 이러한 정보를 활용하면 비용함수에 대한 더욱 효율적인 추정결과를 얻을 수 있다. 즉, X_i 를 i 번째 생산요소의 수요, w_i 를 요소가격이라고 표현할 때,

Shephard's lemma에 따라, $\partial C / \partial w_i = X_i$ 의 관계가 성립하고, 이를 대수함수형태로 표현하면 $(\partial C / \partial w_i)(w_i / C) = w_i X_i / C = s_i$ 가 된다. 여기서 s_i 는 i 번째

생산요소의 費用比重을 나타낸다. 이러한 결과를 (4)식의 超越代數 비용함수에 적용시키면 각 생산요소에 대해 다음과 같은 비용비중 등식을 얻는다.

$$s_i = \gamma_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln w_j + \sum_{j=1}^m \theta_{ij} \ln q_j + v_i, \quad i=1, \dots, n \quad (5)$$

3. Ramsey 수익비중 함수

(4)식과 (5)식을 가지고 한계비용을 도출하는 데 있어서 한가지 아쉬운 점은, 한계비용의 크기를 결정짓는 계수인 $\beta_i, \beta_j, \beta_{ij}$ 가 (4)식에만 나타나기 때문에 이들 계수에 대해서는 추정결과의 정확도가 떨어진다는 것이다. 이러한 문제점을 해결하기 위하여 Nelson et al.(1987)은 생산물시장에서 가격의 행태를 묘사하고 있는 방정식을 도입하여 추정하는 방법을 제시하였다. Ramsey 수익비중함수는, 다음과 같은 가격(P)과 한계비용(MC)의 관계로부터 도출된다.

$$P_i = MC_i (1 - k_i \frac{1}{\eta_i})^{-1} \quad i=1, \dots, m \quad (6)$$

여기서 k_i, η_i 는 각각 소비자 그룹 i 의 Ramsey number와 가격탄력성이다. (4)식의 총비용함수를 전력생산량으로 미분하면, 한계비용 MC_i 의 표현을 얻는다.

$$\begin{aligned} MC_i &= \partial C / \partial q_i \\ &= \frac{\partial \ln C}{\partial \ln q_i} \cdot \frac{C}{q_i} \\ &= \left[\beta_i + \sum_{j=1}^m \beta_{ij} \ln q_j + \sum_{j=1}^n \theta_{ji} \ln w_j \right] \frac{C}{q_i} \end{aligned} \quad (7)$$

(7)식을 (6)식에 대입하면 다음의 Ramsey 收益 比重 方程式이 도출된다.

$$\frac{P_i q_i}{C} = (\beta_i + \sum_{j=1}^m \beta_{ij} \ln q_j + \sum_{j=1}^n \theta_{ji} \ln w_j) (1 - k_i \frac{1}{\eta_i})^{-1} + e_3 \quad i=1, \dots, m \quad (8)$$

(8)식은, 수용가 그룹 i 로부터 얻은 수익의 총비용비중이 생산-비용 탄력성과 mark-up factor의 곱과 일치한다는 것이다. 여기서 mark-up factor는 Ramsey number와 전력수요의 가격탄력성에 좌우된다.

4. 추정 및 가설 검정방법

기본적인 추정과정은 두 단계로 이루어진다. 먼저, Zeller의 ITSUR(Iterative Seemingly Unrelated Regressions) 방법을 이용하여 費用函數, 生産要素費用 比重方正式 그리고 Ramsey 收益比重方正式의 등식체계를 추정한다. 이때 요소비용 비중방정식의 합은 항상 1이 되므로 비중방정식 중 하나를 제외해야 하는데 본 연구에서는 노동비용 비중방정식을 제외하기로 한다.¹⁴⁾ 다음, 첫 단계에서 얻어지는 오차항 추정결과를 이용하여 수정최소자승법을 적용함으로써 추정과정이 완결된다.

