

企業の経営効率

富田, 輝博
文教大学情報学部 : 教授 : 企業経済学

<https://doi.org/10.15017/1056>

出版情報 : 経済学研究. 68 (4/5), pp.27-45, 2002-08-30. 九州大学経済学会
バージョン :
権利関係 :

企業の経営効率

富田輝博

1. はじめに

1980年代以降、航空、鉄道、電気・ガス・水道、電気通信などのネットワーク産業では、自由化、民営化、規制改革により事業の再構築が行われてきた。ネットワーク産業は従来、公益事業と呼ばれているが、最近ではネットワーク産業とも称される。自然独占の根拠となった規模の経済性、範囲の経済性がイノベーションや規制改革により減少または消滅し、競争が導入され、ネットワークで利用者間がつながってネットワークの経済性が重視される産業に脱皮を遂げようとしているからである¹⁾。当初、英国、米国で始まり、その後日本をはじめとするアジア諸国にも拡大し、世界的潮流となっている。しかし、民営化や自由化によって、ネットワーク産業の市場成果が著しく改善されたかという点、必ずしもそうではない²⁾。企業の成果は生産性や経営効率によって測定される。最近の規制政策では、インセンティブ規制が、これらの分野で実施されている。インセンティブ規制には価格上限規制とヤードスティック規制があり、我が国のネットワーク産業では主としてヤードスティック規制を、欧米では価格上限規制が行われている。いずれの規制方式も規制に際して生産性またはその上昇率が重要な指標となっている。そして、企業の成果に関して、同業企業間や時系列間での比較が行われ、業種によっては国際比較も行われるようになってきた。企業成果の比較のために用いられる生産性尺度として各種の指標が開発されている。本稿では次の4種類の分析指標を取り上げる：①多角的Törnqvist 生産性指数、②多角的Edgeworth経営指数、③FarrellのFrontier 効率指数、④Stochastic Frontier MethodによるMalmquist指数。

企業の経営効率と生産性を測定する統計的手法としてStochastic Frontier Method (SFM) とData Envelopment Analysis (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。

以下、2節から5節まで各生産性指標測定の数学的定式化および実証分析について考察する。

1) ネットワーク産業の規制改革や規制政策についてはNewbery (2000) 参照。

2) 英国の電力自由化 (富田 [2000]参照)、カリフォルニア州の電力危機およびエンロン倒産などの事例。

2. 多角的Törnqvist生産性指数

各企業は I 個のインプットからただ一つのアウトプットを生産するものとする³⁾。第 j 企業の生産関数は、 $Y_j = f(X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{Ij})$ $j=1, 2, \dots, n$

とすると、企業 k と m の多角的Törnqvist生産性指数の数学的定式化は次式のように表される。

$$\ln TFP_k - \ln TFP_m = \left[\ln \left(\frac{Y_k}{Y_h} \right) - \ln \left(\frac{Y_m}{Y_h} \right) \right] - \left[\sum_i \left(\frac{S_k + S_h}{2} \right) \ln \left(\frac{X_{ik}}{X_{ih}} \right) - \sum_i \left(\frac{S_k + S_h}{2} \right) \ln \left(\frac{X_{im}}{X_{ih}} \right) \right] \quad (1)$$

ここで、 W_{ij} は X_{ij} の価格を表し、 S_{ij} はj企業の第 i インプットのコスト・シェアである。

$$S_{ij} = (W_{ij} X_{ij}) / \sum_i W_{ij} X_{ij} \quad (2)$$

添字 h は標本平均から構成される仮想企業を表す。

Lee et al. (1999)によると、1987-1995年における国際比較の結果、韓国の生産性を100として、日本は東京ガス109、大阪ガス106と韓国とほとんど変わらないのに対して、欧米諸国は3倍から8倍も生産性が高い(表1)。

年平均成長率は日本が5%程度、韓国が30%と極めて高いが、欧米諸国も10%を越える高い成長を遂げる企業もあり、95年の生産性水準は日韓が110から200に対して欧米は300から800台という高水準となっている

