



確率的フロンティアモデルによる生産効率性のパネルデータ分析 : わが国電気事業送・配信ネットワーク部門の計測

後藤, 美香

(Citation)

国民経済雑誌, 187(5):1-17

(Issue Date)

2003-05

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00055851>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00055851>



確率的フロンティアモデルによる 生産効率性のパネルデータ分析

——わが国電気事業者送・配電ネットワーク部門の計測——

後 藤 美 香

レフェリー付き論文

初稿受付日 2002年4月1日 採択決定日 2002年11月27日

本論文は、わが国9電気事業者送・配電部門に関する1981年から1998年の年次パネルデータを用いて、CES関数に基づく確率的費用フロンティアシステムを推定し、生産効率性の分析を行うことを目的とする。費用フロンティアの推計から、技術非効率性および配分非効率性の計測を行うとともに、それらが要素需要および費用全体に与える影響度を分析する。計測結果より、全事業者平均で技術非効率性は約11%、それによる費用増加は約12%であることを確認した。また、資源配分に関しては、全事業者で労働に対する資本の相対的な過大使用が計測された。配分の非効率性から生じている費用の増加水準は、平均で約5%であり、技術非効率性の影響度に比較して小さい。同様に、事業者間の効率性格差に関しても、配分非効率性が費用に与える影響の格差は相対的に小さく、技術非効率性が総費用効率性の事業者間格差を説明する主要な要因となっている。

キーワード 生産効率性、確率的フロンティアモデル、電気事業

1. はじめに

1990年代以降、電力産業の自由化は世界的な潮流となってきた。欧米では、イギリス、北欧諸国、アメリカなど、わが国に先駆けて規制制度改革を行った国において、自由化後の様々な経過状況が観察されるようになってきており、現在も更なる議論と改革が進められているところである。このような自由化の動きはわが国の場合も例外ではない。1995年の電気事業法改正による卸電力市場の一部競争導入に引き続き、2000年3月からは、一定の要件を満たす大口需要家が、それまでの地域独占体制の枠を越えて、他の一般電気事業者ないしは新規参入事業者から、自由に電力の供給を受けることが可能となった。

電気事業の機能は、大きく分類して発電、送電、配電、供給の4つの部門に分けられる。

そのうち、競争導入による費用削減が可能な分野は、発電部門と供給部門であると考えられている。一方、送・配電ネットワーク部門に関しては、安定供給を損なわず効率改善を可能にするようなシステムを如何にして維持し得るのか、という問題が、生産効率性分析の観点も含めて議論されている。この問題は、今後わが国においてさらに自由化が進展する場合、産業全体の効率化のために検討すべき重要な課題の1つになると予想される。ところがわが国においては、送・配電ネットワーク部門の効率性分析、とりわけ費用効率を実際に計測した研究はほとんど存在せず、政策議論以前に、参考とすべき基礎的な分析事例が著しく欠如している状態である¹。そこで本研究は、わが国電気事業送・配電ネットワーク部門を対象とした確率的フロンティアモデルによる生産効率性分析を行うことで、その効率的運用に関する今後の議論に備え、参照すべき分析データおよびその解釈を提供することを目的とする。

わが国電気事業のネットワーク部門を対象とした確率的フロンティアモデルによる効率性の分析は、鳥居（2001）および服部（2000）がある²。両研究はいずれも技術効率性の計測を目的としており、資源配分の歪みを考慮する配分効率性、およびそれらの費用への影響度は分析されていない。しかしながら、経営の効率性を追及する環境下では、投入要素と産出物の物量関係のみに基づいて計測される技術効率性の評価に加え、それが費用に与える影響度や、費用効率性を構成する配分の効率性も、吟味すべき重要な検討課題となる。そこで、本稿の生産効率性分析では、従来の技術効率性の計測に加え、配分効率性の計測を行い、さらにそれらが要素需要および費用に及ぼす影響の程度について、個別事業者に関する総合的な評価を行うことに分析の重点を置く。そのような分析を可能とするため、事業者の個票パネルデータに、連立方程式から成る確率的費用フロンティアシステムを適用して推定する手法を採用する³。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節では、パネルデータを用いる場合の確率的費用フロンティアシステムについて、計測指標および推定方法の理論的な説明を行う⁴。第3節では、実証分析に用いたデータおよび推定結果の提示を行う。第4節で効率性指標の計測結果を示し、その解釈について考察する。まとめは第5節で述べる。