(4)식, (5)식, (8)식으로 구성되는 모형을 일반형(unrestricted)이라고 할 때, 위의 추정결과에 기초하여 homogeneity, separability, Klein-Cobb-Douglas 등의 함수형태(제약형태)에 대한 假說檢定을 수행할 수 있다. (4)식에 대한 Homogeneity의 제약은 다음과 같이 표현된다.¹⁵⁾

$$\sum_{i=1}^n \beta_{ij} = 0 \quad (j=1, 2, \dots, m)$$

$$\sum_{j=1}^m \theta_{ij} = 0 \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

또한 separability의 제약은¹⁶⁾

14) 특정 생산요소 비용 비중방정식의 제외와는 무관하게 서로 비슷한 추정결과를 얻었다.

15) ◦비용함수의 homogeneity 제약조건은 다음과 같다.

$$\sum_{i=1}^m \frac{\partial \ln C}{\partial \ln q_i} = \text{상수}$$

◦생산요소가격에 대한 一次同次條件에 의해 $\sum_{i=1}^n \theta_{ij} = 0 (j=1, \dots, m)$ 이 이미 부과되었

으므로 $\sum_{j=1}^m \theta_{ij} = 0 (i=1, 2, \dots, n)$ 의 n 개의 조건 중 1개는 redundant하다.

즉 $(n-1)$ 개만이 독립적이다.

16) $\partial / \partial \ln w_l ((\partial \ln C / \partial \ln q_i) / (\partial \ln C / \partial \ln q_k)) = 0 \quad (i, k=1, 2, \dots, m) (l=1, 2, \dots, n)$

$$\theta_{ij} = 0 \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (j=1, 2, \dots, m)$$

로서 표현되며, Klein-Cobb-Douglas 형태의 제약은 다음과 같다.

$$\beta_{ij} = 0 \quad (i=1, 2, \dots, m) \quad (j=1, 2, \dots, m)$$

$$\theta_{ij} = 0 \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (j=1, 2, \dots, m)$$

$$\gamma_{ij} = 0 \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (j=1, 2, \dots, n)$$

IV. 프론티어 비용함수의 추정 및 가격효율성 검정

1. 資料

Ⅲ절에서 설정된 모형을 추정하기 위해서는, 요소수요량과 요소가격 그리고 그룹별 전력소비량, 전력가격, 가격탄력성 등에 관한 자료가 필요하다. 본 연구에서는 생산요소를 燃料, 資本, 勞動의 3가지로 설정하였으며 소비자 그룹의 구분은 주택용, 상업용, 산업용의 3부분으로 하였다. 자본에 대한 자료는 發電部門 뿐만 아니라 送電과 配電部門도 포함하였는데, 이것은 송배전부문 생산 과정이 각 소비자그룹의 상대적 한계비용에 큰 영향을 미치기 때문이다.

추정에 사용된 자료는 1984년 1/4분기부터 1991년 4/4분기 기간의 분기별 시계열자료이다. 시계열자료를 이용할 경우 한가지 문제는 추정시 기술진보효과를 통제해야 한다는 점이다. 이러한 문제를 해결하기 위해 일반적으로 趨勢變數를 도입하지만 이는 너무 자의적인 성격이 강하다.¹⁷⁾ 본 연구에서는 발전원의 구성이 비교적 일정한 시기로 시계열구간을 설정함으로써 기술진보효과를 통제하고자 하며, 위에 설정된 표본관측기간은 이와 같은 배경에서 채택되었다.¹⁸⁾ 또한 분기별 자료를 사용함에 따라 고려해야 하는 계절효과는, 더미변

17) 횡단면자료에서는 각 전력회사가 하나의 관측단위가 되므로 기술진보에 대한 효과는 일반적으로 vintage에 의하여 처리된다. 즉 사용하고 있는 송배전 및 발전설비가 노후화될수록 기술진보가 실현되지 않은 것으로 간주한다(발전설비의 보유년수가 짧을수록 기술진보가 실현된 것으로 간주한다). 이러한 접근 방법은 매우 타당한 것으로 판단된다.