表1 世界のガス会社の多角的Törnqvist生産性

会社名	国名	企業番号	期間	期間平均生産性	年平均成長率	95年生産性水準
Coastal Corporation	USA	T1	1987-1995	271.8	7.5	332.7
Enron Corporation	USA	T2	1987-1995	117.6	17.1	177
Panhandle Eastern Corporation	USA	T3	1989-1995	287.7	8.7	332.7
SONAT	USA	T4	1987-1995	360.5	15.5	674.7
Transwestern Pipeline Company	USA	T5	1991-1995	492.9	18.5	678
Western Gas Resource	USA	T6	1991-1995	244.4	36.9	430.6
Distrigaz	Belgium	T7	1990-1995	336.8	7.6	406.6
Ruhr gas	Germany	T8	1987-1995	636.1	1	631.9
Kogas	Korea	T9	1987-1995	96.8	9.4	122.4
CNG	USA	D1	1987-1995	365.2	7.6	572.1
Columbia Gas System	USA	D2	1987-1995	641.6	1.2	668.5

3) 便宜的に集計化する方法として、ユークリッド距離を用いることがある。総生産量を $y = (y_1, y_2)$ とするとユークリッド距離 $y = \sqrt{y_1^2 + y_2^2}$ と定義する。

企業の経営効率

Enserch Corporation	USA	D3	1991-1995	384.1	3.2	388
Northwestern Utilities Ltd.	Canada	D4	1989-1995	749.2	1.6	880.8
Gaz Metropolitan	Canada	D5	1988-1995	646.8	0.8	643.5
Sask Energy	Canada	D6	1990-1995	539	9.7	708.6
Union Gas	Canada	D7	1987-1995	770.7	0	750.6
Gaz de France	France	D8	1988-1995	280.7	4	313.9
Snam	Italy	D9	1990-1995	839.3	-0.8	820.5
Tokyo Gas	Japan	D10	1987-1995	109	5.3	138.8
Osaka Gas	Japan	D11	1987-1995	106.1	5.7	130.1
Toho Gas	Japan	D12	1987-1995	98.2	3.9	112.5
Seibu Gas	Japan	D13	1987-1995	141.6	1.1	148
Hokaido Gas	Japan	D14	1987-1995	172.4	-1.3	156.8
Chubu Gas	Japan	D15	1987-1995	195.3	-2.3	164.2
Hokuriku Gas	Japan	D16	1987-1995	182.8	1.1	187.6
Keiyo Gas	Japan	D17	1987-1995	121.6	3.8	137.7
Hiroshima Gas	Japan	D18	1987-1995	162.7	-3	139.5
Korea Gas System	Korea	D19	1987-1995	117.1	31.2	199.5

出所：Kim et al. (1999), Table2 and Appendix D より作成。企業番号のTは送管専業会社、Dはガス統合企業。

3. 多角的Edgeworth経営指数

Kurosawa (1991)によると、企業の成果指標として、利益、生産性、価格差の3つがあるが、これらは同時に考慮されなければならない。企業間の利益差は生産性格差、投入価格差、産出価格差の和である。すなわち、 Δ 利益 = Δ 生産性 + (Δ 産出価格 - Δ 投入価格)

この関係を用いて、企業kとmの成果の差は次式で表される。

$$\begin{aligned}
 & [(P_k Y_k - \sum_i W_{ik} X_{ik}) - (P_m Y_m - \sum_i W_{im} X_{im})] \\
 & = \left[\left(\frac{P_k + P_h}{2} Y_k - \sum_i \frac{W_{ik} + W_{ih}}{2} X_{ik} \right) - \left(\frac{P_k + P_h}{2} Y_k - \sum_i \frac{W_{ik} + W_{ih}}{2} X_{ih} \right) \right. \\
 & \quad \left. - \left(\frac{P_m + P_h}{2} Y_m - \sum_i \frac{W_{im} + W_{ih}}{2} X_{im} \right) - \left(\frac{P_k + P_h}{2} Y_k - \sum_i \frac{W_{im} + W_{ih}}{2} X_{ih} \right) \right] \\
 & \quad + \left[\left(\frac{Y_k + Y_h}{2} P_k - \frac{Y_m + Y_h}{2} P_k \right) - \left(\frac{Y_m + Y_h}{2} P_m - \frac{Y_m + Y_h}{2} P_h \right) \right] \\
 & \quad - \left[\left(\sum_i \frac{X_{ik} + X_{ih}}{2} W_{ik} - \sum_i \frac{X_{ik} + X_{ih}}{2} \bar{W}_i \right) \right. \\
 & \quad \left. - \left(\sum_i \frac{X_{im} + X_{ih}}{2} W_{im} - \sum_i \frac{X_{im} + X_{ih}}{2} W_{ik} \right) \right] \tag{3}
 \end{aligned}$$

