

電気事業の経営効率と総要素生産性の国際比較 —Stochastic Frontier Production Modelによる実証分析—

富田 輝博

Efficiency and Total Factor Productivity of Electric Utilities Using Stochastic Frontier Production Method

Teruhiro Tomita

This paper examines efficiency and productivity of electric power companies for international comparison. There are two methods to estimate efficiency and productivity: stochastic frontier production function method (SFM) and data envelopment analysis method (DEA). SFM is the econometric approach and DEA is the linear programming approach, we used translog SFM, originally developed by Aigner-Lovell-Schmidt and extended particularly by Battese-Coelli, who presented alternative models: time-varying inefficiency model and technical efficiency effects model. Utilizing panel data model with Hicksian non-neutral technological change, we can estimate Malmquist total factor productivity (TFP) growth, which is the product of technical efficiency change and technical change.

We used panel data of 18 electric utilities of such countries as Canada, Germany, Italy, Japan, Korea, and USA which are owned publicly, privately and public-private mixedly from 1991-95. Empirical analysis shows following results: technical efficiency of publicly owned companies are better than privately owned; TFP is increasing slightly in 1990's; Japanese utilities are mostly higher efficiency than average in each year.

KW: stochastic frontier method, technical efficiency, total factor productivity

1. はじめに

本稿の目的は、1990年代における世界の主要電気事業者の経営効率および総要素生産性を推計し、比較分析することである。電気事業の企業形態は国営、州営、公私混合営、私営と多岐にわたっているが、最近の規制緩和の進展とともに、発電市場や小売市場における競争の導入や民営化など電気事業のリストラクチャリングが急速に進められている。このようなドラスティックな変化のもとで、電気事業は生き残りをはかるため、生産性を向上させ、経営効率を改善していく必要に迫られている。

企業の経営効率と生産性を測定する代表的手法としてStochastic Frontier Method (以下、SFM) と Data Envelopment Analysis (以下、DEA) の2種類あり、いずれもFarrell (1957) に基本的アイデアを負っている。SFMおよびDEAはフロンティア関数の推定と生産効率を測定するための代替的方法である。DEAは線形計画法を用いるのに対して、SFMは計量経済学的方法を利用する。

Farrell (1957) は次の二つの要素からなる企業の効率を測定する方法を提案した。第1に、技術効率性で、これは所与のインプットのもとでアウトプットを最大にする企業の効率を測る。第2に、配分効率性はインプット価格を所与としてその最適な組み合わせを達成する企業の効率を示す。そして二つの尺度を結合して総合効率性が得られる。

この効率性の尺度は完全効率企業の生産関数が既知と仮定されている。しかし生産関数は実際には未知なので、Farrellはノンパラメトリックな線形の技術を用いるか、コブダグラス型のパラメトリックな関数を用いて、サンプルデータから関数を推定する方法を提案している。前者の考え方はCharnes and CooperらによってDEA法として発展し、後者はAigner and LovellらによってSFM法として発展してきた。1) 本稿ではSFMを用いて、2節でフロンティアモデルの理論的側面を解説し、3節でSFMをパネルデータモデルに拡張し、技術非効率を表す確率変数が時間的に可変するモデル (Time-varying Inefficiency Model) を示し、技術効率を推定する方法を述べる。4節でMalmquist指数を用いて技術効率と総要素生産性 (Total Factor Productivity, 以下TFP) を推定するモデル (Technical Efficiency Effects Model) を述べる。5節で以上の理論モデルにしたがって電気事業の経営効率およびTFPを推計し、日米独伊加韓国の6カ国について公営私営による経営効率やTFPの差違を比較分析する。2)

2. Stochastic Frontier Production Model

Aigner and Chu (1968) はN個の企業データを用いて、Cobb-Douglas型のパラメトリックなフロンティア生産関数の推定について考察した。モデルは次のように定義される。

$$\ln(y_i) = x_i \beta - u_i, \quad i=1,2,\dots,N \quad (1)$$

ここで、

$\ln(y_i)$: i 企業のアウトプットの対数。

x_i : (K+1) 行ベクトルで、第1要素は"1"で、残りの要素は i 企業の使用する K 個のインプットの対数。

β : $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_K)'$ は (K+1) 列ベクトルで、推定すべき未知のパラメータ。

u_i : 非負の確率変数で、企業の生産における技術非効率を表わす変数。

インプットベクトル x_i を所与として、i 企業のアウトプットの観測値とフロンティア関数から求められる潜在的アウトプットとの比は、次の式のように表され、i 企業の技術効率を定義する式として用いられる。

$$TE_i = y_i / \exp(x_i \beta) = \exp(x_i \beta - u_i) / \exp(x_i \beta) = \exp(-u_i) \quad (2)$$

この尺度はアウトプット指向の技術効率の Farrell 尺度であり、0 から 1 の間の値をとる。同じインプットを用いる i 企業のアウトプットと完全効率企業のアウトプットとの比を示している。