2. モデル

2.1. CES 生産／費用関数

技術非効率と配分非効率の両方が存在する場合、確率的フロンティアモデルを用いて技術非効率と配分非効率を計測し、その費用への影響度を分析する手法は、複数存在する。例えば、単一方程式モデルを用いて費用フロンティアの推定を行い、費用非効率を技術非効率と配分非効率に分解することは、Kopp and Diewert (1982), Zieschang (1983), Mensah (1994) らが提案する方法によって理論的には可能である。すなわち、技術効率的でかつ配分

効率的な要素需要量は、推定された費用フロンティアから直ちに計算可能であり、また技術効率的であるが配分非効率を含む要素需要量は、実際の投入要素数量データを用いて、ある種の非線形連立方程式システム（ないしその線形近似）の数値解から求めることができ、それらを利用して費用非効率の分解を行うことが可能である。しかしながら、この数値解析のプロセスは、費用の非負性を満たさない可能性がある上に、要素需要に配分非効率以外のノイズを許さず、かつかなりの計算労力を要する。また、費用のフロンティアの推定は、単一方程式モデルによるよりも、要素需要関数とのシステム推定の方が効率的である。

一方、トランスログ費用関数を推定する場合のように、費用関数と要素需要関数の連立システムを推定するような場合、費用関数の誤差項は技術非効率と配分非効率の両方を含むため、これを分離することが問題となる。これはまた、要素需要関数の誤差項と費用関数の誤差項が、どのように関係しているかという問題でもある。これがいわゆる Greene 問題 (Greene, 1980) であるが、コブ・ダグラスや CES といった self dual な生産関数と要素需要の連立方程式システムを推定することで解決できる。この場合、費用フロンティア・モデルと異なり、生産関数の誤差項には技術非効率のみが入り、要素需要関数には配分非効率のみが入るというように、二つの非効率が最初から分離されている。さらに、生産関数の推定値が得られれば、それを用いて self duality により費用関数を復元することができる。この結果、費用関数の中に技術非効率と配分非効率がどのように入るのが exact に分かり、それぞれの非効率の費用に与える影響を測定できるのである。⁵

ところが、トランスログのような self dual ではない関数では、生産関数モデルを推定しても費用関数は復元できないため、このような方法では Greene 問題は解決できない。トランスログ費用関数の場合の Greene 問題は、Kumbhakar (1997) が費用関数の誤差項の中での配分非効率と技術非効率の exact な関係を導いたことにより解決されたが、この関係はきわめて複雑なものであって、実際に費用関数の推定で利用することは困難である。

以上より、本稿で採用する CES 型生産関数と要素需要関数の連立方程式システムは、取り扱い可能な生産物数が一つに制限され、投入要素の価格データのみならず数量データも必要になるという点で制約はあるものの、推定上の問題である Greene 問題を構造的に回避することができることに加え、技術非効率と配分非効率およびそれらの費用への影響度を計測する目的を達成することが可能な点で、実証分析に適したモデルであると考えられる。

本研究では、 I ($i=1, \dots, I$) 企業の T ($t=1, \dots, T$) 期間にわたる観測データから構成されるパネルデータを想定する。そのとき、生産関数は以下のとおり記述されるものとする。

$$y_{it} = f(x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Nit}) \cdot e^{-u_i} \quad (1)$$

ここで y_{it} は企業 i の t 時点における産出物、 x_{nit} ($n=1, \dots, N$) は企業 i の t 時点における生産要素 n である。また、 e^{-u_i} は技術非効率性を捉える確率変数であり、 $u_i \geq 0$ であるもの

とする。本研究では、確率的な生産フロンティアにおける確定的部分 (deterministic kernel) $f(\cdot)$ を、CES 生産関数で定式化する。また、本研究では生産効率性は時間的に不変であると仮定するが、個々の企業の生産技術は計測期間を通じて一定ではなく、生産フロンティアのシフトを考慮するものとする。

したがって、規模に関して収穫一定であり、技術非効率性および生産フロンティアのシフトを含む CES 生産関数は、以下のとおり記述される。

$$\ln y_{it} = \gamma_0 - \frac{1}{\rho} \ln \left[\sum_n \delta_n x_{nit}^{-\rho} \right] + \sum_{j=2}^T \beta_j TDUM_{jt} + v_{it} - u_i, \quad \sum_n \delta_n = 1. \quad (2)$$