ここで、添字 h は仮想企業を表し、そのデータは推移性(transitivity)を維持するため標本平均から導出されている。上式において左辺の項は企業 k と m の間の利益差を表す。右辺の大括弧で括られた各項はそれぞれ、生産性格差、産出価格差、投入価格差を表す。

Lee et al. (1999) のガス事業に関する実証分析によると、1987-1995年における国際比較の結果、次の点が明らかになった(表2)。

期間中の利益が増加したのは日韓両国だけで、欧米諸国はいずれも減少している。要因別にみると、日韓は生産性が減少しているのに、大幅な価格差(特に、産出価格増)が増加しているため利益増となった。これに対して、欧米諸国は生産性が増加したにもかかわらず、価格差(特に産出価格減)が大きいため利益減となった。市場構造から見ると、北米市場は私営の競争市場であるが、EU諸国はほとんどが規制の厳しい国営の独占形態であるにもかかわらず、このような成果を上げていることから、経営形態の差異はあまり関係がないといえる。欧米諸国の価格と比べて、日本は4倍、韓国は2倍以上高い。その理由として、欧米諸国は天然ガスを原料としているのに対して、日韓両国はLNGをガスの原料としているため資本設備費が巨額であること、輸送システムが連携

表2 世界のガス会社の生産性指標比較 (単位:百万ドル)

期 間	利 益	生産性	価格差	産出価格	投入価格
USA					
1987-1991	-951.6	219.7	-1171.3	-1013.8	157.4
1991-1995	-896.6	211.5	-1108.2	-1165.6	-57.5
1987-1995	-950.4	215.3	-1165.7	-1091.7	74
Canada					
1987-1991	-370.1	366.2	-736.2	-799.4	-63.2
1991-1995	-394.2	294.5	-688.8	-758	-69.3
1987-1995	-389.1	337.7	-726.8	-793.1	-66.3
France					
1988-1991	-26.9	2	-28.9	-2509.3	-2480.4
1991-1995	-536.5	36.2	-572.7	-2827	-2254.2
1988-1995	-300.9	20.5	-321.4	-2670.3	-2349
Italy					
1991-1995	-3639.4	440.9	-4080.4	-3779.5	300.8
1990-1995	-3638.9	442.4	-4081.3	-3744.9	336.5
Japan					
1987-1991	783.1	-258.1	1041.2	1199	157.8
1991-1995	577.5	-220.2	797.7	928.8	131.1
1987-1995	690.1	-240.5	930.6	1080.2	149.6
Korea					
1987-1991	738.2	-324.8	1063	908.2	-154.8
1991-1995	164	-49.7	213.7	153.5	-60.2
1987-1995	477.7	-197.3	675	565.8	-109.2

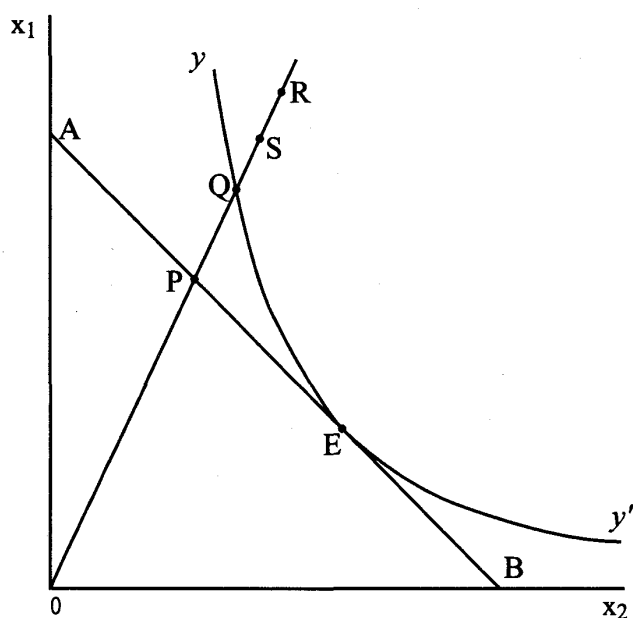
出所:Lee et al. (1999), Table 4

していないこと、需要家当たりの消費量が小さいこと、日本は地震国のため安全基準が高いことなどの要因が挙げられるが、それでもなおかつ産出価格は高いと言わざるを得ない。推定期間が87年から95年までと規制緩和が行われてからのデータが十分でないこと、規制改革の進んだ英国のデータがないことから、今後の再検討が必要になるだろう。