上で示されるフロンティアモデルは測定誤差やフロンティア上のノイズからの影響を全く考慮していないという意味で決定論的モデルであるという批判があった。そこで、Aigner, Lovell and Schmidt (1977) は次のような確率論的フロンティア生産関数を提示した。

$$\ln(y_i) = x_i \beta + v_i - u_i, \quad i=1,2,\dots,N \quad (3)$$

u_i は (1) 式における非負の確率変数であり、これに加えて攪乱項 v_i が追加された。 v_i は天候、ストライキなどがアウトプットの値に及ぼす影響や生産関数に規定されないインプットの影響など

その他の攪乱要因と測定誤差を表すものである。そして、 v_i は平均ゼロ、分散 σ_v^2 の独立で同一の正規分布をする確率変数で、 u_i とは独立である。また、 u_i は平均ゼロ、分散 σ^2 の独立で同一の指数分布あるいは半正規分布をする確率変数であると仮定している。

(3) 式のモデルはアウトプットの値がstochasticな確率変数 $\exp(x_i\beta + v_i)$ によって規定されるので、stochastic frontier生産関数という。攪乱項 v_i は正負いずれもとりのるので、stochastic frontierアウトプットはフロンティアモデル $\exp(x_i\beta)$ の決定論的部分の周りを変動する。決定論的という意味は、(1) 式のフロンティアモデルにおいてアウトプットの観測値 y_i が確定数量 $\exp(x_i\beta)$ によって規定されるからである。

今、 $\sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma v^2$, $\gamma = \sigma^2 / \sigma_s^2$ とおくと、(3) 式において推定すべきパラメータは、 β 、 σ_s^2 、 γ である。推定法としてAigner, Lovell and Schmidt (1977) に従い最尤法を用いる。最尤法は一致性および漸近的効率性を有する。これらのパラメータの最尤推定値は、次式で定義される対数尤度関数の最大値を求めることによって得られる。

$$\ln(L) = -\frac{N}{2} \ln(\pi/2) - \frac{N}{2} \ln(\sigma_s^2) + \sum \ln[1 - \Phi(z_i)] - 1/(2\sigma_s^2) \sum (\ln y_i - x_i\beta)^2 \quad (4)$$

ここで、 $z_i = (\ln y_i - x_i\beta) / \sigma_s \times \sqrt{\gamma / (1-\gamma)}$ であり、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規確率変数の分布関数である。(4) 式の推定には、Coelli (1996) の開発したFRONTIERプログラムを用いる。FRONTIERプログラムは次の3つのステップにしたがって推定を行う。

- ① β と σ_s^2 の推定値を通常の最小二乗法によって求める。
- ② ステップ①で得られた β と σ を用いて0から1までの γ の各値に対する尤度関数を求める。
- ③ ステップ②で得られた尤度関数のうち最大の対数尤度値を出発点として、Davidson-Fletcher-Powellの繰り返し最大化法によって、尤度関数のグローバルな最大値に到達したとき、最尤推定値が得られる。

最尤推定値が得られると、技術効率の推定は次式によって求められる。

$$E[u_i | e_i] = -\gamma e_i + \sigma_A \{ \phi(\gamma e_i / \sigma_A) / (1 - \Phi(\gamma e_i / \sigma_A)) \} \quad (5)$$

ここで、 $\sigma_A = \sqrt{\gamma(1-\gamma)\sigma_s^2}$; $e_i = \ln y_i - x_i\beta$; そして $\phi(\cdot)$ は標準正規分布の密度関数である。

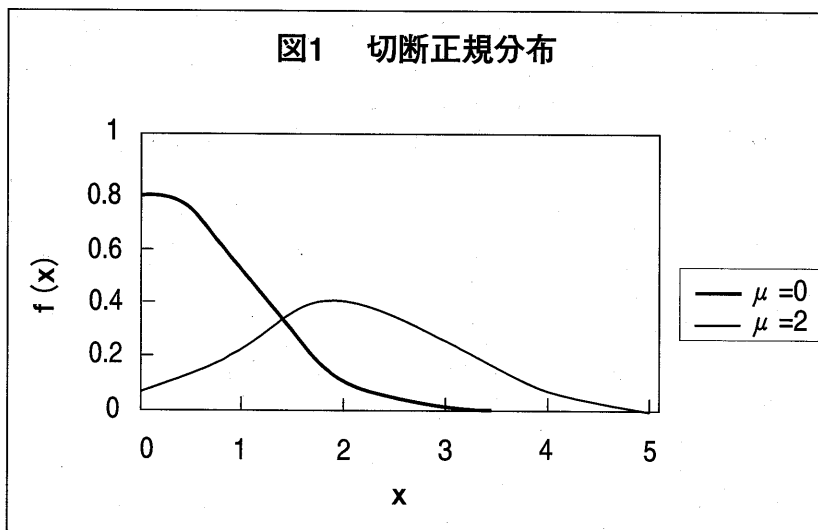
次に、(3) 式で定義されるフロンティアモデルに関する仮説の検定を行う。技術非効率が無いという帰無仮説 $H_0: \sigma^2 = 0$ と対立仮説 $H_1: \sigma^2 > 0$ の検定である。検定にはWald統計量がしばしば用いられるが、ここではCoelliに従い、片側一般化尤度比検定を用いる。帰無仮説 $H_0: \gamma = 0$ 、対立仮説 $H_1: \gamma > 0$ のもとで、尤度比検定統計量は次式によって求められる。

$$LR = -2 \{ \ln[L(H_0)] / L(H_1) \} = -2 \{ \ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)] \} \quad (6)$$