18) 현재의 발전량 중에서 원자력발전이 차지하는 비중은 약 45%수준이다. 원자력발전이 본격적으로 도입되기 시작한 것은 1983년부터인데 본 연구에서는 발전기술의 진보효과를 최대한 제거하기 위하여 1984년부터의 시계열자료를 이용하였다.

수(dummy variable)을 사용하여 처리하였다.

비용자료는 한국전력공사의 분기별 대차대조표와 손익계산서의 자료를 이용하였으며 모든 비용자료는 1980년 기준의 도매물가지수로 deflate하였다. 연료가격은 손익계산서에 기재된 분기별 연료비를 분기별 발전량으로 나누어 구하였다.¹⁹⁾ 따라서 연료가격의 단위는 원 /kWh로 표현된다.

자본의 가격을 구하기 위하여는 자본에 대한 비용을 자본량으로 나누어야 하는데 본 연구에서는 자본을 대차대조표상의 타인자본(부채)과 자기자본의 합으로 가정하였으며 타인자본(부채)과 자기자본을 도매물가지수로 deflate한 후 타인자본에 대하여는 지급이자를 자본비용으로 간주하였고 자기자본에 대하여는 市場의 公金利를 적용하였다.²⁰⁾ 이렇게 산출된 타인자본의 비용과 자기자본의 비용을 합하고 여기에 감가상각비를 더하여 총자본비용을 산출하였다. 각 연도별 분기별 자본량은 직접 관측될 수 없으므로 발전설비용량(kW)을 자본량의 代理變數로 사용하였다. 따라서 자본가격은 총자본비용을 발전설비용량으로 나누어 구하였으며 자본가격의 단위는 원 /kW가 된다.

노동가격은 노동비용을 노동량으로 나누어 산출하였는데, 노동비용은 인건비, 퇴직금 등으로 구성되며 노동량은 고용인원으로 하였다. 따라서 노동가격의 단위는 원 /人으로 표현된다.

수요자 그룹별 전력소비량은 생산전력과 일치한다고 가정하였으며 각 소비자 그룹이 직면하는 전력가격은 각 그룹의 평균가격으로 추정하였다. 가격탄력성에 관한 기존의 연구결과²¹⁾에 따르면, 주택용부문은 가격탄력적으로 나타나는데 비하여 그외의 부문은 비교적 가격비탄력적인 것으로 나타난다. 본 연구에서는 이만기(1994)의 연구결과를 이용하여 가격탄력성을 주택용, 상업용, 산업용에 대해 각각 0.36, 0.11, 0.08로 상정하였다.

19) 분기별 발전량은 다음의 자료를 이용하였다.

주요전력통계(속보), 한국전력공사, 경영정보처

20) ○ 이와 같은 자본가격의 산출방법은 손양훈, 정태용 “전력산업의 규모의 경제성에 관한 연구” 에너지 경제연구원, 1993. 6.의 방법과 비슷하다.

○ 시장의 공급리는 3년 만기 회사채 이자율을 적용하였다.

21) ○ 신정식, 長期電力需要豫測技法 研究, 에너지경제연구원, 1987. 7.

○ 한국전력공사, 장기전력수요예측, 1991. 12.

○ 이만기, 전력부문의 가격효율성에 관한 연구, 고려대학교 박사학위 논문, 1994.