4. FarrellのFrontier効率指数.

対象とする産業の内、最も効率の良い企業を生産関数から求める方式を、Frontier Efficiencyと呼ぶ。このアイデアはFarrel(1957)によって提案された⁴⁾。

図1 Farrell効率



Farrellによる効率性測定の方法は、当該産業で、費用最小行動をとる企業のフロンティアを求めることである。図1は2種類のインプットを用いて、1種類のアウトプットを生産する企業における等生産量曲線を示したものである。

yy'は等生産量を表しており、点E上の企業（企業E）は費用最小の生産プロセスを選択しているので総合効率的（または生産効率的）といえる。ただしインプットの相対価格はAB線によって表されるものとする。企業Qはインプット・ミックスが適正でないので資源配分上非効率である。企業Rは資源配分上非効率であり、かつ、技術的非効率である。ここで、資源配分非効率は、 OP/OQ 、技術的非効率は OQ/OR で表される。企業Rは企業Qと比べて同じアウトプットを生産するのに、二つのインプットが余分に必要となるからである。等生産量1単位というのは、規模に関して収穫一定を仮定していることを意味する。

しかし、Q点における二つのインプットより多く使用する企業は規模に関して収穫逓増か逓減と

4) Leibenstein-Maital(1994)参照。

なるかもしれないので、一般的には、技術効率比 OQ/OR は、規模効率 OQ/OS と純技術効率 OS/OR に分割してもよいだろう。

従って、まとめるとつぎのようになる。

総合効率 = 資源配分効率 × 規模効率 × 純技術効率

$$OP/OR = [OP/OQ] \times [OQ/OS] \times [OS/OR] \quad (4)$$

配分効率を暫く無視して、技術効率に注目すると、Farrellは観測値にアクティビティ・アナリシスを用いて、等生産量に対する線形近似を行った。フロンティア上の企業は効率的と呼ぶのに対して、フロンティアより上部の企業は相対的に非効率的である。各企業の相対的効率は、原点から当該企業までの距離とフロンティア線までの距離との比によって推定することができる。

基本モデル

いま、 n 個の decision-making unit (活動単位、以下 DMU と略す) があるとする。Farrell 効率はアウトプット対インプット比によって測定される。複数のインプットと複数のアウトプットの場合、アウトプットの加重和をインプットの加重和で割ることによって効率指標が求められる。ある特定企業を添字 0 と書き、効率問題を数理計画法で表現すると、Farrell 効率を最大化するには、インプットとアウトプットにどのようなウエイトをつければよいかという問題に帰着する。式で表すと、

$$\theta_0 = \sum u_r y_{r0} / \sum v_i x_{i0}$$

制約条件

$$\sum u_r y_{r0} / \sum v_i x_{i0} \leq 1 \quad (5)$$

$$u_r \geq 0$$

$$v_i \geq 0$$

ここで、

y_{rj} = 企業 j の r 番目のアウトプット

x_{ij} = 企業 j の i 番目のインプット

$u_r = \theta_0$ を最大にする r 番目のアウトプットの係数

$v_i = \theta_0$ を最大にする i 番目のインプットの係数

$j = 1, 2, \dots, n$

$i = 1, 2, \dots, m$

$r = 1, 2, \dots, s$

である。

(5) 式は非線形 (分数計画) であり、このままでは解くのは困難である。

そこで、Charnes-Cooper-Rhodes (1978) は、(1) 式を n 個の線形計画問題に変換できることを証明し、Data Envelopment Analysis (DEA) 法と名付けた。