ここで $L(H_0)$ と $L(H_1)$ は帰無仮説と対立仮説の尤度関数の値である。もし H_0 が真ならば、検定統計量は制約数に等しい自由度を持つカイ二乗確率変数として漸近的に分布すると仮定する。

フロンティアモデル(3) 式では、確率変数 u_i は半正規分布(half-normal distribution)を仮定したが、より一般的には切断正規分布を仮定することができる。切断正規分布(truncated-normal distribution)は平均 μ 、分散 σ^2 の正規分布でゼロで切断されている分布であり、図1では、 $\mu=0$, 2 and $\sigma^2=1$ の場合について示している。

図1 切断正規分布



切断正規分布で平均 μ をゼロとおくと、半正規分布が得られる。

3. Time-varying Inefficiency Model

(3) 式のSFMモデルをパネルデータモデルに拡張したモデルは (7) 式のように表わされる。

$$\ln(y_{it}) = x_{it} \beta + v_{it} - u_{it} \quad , i=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T; \quad (7)$$

ここで、

y_{it} : t 期における i 企業のアウトプット。

x_{it} : $(1 \times (K+1))$ ベクトルの t 期における i 企業のインプットの対数。

β : $((K+1) \times 1)$ ベクトルで、推定すべき未知のパラメータ。

v_{it} : u_{it} とは独立で、 $N(0, \sigma_v^2)$ の正規分布をする確率変数。

u_{it} : $N(0, \sigma^2)$ の正規分布をする技術非効率を表わす確率変数。

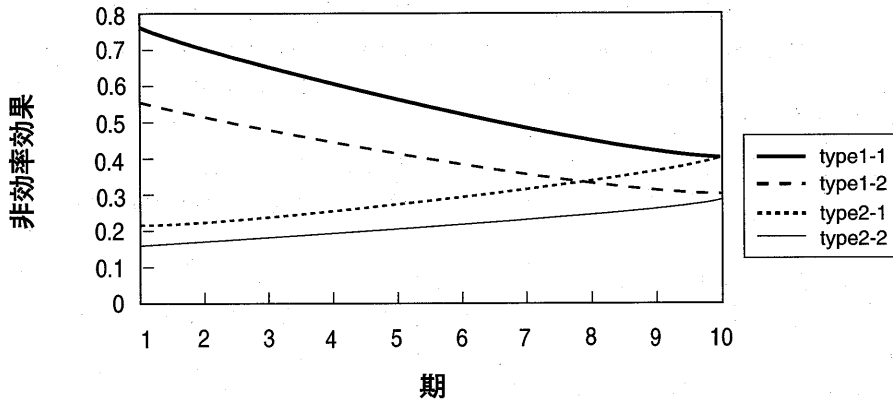
Coelli, Rao and Battese (1998) は u_{it} の技術非効率効果が時間的に可変するモデル (time-varying inefficiency model) を提示した。技術非効率効果は次式のように定義される。

$$u_{it} = \{\exp[-\eta(t-T)]\} u_i \quad , i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T; \quad (8)$$

ここで u_i は前節で述べた切断正規確率変数と仮定し、 η は推定すべき未知のパラメータである。

図2は η が正 (0.07) で非効率効果が3か4のとき (type1-1 or type1-2) と、 η が負 (-0.07) で非効率効果が3か4の (type2-1, type2-2) の場合について時間の経過による変化を示したものである。

図2 タイプ別非効率効果



(8) 式において最終期T期の i 企業の u_{it} は u_i である。 $t=T$ のとき、 $\exp[-\eta(t-T)]$ の値は1だからである。従って、確率変数 u_i はパネルデータの最終期の i 企業の技術非効率効果と考えられる。最終期以前では、 η が正ならば $-\eta(t-T) = \eta(T-t)$ は非負となり、 $\exp[-\eta(t-T)]$ は1より小さいから $u_{it} \geq u_i$ である。逆に、 η が負の時は $u_{it} \leq u_i$ となる。 η がゼロのとき (8) 式の時間的可変モデルは時間的不変モデルとなる。従って、時間的可変モデルのもとで、帰無仮説 $H_0: \eta=0$ を検定すれば、技術非効率の時間的変化の有無が明らかになる。FRONTIERプログラムでは (8) 式の時間的可変効果の仮定のもとで、(7) 式のパネルデータモデルを推定する場合を “time-varying inefficiency model” と名付けている。3)

4. Malmquist TFPの推定モデル

stochastic frontier関数からTFPを推定するため、次のようなモデルを考える。

$$\ln(y_{it}) = f(x_{it}, t, \beta) + v_{it} - u_{it}, \quad i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T, \quad (9)$$

ここで、

- y_{it} : t 期における i 企業のアウトプット。
- x_{it} : $(1 \times K)$ ベクトルの t 期における i 企業のインプットの対数。
- $f(\cdot)$: 適当な関数型 (例えばトランスログ型)。
- t : 技術変化を表すタイムトレンド。
- β : 推定すべき未知のパラメータ。
- v_{it} : u_{it} とは独立で、 $N(0, \sigma^2)$ の正規分布をする確率変数。
- u_{it} : 技術非効率効果。