2. 推定結果

비용함수의 함수형태로서 초윌대수, separability, homogeneity, Klein-Cobb-Douglas를 각각 상정했을 때의 추정결과가 <표 1>에 주어져 있다. 모든 모형에 있어서 추정계수의 유의성은 비교적 높은 것으로 나타났다. 추정된 비용함수가 이론과 부합하기 위해서는, 요소비용 비중방정식의 값이 0과 1사이의 값을 가져야 하며 또한 concavity 조건을 만족시켜야 하는데, <표 1>의 추정결과는 이와같은 조건들이 모두 충족되고 있음을 보여주고 있다.²¹⁾

함수형태의 타당성에 대한 가설검정은 尤度比檢定(Likelihood ratio test)으로 평가한다.²³⁾ 제약형과 일반형의 추정 공분산행렬의 determinant 값을 각각 $|\hat{\Omega}_R|$ 과 $|\hat{\Omega}_U|$ 라고 하고, T 를 관측치의 수라고 하면 尤度比 λ 는, $\lambda = (|\hat{\Omega}_R| / |\hat{\Omega}_U|)^{-T/2}$ 이다. 이때 검정통계량 $-2\ln \lambda$ 는 χ^2 분포를 따르며 자유도는 독립적인 제약의 수와 같다. 우도비검정을 이용한 검정결과는 <표 2>에 주어져 있다.

<표 1> 비용함수의 계수 추정결과

추정계수	Unrestricted	Homogeneity	Separability	Klein-Cobb-Douglas
α_0	-2.2825 (-1.62)	-2.3063 (-22.35)	-3.7738 (-2.33)	-4.3394 (-37.67)
β_1	0.4731 (2.71)	0.6470 (17.38)	0.9777 (4.85)	0.4157 (58.25)
β_2	0.2938 (1.78)	0.2271 (5.87)	0.2060 (1.12)	0.4284 (63.04)
β_{11}	0.1664 (10.57)	0.20000 (12.02)	0.1762 (7.95)	
β_{12}	-0.1417 (-8.01)	-0.1999 (-12.02)	-0.2251 (-0.04)	
β_{22}	0.1386 (5.80)	0.20000 (12.02)	0.2400 (8.31)	
θ_{11}	-0.0569 (-6.66)	-0.0268 (-2.53)		

주 : 괄호안은 t 값임.

22) 생산요소가격에 대한 일차동차조건은 사전적으로 주어졌다.

23) 우도비검정은 생산기술에 아무런 제약을 가하지 않은 함수형태를 기준으로 한다.

추정계수	Unrestricted	Homogeneity	Separability	Klein-Cobb-Douglas
θ_{12}	0.0353 (3.28)	0.0268 (2.53)		
θ_{21}	-0.0100 (-2.54)	0.0008 (0.13)		
θ_{22}	-0.0351 (-6.45)	-0.0008 (-0.13)		
θ_{31}	0.0669 (10.83)	0.0260 (4.61)		
θ_{32}	-0.0002 (-0.02)	-0.0260 (-4.61)		
γ_1	-0.0934 (-1.31)	-0.3560 (-9.37)	-0.3450 (-9.25)	0.5721 (87.11)
γ_2	0.4490 (14.52)	0.0770 (3.68)	0.0699 (3.39)	0.0960 (24.67)
γ_3	0.6444 (12.24)	1.2790 (56.16)	1.2751 (58.07)	0.3319 (36.16)
γ_{11}	0.2074 (20.97)	0.2162 (18.20)	0.2164 (18.09)	
γ_{12}	-0.0485 (-11.94)	-0.0382 (-5.69)	-0.0371 (-5.53)	
γ_{13}	-0.1589 (-22.76)	-0.1780 (-28.24)	-0.1793 (-28.16)	
γ_{22}	0.0904 (38.39)	0.0626 (14.75)	0.0630 (14.91)	
γ_{23}	-0.0418 (-17.34)	-0.0244 (-7.43)	-0.0259 (-7.67)	
γ_{33}	0.2006 (36.63)	0.2024 (43.74)	0.2052 (45.31)	
δ_1	-0.0188 (-2.46)	-0.0198 (-2.36)	-0.0178 (-2.28)	0.0455 (2.52)
δ_2	0.0057 (0.72)	0.0044 (0.50)	0.0007 (0.09)	0.0024 (0.14)
δ_3	-0.0259 (-3.27)	-0.0286 (-3.22)	-0.0187 (-2.30)	0.0091 (0.50)
$\log \hat{\Omega} $	-44.7668	-40.8671	-40.4198	-34.3344

주 : 1) 괄호안은 t 값임.
2) δ_i 는 분기별 더미변수임.