DEA問題はアウトプット最大化またはインプット最小化問題に定式化されるが、各DEA問題は双対モデルを持っている。

Charnes et al.によれば、(5)の分数計画モデルは、次の線形計画モデルと同値である。

$$\begin{aligned}
 \max \quad & \theta_0 = \sum u_r y_{r0} \\
 \text{制約式} \quad & \sum v_i x_{i0} = 1 \\
 & \sum u_r y_{rj} \leq \sum v_i x_{ij} \quad i = 1, 2, \dots, n \\
 & u_r \geq 0 \\
 & v_i \geq 0
 \end{aligned} \tag{6}$$

上の線形計画問題の最適解を (v^*, u^*) とし目的関数値を θ^* とする。そのとき、 $\theta^* = 1$ ならばDMU₀はD効率的であるという。 $\theta^* < 1$ ならばDMU₀はD非効率的であるという。

いま、DMU₀がD非効率のときを考察する。そのとき、制約式の中にはウエイト (v, u) に対して等式が成立している j が必ず存在するはずである。そのような j の集合を

$$E_0 = \{j : \sum u_r y_{rj} = \sum v_i x_{ij}\}, \quad j = 1, \dots, n$$

とする。 E_0 に属する活動はDMU₀をD非効率と判定させる基になっている活動である。その意味でDMU₀に対する優位集合という。優位集合 E_0 の活動の張る凸集合を効率的フロンティア (efficient frontier) と呼ぶ。

(6)式の問題の双対モデルは次のとおりである。

$$\begin{aligned}
 \min \quad & \theta \\
 \text{制約条件} \quad & \theta x_0 \geq \sum \lambda_i x_i \\
 & y_0 \leq \sum \lambda_i y_i \\
 & \lambda_i \geq 0 \quad i = 1, \dots, n
 \end{aligned} \tag{7}$$

ここで、 θ は線形モデルの最適解であり、企業の効率性の指標である。効率的フロンティア上の企業、つまりD効率企業の θ の値は1となる。

規模の効率性

Banker-Charnes-Cooper (1984)によれば、規模の効率性を求めるモデルは次のようなる。

$$\begin{aligned}
 \max \quad & \sum u_i y_{i0} - k_0 \\
 \text{制約条件} \quad & \sum v_i x_{i0} = 1 \\
 & \sum u_r y_{rj} - \sum v_i x_{ij} - k_0 \leq 0 \\
 & u_r \geq 0, v_i \geq 0
 \end{aligned} \tag{8}$$

(6)式と比べると、(8)式には、 k_0 という変数が導入されている。この k_0 が規模に関する収穫を表す変数である。いま、最適解 k_0^* に関して

$k_0^* < 0$ ならば規模に関して収穫逓増

$k_0^* = 0$ ならば規模に関して収穫一定

$k_0^* >$ ならば規模に関して収穫逓減

である。

この式の双対モデルは、

$$\min \theta_0 - [\sum s_i + \sum s_r]$$

制約条件

$$\theta_0 x_{i0} - \sum x_{ij} \lambda_j - s_i = 0 \tag{9}$$

$$\sum y_{rj} \lambda_j - s_r = y_{r0}$$

$$\sum \lambda_j = 1$$

$$\lambda_j \geq 0, s_i, s_r \text{ for } i=1, \dots, m, r=1, \dots, s; j=1, \dots, n$$

となる。

(9) 式の制約条件に、 $\sum \lambda_j = 1$ が入っているが、これは、規模に関して収穫一定の仮定を導入したことになる。

$\sum \lambda_j > 1$ のとき、規模に関して収穫逓減

$\sum \lambda_j < 1$ のとき、規模に関して収穫逓増

である。

インプットの中には人口のように企業にとって、制御不能な変数も含まれる。

そこで、インプットを企業にとって制御可能な変数 x と制御不能な変数 z に分割した場合を考慮する。そうすると、上の双対問題に制約式 $z = \sum \lambda_j z_{ij}$ を追加すればよい。

5. Stochastic Frontier Method

5. 1 Stochastic Frontier Model

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。

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ト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。

$$\ln(y_i) = x_i \beta - u_i, \quad i = 1, 2, \dots, N \tag{10}$$

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。

$$TE_i = y_i / \exp(x_i \beta) = \exp(x_i \beta - u_i) / \exp(x_i \beta) = \exp(-u_i) \quad (11)$$