である。以下ではTFPの指標としてMalmquist TFP指数を用いる。Malmquist指数は距離関数Dを用いて定義する。いま、生産技術をアウトプット集合 $P(x)$ を用いて定義すると、

$$P(x) = \{y : x \text{ can produce } y\} \quad (10)$$

となる。従って、アウトプット距離関数はアウトプット集合のもとで次のように定義される。

$$D^T(x_t, y_t) = \min\{\delta : (y/\delta) \in P(x)\} \quad (11)$$

ここで、 T は対象としている時期であり、 $T=t$ または、 $T=t+1$ 、 x_t は t 期におけるインプットベクトル、 y_t は t 期におけるアウトプットベクトルである。距離関数はアウトプットベクトル y が実行可能セット内の要素ならば、1以下の値をとり、実行可能セット外の要素ならば、1より大きい値をとる。

Färe, Grosskopf, Norris and Zhang (1994) によれば、Malmquist TFP 指数は各データ点間の距離の比を計算することによって2期間のTFPの変化を測定する。 t 期と $t+1$ 期間のMalmquist TFP変化指数は次式によって求められる。

$$M(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = \{ [D^t(x_{t+1}, y_{t+1}) / D^t(x_t, y_t)] \times [D^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}) / D^{t+1}(x_t, y_t)] \}^{0.5} \quad (12)$$

ここで、 $D^t(x_{t+1}, y_{t+1})$ は t 期から $t+1$ 期への技術の距離を表している。 M の値が1より大きければ、 t 期から $t+1$ 期へのTFP成長率は正であり、1より小さければ負である。(12)式は二つのTFP指数の幾何平均となっている。前者は t 期の技術で、後者は $t+1$ 期の技術で評価されている。

(12)式は次のように表すこともできる。

$$M(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = [D^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}) / D^t(x_t, y_t)] \times \{ [D^t(x_{t+1}, y_{t+1}) / D^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})] \times [D^t(x_t, y_t) / D^{t+1}(x_t, y_t)] \}^{0.5} \quad (13)$$

ここで、二重括弧の外の比は t 期と $t+1$ 期の間のFarrell技術効率の変化を示す尺度である。すなわち、効率変化は $t+1$ 期のFarrell技術効率と t 期のFarrell技術効率の比に等しい。(13)式の残りの部分は技術変化の尺度である。これは x_t と x_{t+1} で評価した2期間の技術のシフトの幾何平均である。従って、(13)式の二つの項目のうち、

$$\text{効率変化} = [D^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}) / D^t(x_t, y_t)] \quad (14)$$

$$\text{技術変化} = \{ [D^t(x_{t+1}, y_{t+1}) / D^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})] \times [D^t(x_t, y_t) / D^{t+1}(x_t, y_t)] \}^{0.5} \quad (15)$$

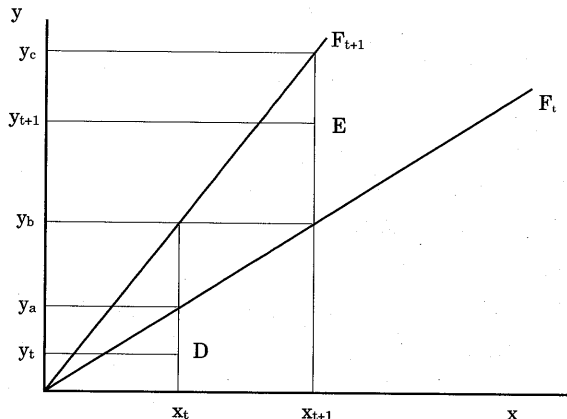
となる。

(14)、(15)式の関係を入力1つ、アウトプット1つの場合について図示したのが図3である。企業は t 期にD点で、 $t+1$ 期にE点で各々生産している。各期のフロンティアをOF_t線、OF_{t+1}線とすると、企業は各期のフロンティア以下で生産している。従って二つの期間とも技術非効率が存在する。(14)、(15)式を用いると、次のふたつの式が得られる。

$$\text{効率変化} = (y_{t+1}/y_c) / (y_t/y_a) \quad (16)$$

$$\text{技術変化} = [(y_{t+1}/y_c) / (y_{t+1}/y_a)] \times [(y_t/y_c) / (y_t/y_a)]^{0.5} \quad (17)$$

図3 Malmquist生産性指数



(9) 式のSFMモデルからMalmquist TFP指数を求めるには、(13)～(15)式を用いて計算する。技術効率 TE は次式で求める。

$$TE_{it} = E(\exp(-u_{it}) | e_{it}), \quad (18)$$

ここで、 $e_{it} = v_{it} - u_{it}$ は効率変化の計算に用いられる。すなわち、

$$D^{t+1}(x_{it+1}, y_{it+1}) = TE_{it+1}, \quad D^t(x_{it}, y_{it}) = TE_{it}$$

だから効率変化は次式のように計算される。

$$\text{効率変化} = TE_{it+1}/TE_{it} \quad (19)$$

i 企業の t、t+1 期間の技術変化指数はパラメータの推定値から次式のように直接求めることができる。

$$\text{技術変化} = \{ [1 + \partial f(x_{it}, t, \beta) / \partial t] \times [1 + \partial f(x_{it+1}, t+1, \beta) / \partial t+1] \}^{0.5} \quad (20)$$