〈표 2〉 Restricted 모형의 尤度比檢定 결과²⁴⁾

	계산 통계치	제약의 갯수	χ^2 표의 기준치 (1% 하에서)
homogeneity	124.79	4	13.28
separability	139.10	4	13.28
Klein-Cobb-Douglas	333.84	10	23.21

〈표 2〉에 따르면 제약을 가한 함수 형태가 모두 기각됨을 알 수 있다. 따라서 unrestricted 형태의 超越代數函數가 타당한 비용함수형태로서 채택되며, 생산기술에 대해 사전적으로 제약을 가하는 것은 그 타당성이 결여된 것으로 평가된다.²⁵⁾

3. 가격효율성 검정

i 소비자 그룹의 Ramsey number는 $\eta_i(P_i - MC_i) / P_i = k_i$ 로 주어진다. 限界費用(MC_i)이 추정되었으므로 주어진 가격탄력성 하에서 Ramsey number (k_i)의 계산이 가능하며, 또한 실제의 가격수준을 Ramsey 가격수준과 비교함으로써 價格의 效率性을 또한 평가할 수 있다. 부문별 Ramsey number의 값의 계산결과는 〈표 3〉에 주어져 있다.

〈표 3〉 부문별 Ramsey number

	주 택 용	상 업 용	산 업 용
Ramsey number	0.1679(0.1413)	0.0731(0.0325)	0.0362(0.0799)

주 : ()의 값은 standard errors를 나타낸다.

統計的 假說檢定을 수행하기 위하여는 추정치의 standard error가 필요하다. standard error는 Ramsey number를 Taylor series 전개에 의하여 선형화한 후 각 항의 분산을 산출함으로써 구했다. Ramsey number의 Taylor series

24) 각 모형의 계산통계치는 다음과 같이 산출되었다.

homogeneity : $124.79 = (-40.8671 - (-44.7668)) \times 32$

separability : $139.10 = (-40.4198 - (-44.7668)) \times 32$

Klein-Cobb-Douglas : $333.84 = (-34.3344 - (-44.7668)) \times 32$

25) Hayashi, Sevier and Trapani(1985)에서는 사전적으로 separability의 가정을 설정하였으며 이에 대한 통계적 검정을 수행하지 않았다.

전개 및 이를 통한 분산의 산출과정은 다음과 같다.²⁶⁾

$$\begin{aligned} VAR\left\{\frac{P_i - MC_i}{P_i} \eta_i\right\} &= \left(\frac{\eta_i}{P_i}\right)^2 VAR(MC_i) + \left(\frac{P_i - MC_i}{P_i}\right)^2 VAR(\eta_i) \\ &\quad + 2 \frac{\eta_i}{P_i} \frac{P_i - MC_i}{P_i} COV(MC_i, \eta_i) \end{aligned}$$

Ramsey number에 대해 정규분포를 가정하면 F검정이 가능하다.²⁷⁾ 가격효율성에 관한 F검정 결과는 <표 4>에 주어져 있으며, 모든 경우에 있어서 Ramsey number가 동일하다는 귀무가설은 기각되었다. 이러한 검정결과는, 현행 전력가격체계가 효율적이지 못하다는 것을 의미하며, Ramsey 가격으로의 이행을 통하여 총후생이 증가할 여지가 있음을 제시해주고 있다.

<표 4> 가격효율성에 관한 F 검정

	주택용 상업용 산업용	주택용 상업용	주택용 산업용	상업용 산업용
F 값	19.84	13.68	21.06	5.86
Critical level of F	3.11	4.00	4.00	4.00

주 : 1) 검정결과는 5% 유의수준 하의 결과이며, 원래 자유도는 주택용-상업용-산업용의 경우 2, 93이고 그 외의 경우는 1, 62이지만, 분포표에 해당하는 기각값이 주어져 있지 않기 때문에 여기서는 각각 2, 80과 1, 60의 자유도에 해당하는 기각값을 사용하였다.