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。

$$\ln(y_i) = x_i \beta + v_i - u_i, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (12)$$

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。

(12) 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、(10) 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、(12) 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。

$$\ln(L) = -\ln(\pi/2) - \ln(\sigma_s^2) + \sum \ln[1 - \Phi(z_i)] - 1/(2\sigma_s^2) \sum (\ln y_i - x_i \beta)^2 \quad (13)$$

ここで、 $z_i = (\ln y_i - x_i \beta) / \sigma_s \sqrt{\gamma / (1 - \gamma)}$ であり、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規確率変数の分布関数である。(13) 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。

$$E[u_i | e_i] = -\gamma e_i + \sigma_A \{ \phi(\gamma e_i / \sigma_A) / (1 - \Phi(\gamma e_i / \sigma_A)) \} \quad (14)$$

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

次に、(12)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。

$$LR = -2 \{ \ln [L(H_0)/L(H_1)] \} = -2 \{ \ln [L(H_0)] - \ln [L(H_1)] \} \quad (15)$$

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(12)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、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。

(12)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(16)式のように表わされる。

$$\ln(y_{it}) = x_{it} \beta + v_{it} - u_{it} \quad , i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T; \quad (16)$$

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。

$$u_{it} = \{ \exp[-\eta(t-T)] \} u_i \quad , i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T; \quad (17)$$

ここでは u_i 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。

(17)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_{it} 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 $u_{it} \geq u_i$ 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(17)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变化の有無が明らかになる。FRONTIERプログラムでは(17)式の時間的可変効果の仮定のもとで、(16)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⁵⁾。

5. 2 Malmquist T F Pの推定モデル

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

$$\ln(y_{it}) = f(x_{it}, t, \beta) + v_{it} - u_{it}, \quad i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T, \quad (18)$$

ここで、

y_{it} : t期におけるi企業のアウトプット。

x_{it} : (1×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、 $N(0, \sigma_v^2)$ 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T F Pの指標としてMalmquist T F P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、可能生産量集合

$$P(x) = \{y : (x, y) \in F\} \quad (19)$$

と定義すると、アウトプット距離関数は可能生産量集合のもとで次のように定義される。

$$D^t(x_t, y_t) = \min \{ \delta : (y/\delta) \in P(x) \} \quad (20)$$

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が実行可能集合内の要素ならば、1以下の値をとり、実行可能集合外の要素ならば、1より大きい値をとる。

Fare, Grosskopf, Norris and Zhang(1994)によれば、Malmquist T F P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T F Pの変化を測定する。t期とt+1期間のMalmquist T F P変化指数は次式によって求められる。

$$M(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = \{ [D^t(x_{t+1}, y_{t+1}) / D^t(x_t, y_t)] \times [D^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}) / D^{t+1}(x_t, y_t)] \}^{0.5} \quad (21)$$

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T F P成長率は正であり、1より小さければ負である。(21)式は二つのT F P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。

(21)式は次のように表すこともできる。

5) FRONTIERプログラムではerror components model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。

$$M(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = [D^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})/D^t(x_t, y_t)] \times \{ [D^t(x_{t+1}, y_{t+1})/D^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})] \times [D^t(x_t, y_t)/D^{t+1}(x_t, y_t)] \}^{0.5} \quad (22)$$

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 (22) 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、(22) 式の二つの項目のうち、

$$\text{効率変化} = [D^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}) / D^t(x_t, y_t)] \quad (23)$$

$$\text{技術変化} = \{ [D^t(x_{t+1}, y_{t+1}) / D^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})] \times [D^t(x_t, y_t) / D^{t+1}(x_t, y_t)] \}^{0.5} \quad (24)$$

となる。

(23)、(24) 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 2 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 $0F_t$ 線、