Malmquist TFP指数は (13) 式に定義したように、(19) 式と (20) 式の積から求められる。

TFP指数を求めるためいま、(3) 式のフロンティア生産モデルに、トランスログ型の生産関数を採用すると、次式のように表される。

$$\ln(y_{it}) = \beta_0 + \sum \beta_j \ln(x_{ij}) + 0.5 \sum \sum \beta_{rs} [\ln(x_{ir}) \ln(x_{is})] + (v_{it} - u_{it}) \quad (21)$$

ここで、 $\beta_{rs} = \beta_{sr}$ ($r, s = 1, \dots, M$) である。(21) 式の基本モデルを電気事業モデルに当てはめると次式のような式で表される。

$$\ln(Q_i) = \beta_0 + \beta_K \ln(K_i) + \beta_L \ln(L_i) + 0.5 \beta_{KK} [\ln(K_i)]^2 + 0.5 \beta_{LL} [\ln(L_i)]^2 + \beta_{KL} \ln(K_i) \ln(L_i) + (v_i - u_i) \quad (22)$$

ここで、

Q_i = i 企業の発電電力量 (kWh)

K_i = 発電設備能力 (kW)

L_i = 従業員数 (人)

である。

(22) 式にパネルデータモデルを採用し、技術に関してヒックスの非中立型技術変化を仮定すると、次式ようになる。記号は (22) 式の記号に t 期を表す添え字とタイムトレンド t を追加したものである。

$$\ln(Q_{it}) = \beta_0 + \beta_K \ln(K_{it}) + \beta_L \ln(L_{it}) + 0.5 \beta_{KK} [\ln(K_{it})]^2 + 0.5 \beta_{LL} [\ln(L_{it})]^2 + \beta_{KL} \ln(K_{it}) \ln(L_{it}) + \beta_{KL} \ln(K_{it}) t + \beta_{LL} \ln(L_{it}) t + \beta_t t + \beta_{it} t^2 + (v_{it} - u_{it}) \quad (23)$$

$i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T,$

(23) 式で、 u_{it} は時間的に可変の技術非効率率を表す確率変数と仮定すれば、前節で述べた time-varying inefficiency model である。ここでは u_{it} は平均 m_{it} 、分散 σ_u^2 の切断正規分布をする確率変数と仮定する。そして、

$$m_{it} = \sum \delta_{0j} d_j + \sum \delta_{1j} d_j t \quad (24)$$

である。ここで、 d_j は企業の経営形態による経営効率の差異を表わすダミー変数である。j が 1 のときには日本企業、2 のときは日本以外の私営企業、3 のときは公営企業でそれぞれ 1 の値をとり、それ以外ときは 0 をとる。 δ は推定すべきパラメータである。Coelli, Rao and Battese (1998) はこのタイプのモデルを technical efficiency effects model と呼び、オーストラリアの電気事業への適用例を紹介している。4)

Grifell-Tatje and Lovell (1995) は Malmquist TFP 指数の計測に際して、規模に関する収穫が可変 (VRS) の場合、正しい指数が得られないとして規模に関する収穫一定の CRS 制約を課すことを指

摘している。

このモデルにCRS制約を課すと、次の制約式が加わる。

$$\begin{aligned}
 \beta_K + \beta_L &= 1 \\
 \beta_{KK} + \beta_{KL} &= 0 \\
 \beta_{LL} + \beta_{KL} &= 0 \\
 \beta_{KI} + \beta_{LI} &= 0
 \end{aligned}
 \tag{25}$$

5. 電気事業の経営効率およびTFPの推定結果

3、4節で述べた理論モデルを用いて、電気事業の経営効率および生産性を求め、国際比較する。データは世界の主要電気事業者9社と日本の9電力の合計18社でいずれも発送配電一貫の垂直統合形態の事業者であり、1991年度から1995年度の5期間のプールデータを採用している。インプットとして、資本の代理変数として発電設備、労働の変数として従業員数、アウトプットは発電電力量である。表1は各変数の95年度実績値を、表2は91年から95年度間の各変数の平均、標準偏差、最小、最大値を示している。5)

表1 電気事業者の概要(1995年)

	事業者名	国名	企業形態	発電電力量 (10億kWh)	発電設備 (千kW)	従業員数 (人)
1	Consolidated Edison	アメリカ	私営	18.4	8,533	16,582
2	DTE Energy Company	アメリカ	私営	46.8	14,013	8,340
3	Edison International	アメリカ	私営	48.6	13,838	15,490
4	Pacific Gas & Electric	アメリカ	私営	49.7	13,588	15,072
5	Unicom-Corporation	アメリカ	私営	96.6	24,397	17,025
6	ENEL	イタリア	国営	190.6	53,986	96,218
7	Hydro-Quebec	カナダ	州営	149.7	31,162	20,231
8	Korea Electric	韓国	公私混合営	179.1	30,562	30,767
9	RWE	ドイツ	公私混合営	107.8	26,301	20,700
10	関西電力	日本	私営	133.3	36,371	26,260
11	九州電力	日本	私営	65.3	16,923	14,568
12	四国電力	日本	私営	28.7	6,314	6,997
13	中国電力	日本	私営	42.4	10,631	11,325
14	中部電力	日本	私営	111.5	27,508	21,024
15	東京電力	日本	私営	249.2	51,207	43,148
16	東北電力	日本	私営	54.9	12,408	14,728
17	北陸電力	日本	私営	21.6	5,508	5,772
18	北海道電力	日本	私営	25.8	5,430	6,525