2) F값은 다음과 같이 산출되었다 : $F_{m-1, m(n-1)} = \frac{SS_1 / (m-1)}{SS_2 / m(n-1)}$

$$SS_1 = n \sum (R_i - \bar{R})^2, SS_2 = (n-1) \sum (STE_i)^2$$

여기서 R_i 는 i 부분의 Ramsey number이며 \bar{R} 은 Ramsey number들의 평균값, STE_i 는 i 부분 Ramsey number의 standard errors이고 n 은 관측표본치의 수 즉 32, m 은 Ramsey number의 수, 즉 2 또는 3이다.

26) 이와같이 Taylor series 전개에 의한 standard error의 추정에는 다음 논문을 참조한 것임.
Hayashi, P.M., Sevier, M., and Trapani, J.M., "Pricing Efficiency under Rate-of-Return Regulation: Some Empirical Evidence for the Electric Utility Industry", *Southern Economic Journal*, Vol. 51, January 1985, pp. 776-92.

27) Ramsey number가 정규분포를 한다고 가정하고 분석한 연구로는 다음 논문을 참조바람.
Hayashi, Sevier and Trapani, op., cit, 1985.

V. 결 론

본 연구는 한국의 전력부문 費用函數 추정을 통하여 전력부분의 價格效率性을 평가하였다. 전력가격의 효율성에 관한 기존문헌과 본 연구의 주된 차이점은, 비용함수 추정과정에서 프론티어 분석방법을 원용함으로써 현실 비용자료가 갖는 문제점을 통제하였다는 점이다. 전체적인 모형은, 추정결과의 효율성 제고를 위해 다상품 초월대수비용함수, 요소비용 비중함수, Ramsey 수익비중함수 등으로 구성되었다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 초월대수비용함수에 대한 separability, homogeneity, Klein-Cobb-Douglas 등의 사전적 제약은 타당하지 않은 것으로 나타났다. 둘째, 각 그룹별로 소비하는 전력이 하나의 상품이 아니라 각각 상이한 상품인 것으로 검증되었다. 따라서 용도별 전력을 하나의 동질적인 상품으로 간주하고 모두 합하여 분석하는 접근방법은 타당하지 않은 것으로 나타났다. 셋째, 한계비용의 추정결과 주택/상업부문의 한계비용은 28.69원/kWh(1980년 불변가격)이며 산업부문의 한계비용은 21.14원/kWh로 산출되었다. 이러한 한계비용수준은 현실 가격보다 훨씬 낮은 수준인데 주택용, 상업용, 산업용에 있어서 한계비용은 실제가격보다 각각 46.9%, 66.4%, 45.2% 낮은 것으로 나타났으며, 주택/상업부문의 한계비용이 산업부문에 비하여 35.7% 더 높은 것으로 나타났다.

이상의 비용함수와 수요함수에 관한 정보를 활용하여 한국의 전력부문 가격 효율성을 평가하였다. 가격효율성의 평가기준으로는 Ramsey 가격체계를 이용하였는데 통계적 검정결과 각 용도별 전력가격체계는 Ramsey 가격체계와 크게 다른 것으로 나타났다. 주택용과 상업용의 경우, 현실가격은 Ramsey 가격에 비하여 지나치게 높게 책정된 반면, 산업용은 현실가격이 Ramsey 가격보다 너무 낮은 것으로 나타났다. 이것은 주택용과 상업용 수요자들이 산업용 수요자들을 실질적으로 보조해 주고 있는 것을 의미한다.