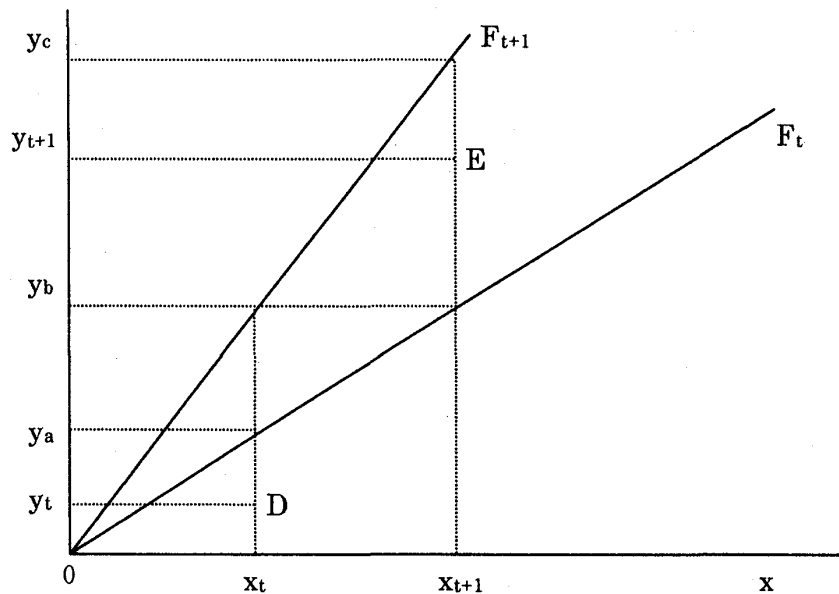
$0F_{t+1}$ 線とすると、企業は各期のフロンティア以下で生産している。従って二つの期間とも技術非効率が存在する。

(23)、(24) 式を用いると、次のふたつの式が得られる。

$$\text{効率変化} = (y_{t+1}/y_c) / (y_t/y_a) \quad (25)$$

$$\text{技術変化} = [(y_{t+1}/y_c) / (y_{t+1}/y_b)] \times [(y_t/y_c) / (y_t/y_a)]^{0.5} \quad (26)$$

図 2 Malmquist 生産性指数



(18) 式の SFM モデルから Malmquist TFP 指数を求めるには、(22) ~ (24) 式を用いて計算する。技術効率 TE は次式で求める。

$$TE_{i,t} = E(\exp(-u_{i,t}) | e_{i,t}) \quad (27)$$

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

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

だから効率変化は次式のように計算される。

$$\text{効率変化} = TE_{i,t+1} / TE_{i,t} \quad (28)$$

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。

$$\text{技術変化} = \{ [1 + \partial f(x_{i,t}, t, \beta) / \partial t] \times [1 + \partial f(x_{i,t+1}, t+1, \beta) / \partial_{t+1}] \}^{0.5} \quad (29)$$

Malmquist TFP 指数は (22) 式に定義したように、(28) 式と (29) 式の積から求められる。

TFP 指数を求めるためいま、(12) 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。

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \Sigma + \beta_j \ln(x_{ij}) + 0.5 \Sigma \Sigma \beta_{rs} [\ln(x_{ir})] + (v_i - u_i) \quad (30)$$

ここで、 $\beta_{rs} = \beta_{sr}$ ($r, s=1, \dots, M$) である。(30) 式の基本モデルを企業モデルに当てはめると次式のような式で表される。

$$\begin{aligned} \ln(Q_i) = & \beta_0 + \beta_K \ln(K_i) + \beta_L \ln(L_i) + 0.5 \beta_{KK} [\ln(K_i)]^2 \\ & + 0.5 \beta_{LL} [\ln(L_i)]^2 + \beta_{KL} \ln(K_i) \ln(L_i) + (v_i - u_i) \end{aligned} \quad (31)$$

ここで、

$Q_i = i$ 企業の生産量

$K_i = i$ 企業の資本ストック

$L_i = i$ 企業の従業員数

である。

(31) 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 (31) 式の記号に t 期を表す添字とタイムトレンド t を追加したものである。

$$\begin{aligned} \ln(Q_{it}) = & \beta_0 + \beta_K \ln(K_{it}) + \beta_L \ln(L_{it}) + 0.5 \beta_{KK} [\ln(K_{it})]^2 + 0.5 \beta_{LL} [\ln(L_{it})]^2 \\ & + \beta_{KL} \ln(K_{it}) \ln(L_{it}) + \beta_{Kt} \ln(K_{it}) t + \beta_{Lt} \ln(L_{it}) t + \beta_{tt} t + \beta_{tt} t^2 \\ & + (v_{it} - u_{it}) \\ & i=1, 2, \dots, N, t=1, 2, \dots, T, \end{aligned} \quad (32)$$