出所：海外電力調査会編『海外電気事業統計』海外電力調査会 97年版

電気事業連合会編『電気事業便覧』日本電気協会 97年版

通産省公益事業部編『電気事業の現状』日本電気協会 97年版

表2 各変数の統計量の要約(1991～1995年)

	平均	標準偏差	最小	最大
発電電力量(10億kWh)	84.15	61.07	15.94	249.18
発電設備(千kW)	20,677	13,757	4,451	53,986
従業員数(人)	22,236	21,921	4,919	109,739

time-varying inefficiency modelの推定結果は表3のとおりである。

表3 time-varying inefficiency modelの推定結果

	coefficient	t-ratio
β_0	0.6844	0.2947
β_K	-0.9322	-0.7604
β_L	0.7725	0.8890
β_{KK}	-2.4393	-6.1659
β_{LL}	-2.5286	-7.3874
β_{KL}	2.5430	7.2616
β_{Kt}	0.1470	7.9412
β_{Lt}	-0.1545	-8.2505
β_t	0.0473	0.5053
β_{tt}	0.0032	0.7438
σ^2	0.0309	2.9289
γ	0.9192	31.8267
μ	0.3373	4.2057
η	0.0711	2.1884
log likelihood	103.6995	
LR test	118.0472	

5%の片側カイ二乗検定値は2.71で、LR値118より小さいから、帰無仮説は棄却される。従って、技術非効率効果はないという仮説は棄却される。

(22) 式より資本に対する弾力性と労働に対する弾力性は各々次のように求められる。

$$\partial \ln Q / \partial \ln K = \beta_K + \beta_{KK} \ln K + \beta_{KL} \ln L + \beta_{Kt} t$$

$$\partial \ln Q / \partial \ln L = \beta_L + \beta_{LL} \ln L + \beta_{KL} \ln K + \beta_{Lt} t$$

上式より各弾力性を算出すると、

$$\text{資本弾力性} = 0.724$$

$$\text{労働弾力性} = 0.268$$

が得られる。両弾力性値を合計すると0.992となり、規模に関する収穫はわずかに逓減である。 μ が0.33であることから、図1の切断正規分布の μ が0と1の間に位置する図となる。 η が0.07であるから図2のタイプ1、すなわち非効率効果が低減している場合である。

また、各社別年度別の技術効率の比較は表4に示すとおりである。

表4 time-varying inefficiency modelによる技術効率の推定結果

	91年	92年	93年	94年	95年	平均
Consolidated Edison	0.4427	0.4681	0.4931	0.5176	0.5415	0.4926
DTE Energy	0.7183	0.7348	0.7505	0.7654	0.7795	0.7497
Edison International	0.4301	0.4557	0.4809	0.5057	0.5299	0.4804
Pacific Gas & Electric	0.5024	0.5267	0.5503	0.5733	0.5956	0.5497
Unicom-Corporation	0.6500	0.6695	0.6882	0.7060	0.7231	0.6873
ENEL	0.6906	0.7083	0.7253	0.7414	0.7568	0.7245
Hydro-Quebec	0.9535	0.9566	0.9595	0.9622	0.9648	0.9593
Korea Electric	0.8217	0.8328	0.8433	0.8532	0.8626	0.8427
RWE	0.6461	0.6657	0.6846	0.7026	0.7198	0.6838
関西電力	0.7106	0.7274	0.7434	0.7587	0.7732	0.7427
九州電力	0.5853	0.6072	0.6284	0.6487	0.6682	0.6276
四国電力	0.5570	0.5798	0.6019	0.6232	0.6438	0.6011
中国電力	0.5611	0.5837	0.6057	0.6269	0.6473	0.6049
中部電力	0.7246	0.7407	0.7561	0.7708	0.7846	0.7554
東京電力	0.8009	0.8132	0.8248	0.8357	0.8461	0.8241
東北電力	0.6161	0.6369	0.6569	0.6761	0.6945	0.6561
北陸電力	0.4554	0.4807	0.5054	0.5296	0.5532	0.5049
北海道電力	0.5810	0.6030	0.6243	0.6448	0.6645	0.6235
平均	0.6360	0.6551	0.6735	0.6912	0.7083	0.6728

表4より、技術効率の最も高い企業は、カナダのHydro-Quebec、韓国電力という公営企業で、これにつづくのが東京電力である。また時系列的に見ると、技術効率は年1%強ずつ上昇していることが読み取れる。

次に、technical efficiency effects modelの推定を示す。(24)式の制約のもとで、(23)式を推定した結果は表5のとおりである。尤度比検定よりCRS制約は有意である。比較のため、CRS制約のない場合についても推定結果を掲げておいた。