한국의 전력가격구조는 서로 排他的인 政策目標을 동시에 고려하고 있으며 이에 따라 電力價格構造는 費用構造를 잘 반영하지 못하는 것으로 판단된다. 이러한 가격구조는 자원배분의 측면에서 효율성을 왜곡시켜서 총후생의 감소를 야기시키며 동시에 소비자 그룹간의 공평성 측면에서도 왜곡된 결과를 초래하고 있다. 이러한 관점에서 현재의 전력가격체계는 면밀히 검토되어서 수

정되어야 할 것이다.

參 考 文 獻

국내

- 손양훈, 정태용, 전력산업의 규모의 경제성에 관한 연구, 에너지경제연구원, 1993. 6.
- 신정식, “전기요금제도 합리화를 위한 개선방안과 새로운 정책방향”, 대한전기협회지, 1989년 1월.
- 신정식, 長期電力需要豫測技法 研究, 에너지경제연구원, 1987. 7.
- 이만기, 전력부문의 가격효율성에 관한 연구, 고려대학교 박사학위 논문, 1994.
- 장영식, 시차제 장기한계비용에 의한 전기요금 구조, 한국개발연구원, 1979.
- 한국전력공사, 장기전력수요예측, 1991. 12.
- 한국전력공사, 주요전력통계(속보), 1984. 1-1991. 12.

국외

- Aigner, D., C.A.K Lovell and P. Schmidt, “Formulation and estimation of stochastic frontier production function models”, *Journal of Econometrics* 6, 1977.
- Baumol, W.J., and Bradford, D.F., “Optimal Departures from Marginal Cost Pricing”, *American Economic Review*, June 1970.
- Forsund, F.R., C.A.K. Lovell & Schmidt, p., “A Survey of Frontier Production Function and of their Relationship to Efficiency Measurement”, *Journal of Econometrics* 13, 1980.
- George, G.J., E.E. Griffiths, R. Carter Hill, Helmut Lutkepohl, Tsoung-Chao Lee, *The Theory and Practice of Econometrics*, second edition, NY : John Wiley & Sons, 1985.
- Hayashi, P.M., Sevier, M. and Trapani, J.M., “Pricing Efficiency under

- Rate-of-Return Regulation : Some Empirical Evidence for the Electric Utility Industry”, *Southern Economic Journal*, Vol. 51, January 1985.
- Henderson, J.M. and Quant, R.E., *Microeconomic Theory*, McGraw-Hill, 1971.
- Jonston, J., *Econometric Methods*, third edition, McGROW-Hill COMPANY, 1984.
- Karlson, S.H., “Multiple-Output Production and Pricing in Electric Utilities”, *Southern Economic Journal*, Vol. 53, July 1986.
- Maddala, G.S., *Econometrics*, McGROW-Hill COMPANY.
- Meeusen, W. and J. van den Broeck, “Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error”, *International Economic Review* 18, no. 2, June 1977.
- Nelson, J.P. and Roberts, M.J., “Ramsey Numbers and the Role of Competing Interest Groups in Electric Utility Regulation”, *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 29, 1989.
- Nelson, J.P., Roberts, M.J. and Tromp, E.D., “An Analysis of Ramsey Pricing in Electric Utilities”, in M.A. Crew, ed., *Regulation Utilities in an Era of Deregulation* (London : Macmillan, 1987).
- Olson, J.A., Schmidt, P. and Waldman, D.M., “A Monte Carlo Study of Estimation of Stochastic Frontier Production Functions”, *Journal of Econometrics*, Vol 13, 1980.
- Primeaux, JR. W.J., Nelson, R.A., “An Examination of Price Discrimination and Internal Subsidization by Electric Utilites”, *Southern Economic Journal*, July 1989.
- Richmond, J., “Estimating the efficiency of production”, *International economic Review* 15, no. 2, June 1974.
- Shepard, R.W., *Cost and Production Functions*, Princeton : Princeton University Press, 1953.
- Stevenson, Rodney E., “Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation”, *Journal of Econometrics* 13, 1980.

Wenders, J. T., "Economic and Income Distribution in the Electric Utility Industry", *Southern Economic Journal*, Vol. 52, April 1986.