(32) 式で、 u_{it} は時間的に可変の技術非効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、

$$m_{it} = \Sigma \delta_{0j} d_j + \Sigma \delta_{tj} d_j t \quad (33)$$

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。たとえば、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、それ以外のときは 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⁶⁾。

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

6) 両モデルともヒックスの中立型技術変化を仮定してもよい。

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。

$$\begin{aligned}
 \beta_K + \beta_L &= 1 \\
 \beta_{KK} + \beta_{KL} &= 0 \\
 \beta_{LL} + \beta_{KL} &= 0 \\
 \beta_{Kt} + \beta_{Lt} &= 0
 \end{aligned} \tag{35}$$

5.3 電気事業の経営効率およびTFPの推定結果

前項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⁷⁾。インプットは、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。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	-0.7064
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	

7) 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

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。

(31) 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。推定結果より、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%強つつ上昇している。

次に、technical efficiency effects model の推定を示す。(33)式の制約のもとで(34)式を推定した結果は表4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4 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	-5.3471	-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	42.7735		87.5913	
LR test	24.8525		85.8308	

表4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_4 と δ_6 が負で最も小さく、 δ_1 と δ_3 も負で δ_4 、 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)が最も技術効率が良く、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5の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年間でわずかしこ上昇していないなどの差異が見られる。

表5 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	0.6459	0.7243	0.6764	0.7060	0.7060	0.6931
DTE Energy Company	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 EPCO	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

表6 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

次に技術変化（累積）を求め、表5で得た技術効率の変化（累積）と掛けると、表6に示す Malmquist TFP 生産指数の変化が求められる。

表6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かと思われる。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。したがって Malmquist 指数で見ると総合的には、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。

6. まとめ

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点である。

本稿では、企業の経営効率を各種の指標を用いて計測し、ガス事業および電気事業について国際比較を行った。電力・ガスとも我が国の料金は国際的に見て最も高い。内外価格差の原因については生産性の差のみならず、要素価格の高さやEU諸国のように輸入ができないことなどの競争要因も考えられる⁸⁾。インセンティブ規制として、最近、ヤードスティック規制が導入され、自由化も段階的に行われていることから競争を意識した戦略を採られるようになってきた。しかし、ヤードスティック競争は同業間のコスト比較による競争のため、自動車のように国際競争に曝されて厳しい競争をしているわけでない。我が国におけるネットワーク産業は基本的には公正報酬率規制に依拠しており、コストに関する情報は企業の提出するデータに依存せざるをえない。すでに見たように、x非効率を含む経営効率改善の余地が大きいと考えられる。

8) 内外価格差の理論的・実証的研究としては長岡(1999)が優れている。

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.
- Banker, R., A. Charnes and W. Cooper, "Some models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis", *Management Science*, September (1984)
- 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.
- Charnes, A., W. Cooper and E. Rhodes, "Measuring the Efficiency of Decision Making Units," *European Journal of Operational Research* 2, (1978)
- 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.
- Fare, R., S. Grosskopf, and C. A. K. Lovell (1994), *Production Frontiers*, Cambridge University Press.
- Fare, 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.
- Lee, J. D., Y. H. Park and B. Kim (1999), "Profit, Productivity, and Price Differential: An International Performance Comparison of the Natural Gas Transportation Industry," *Energy Policy* 27, 679-689.

- Leibenstein, Havey, and S. Maital (1994), "Empirical Estimation and Partitioning of X-Inefficiency: A Data Envelopment Approach," *American Economic Review*, 82, 428-33.
- Kim, T. Y., J. D. Lee, Y. H. Park and B. Kim (1999), "International Comparisons of Productivity and its Determinants in the Natural Gas Industry" ' *Energy Economics*, 21, 273-293.
- Kurosawa, K. (1991), *Productivity Measurement and Management at the Company Level: The Japanese Experience*, Elsevier.
- Newbery, David (2000), *Privatization, Restructuring, and Regulation of Network Utilities*, MIT Press
- 富田輝博(2000)「電力市場の自由化と電力産業の再構築」『情報研究』文教大学情報学部紀要第24号、49-62
- 長岡貞男(1999)『内外価格差の経済分析』NTT出版

[文教大学情報学部教授]