表5 technical efficiency effects model の推定結果

	CRS 制約		CRS 制約なし	
	coefficient	t-ratio	coefficient	t-ratio
β_0	-5.3129	-5.3146	-5.0313	-1.3341
β_K	0.3777	0.3780	-0.8208	-0.7325
β_L	0.6223		1.6520	2.9157
β_{KK}	-1.9417	-1.9417	-2.3639	-12.2068
β_{LL}	-1.9417		-2.5777	-13.2951
β_{KL}	1.9417		2.4863	12.5673
β_{Kt}	0.1413	0.1427	0.1454	7.4607
β_{Lt}	-0.1413		-0.1664	-11.5906
β_t	0.0088	0.0091	0.1769	1.5829
β_{tt}	0.0004	0.0016	0.0077	2.0385
δ_1	-0.0103	-0.0104	0.1483	2.0889
δ_2	0.0270	0.0274	0.4286	7.0757
δ_3	-0.0191	-0.0191	-1.0664	-2.8537
δ_4	-0.0259	-0.0289	0.0273	1.5424
δ_5	0.0677	0.0996	-0.0206	-1.0361
δ_6	-0.0572	-0.0587	0.0146	0.0481
σ^2	0.0527	0.0562	0.0167	4.7219
γ	0.7891	0.7899	0.9802	54.4679
log likelihood	42.7543		87.5913	
LR test	24.8140		85.8308	

表5より技術進歩率は年0.9%の割合で増加していることが分かる。技術非効率を示すダミー変数の係数は、 δ_3 と δ_6 が負で最も小さく、 δ_1 と δ_4 も負で δ_3 、 δ_6 に次いで小さく、 δ_2 と δ_5 は正となっている。このことから、公営企業（イタリア、カナダ、韓国）が最も技術効率が高く、ついで日本企業、そして日本以外の私営企業（アメリカ、ドイツ）の順となっていることが分かる。

表6は、各社の5期間にわたる技術効率性の推移を示したものである。

表6 technical efficiency effects modelによる技術効率の推定結果

	91年	92年	93年	94年	95年	平均
Consolidated Edison	0.6549	0.7243	0.6764	0.7060	0.7060	0.6931
DTE Energy	0.9125	0.8758	0.8929	0.7695	0.7695	0.8417
Edison International	0.5599	0.6156	0.5714	0.6820	0.6820	0.6200
Pacific Gas & Electric	0.7041	0.6251	0.7516	0.8201	0.8201	0.7404
Unicom-Corporation	0.8073	0.7709	0.8530	0.7831	0.7831	0.7990
ENEL	0.9371	0.9271	0.9296	0.9438	0.9438	0.9362
Hydro-Quebec	0.9519	0.9490	0.9528	0.9569	0.9569	0.9535
Korea Electric	0.9529	0.9513	0.9466	0.9624	0.9624	0.9551
RWE	0.8222	0.8247	0.7896	0.8225	0.8225	0.8162
関西電力	0.9155	0.8899	0.8653	0.8589	0.8589	0.8775
九州電力	0.8243	0.8453	0.8056	0.8294	0.8294	0.8267
四国電力	0.8639	0.8633	0.8690	0.8754	0.8754	0.8694
中国電力	0.8359	0.8464	0.8166	0.8806	0.8806	0.8517
中部電力	0.9232	0.9096	0.8831	0.8918	0.8918	0.8998
東京電力	0.9503	0.9443	0.9303	0.9325	0.9325	0.9380
東北電力	0.8817	0.8889	0.8914	0.9034	0.9034	0.8937
北陸電力	0.7573	0.7963	0.7891	0.7729	0.7729	0.7776
北海道電力	0.8784	0.8873	0.9026	0.9147	0.9147	0.8994
平均	0.8330	0.8345	0.8336	0.8463	0.8463	0.8387

technical efficiency effects modelによる技術効率の推定結果から、最も技術効率の高い企業グループはENEL,Hydro-Quebec,韓国電力の公営3社と東京電力である。逆に最も低い企業グループは米国企業である。これらの点はtime-varying inefficiency modelとほぼ同じ傾向を示している。しかし、前者の場合、技術効率の水準が平均で0.839と後者の0.673より高いこと、時系列的にも前者の技術効率は0.833から0.846と5年間でわずかしか上昇していないなどの差異が見られる。

次に技術変化（累積）を求め、表6で得た技術効率の変化（累積）と掛けると、表7に示すMalmquist TFP生産指数の変化が求められる（図4参照）。

表7 Malmquist TFP生産指数の変化

	Efficiency Change	Technical Change	TFP Change
91年	1.0000	1.0000	1.0000
92年	1.0019	0.9997	1.0015
93年	1.0008	1.0001	1.0009
94年	1.0160	1.0013	1.0174
95年	1.0160	1.0033	1.0194

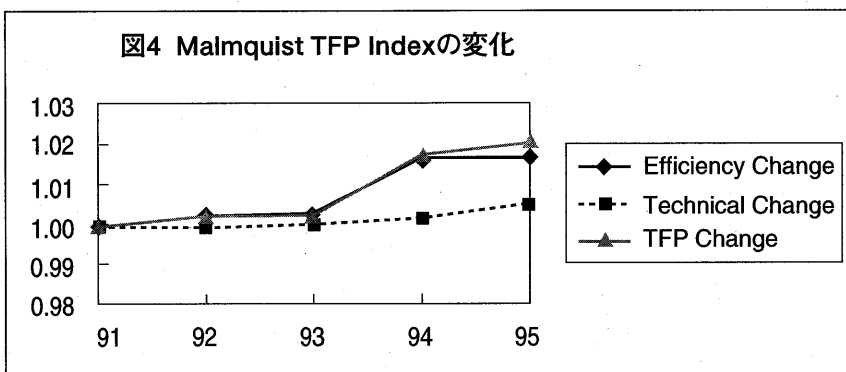


表7の結果から、技術効率は91年から95年の間に1.6%増加し、技術変化も0.3%上昇している。技術効率が増加したのは、インプット、特に従業員をほとんど増やさずに（あるいは減らして）、発電設備の稼働率の向上および購入電力で、発受電電力量を賄い、需要増に対処したのではないと思われる。技術変化はこの間ほとんど顕著な技術進歩がなかったため微増になったと思われる。したがってMalmquist指数でみると総合的には、91年から93年はほとんど上昇はなかったが、94年から増加した結果、最終的に1.9%の向上となった。

しかし、サンプル数が会社数、期間数ともに少ないことから、より多くのサンプルで検証することが必要である。また、インプット、アウトプットの追加や変更も考慮せねばならない。例えば、アウトプットに発電電力量に代えて販売電力量を用い、これを家庭用と産業用に分割する。電力はロードカーブを販売するという考えからすれば、負荷率や最大電力などロードカーブを代理する変数を導入することも必要と思われる。インプットとして、発電設備を細分化して、水力発電、火力発電、原子力発電に分割する。燃料や購入電力量も追加する必要がある。

6. まとめ

電気事業の経営効率とTFPをSFM法により国際比較を行った。推定結果は通説と異なり、公営企業の方が私営企業より経営効率が高いこと、日本企業は私営の中では効率は高く一部企業はトップクラスに入っていること、90年代に入ってから総要素生産性は向上したことなどの結果が得られた。

最後に、経営効率とTFPを推定するSFMとDEAの2方法の特徴を比較しておこう。

SFMのDEAに対する長所は

- ・攪乱要因を確率的に説明することができる。
- ・通常用いられる仮説検定（尤度比検定など）が利用できる。

これに対して短所は

- ・非効率効果を表す確率変数に対して分布型を規定しなければならない。

- ・生産関数（または費用関数）に対して関数型を規定する必要がある。
- ・複数のアウトプットを扱うのが困難である。

また、両方の共通の特徴として、通常の生産関数のように完全効率企業を仮定しない。すなわち、費用最小化、あるいは利潤最大化といった行動原理を仮定しなくともよいという特徴がある。

注)

- 1) DEAによる日米電気事業の経営効率の分析については、富田輝博（1995）参照。
- 2) 本稿では配分効率性については考慮しないので、経営効率とはLeibenstein and Maital(1994)のいうX-efficiencyを指している。
- 3) FRONTIERプログラムではerror components modelモデルと呼んでいるが、パネルデータモデルの文献で通常使われるerror components modelとまぎらわしいので本稿ではtime-varying inefficiency modelと呼ぶことにする。
- 4) 両モデルともピックスの中立型技術変化を仮定してもよい。
- 5) 米国の次の3企業は1995年より持株会社化に伴い社名が変更された。また、韓国電力は94年までは国営であり、95年現在国が株式の大部分を所有しているので、公営企業に分類する。

旧社名	新社名
Common-wealth Edison-----	Unicom-Corporation
Detroit Edison -----	DTE Energy Company
Southern California Edison-----	Edison International

References

- Aigner, D.J., and S. F. Chu (1968), "On Estimating the Industry Production Function", *American Economic Review*, 58, 826-839.
- Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.
- Battese, G.E. and Coelli, T.J. (1992), "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153-169.
- Battese, G.E. and Coelli, T.J. (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- Coelli, T.J. (1996), A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation, CEPA Working Paper, University of New England, Armidale.
- Coelli, T.J., D.S. Prasada Rao, and George E. Battese (1998), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishers.
- Färe, R., S. Grosskopf, and C.A.K. Lovell (1994), *Production Frontiers*, Cambridge University Press.
- Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris and Z. Zhang (1994), "Productivity Growth,

Technical Progress, and Efficiency Changes in Industrialised Countries”,
American Economic Review, 84, 66-83.

Farrell, M.J. (1957), “The Measurement of Productive Efficiency”,
Journal of the Royal Statistical Society, A CXX, Part 3, 253-290.

Grifell-Tatje, E., and C.A.K. Lovell (1995) , “A Note on the Malmquist Productivity Index”,
Economic Letters, 47, 169-175.

Leibenstein, Havey, and S. Maital (1994) , “Empirical Estimation and Partitioning of
X-Inefficiency: A Data Envelopment Approach,” *American Economic Review*,
82, 428-33.

富田輝博 (1995) 「企業の経営効率分析—DEAの日米電気事業への適用—」 文教大学
情報学部『情報研究』第16号