ここで、 v_{it} は通常の意味の誤差項で、 $E(v_{it})=0$ 、 $E(v_{it}^2)=\sigma_v^2$ と仮定する。 $TDUM_{jt}$ は計測期間 $j=2, \dots, T$ の時間効果を表し、次のように定義されるダミー変数である。 $TDUM_{jt}=1$ for $j \geq t$, $TDUM_{jt}=0$ otherwise。この結果、 β_j は j 期における生産フロンティアのシフトの大きさを表す。

費用効率性および配分効率性を計測可能にするために、Schmidt and Lovell (1979) で提唱された方法に基づき、パネルデータを用いた CES 生産関数の推定結果から費用フロンティアを回復する。これが可能であるのは、CES 生産関数が self-duality を有しているからである。このような手法は、費用フロンティアを直接推定する方法に比べ、誤差項の定式化をはるかに簡単化できるという計測上の利点を有する。先行研究では、self-duality を利用できる関数型としてコブ・ダグラス型生産関数を使った費用フロンティアの計測が Kumbhakar (1988) により行われているが、CES 型生産関数を用いるのは本研究が最初である。

企業 i の t 時点における生産要素 n の価格を w_{nit} として、(2) の生産技術と所与の生産量の下で費用 $C_{it} = \sum_n w_{nit} x_{nit}$ が最小化されるものと仮定する。ただし、 d_{ni} で表現される配分非効率性が存在して、限界代替率と要素価格比は等しくならない。すなわち、1つの生産要素 s を固定して、

$$\frac{\partial f / \partial x_{nit}}{\partial f / \partial x_{sit}} = \frac{w_{nit}}{w_{sit}} e^{d_{ni}}, \quad n=1, 2, \dots, N, \quad n \neq s, \quad (3)$$

が成立すると考える。 d_{ni} は、投入要素の組み合わせ x_s と x_n の間の配分非効率性を表す変数である。

CES 型生産関数(2)の下では(3)は次のとおりである。

$$\ln \left(\frac{x_{sit}}{x_{nit}} \right) = \frac{1}{1+\rho} \ln \left(\frac{\delta_s}{\delta_n} \right) + \frac{1}{1+\rho} \ln \left(\frac{w_{nit}}{w_{sit}} \right) + \frac{1}{1+\rho} d_{ni} + \xi_{nit}, \quad n=1, \dots, N, \quad n \neq s \quad (4)$$

ただし、ここで費用最小化に伴う非効率以外のノイズ ξ_{nit} を加えた。 ξ_{nit} は期待値が0、共分散行列は正値定符号行列 Σ に従う確率変数であるものとする。投入要素 x_s が x_n に比較し

て過大使用の場合、 $0 < d_{ni}$ 、過小使用の場合 $d_{ni} < 0$ となり、 $d_{ni} = 0$ の場合にのみ、配分非効率性が存在しないことを意味する。⁶ パネルデータを用いることで、式(4)の d_{ni} を固定効果としてダミー変数により推定することが可能となるため、確率的誤差項 ξ_{nit} と配分非効率性 d_{ni} を分離して計測することができる。一方、技術非効率性 u_i は、半正規分布に従うランダム効果と仮定する。⁷

上記生産関数(2)と費用最小化の一階条件式(4)の連立方程式から、要素需要関数は以下のとおり算出される。

$$x_{nit} = \left(\frac{y_{it}}{\exp(\gamma_0 + v_{it} - u_i)} \right) \delta_n^\sigma w_{nit}^{-\sigma} \exp(d_{ni})^{-\sigma} \exp(\xi_{nit})^{-1} \left(\sum_n \delta_n^\sigma w_{nit}^{1-\sigma} \exp(d_{ni})^{1-\sigma} \exp(\xi_{nit})^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}, \quad (5)$$

$$n = 1, \dots, N,$$

ここで、 $\sigma = 1/(1+\rho)$ である。ただし、 x_s は配分非効率性計測の基準となる投入要素であるため、したがって $d_{si} = 0$ としている。(5)式より費用 $C_{it} = \sum_n w_{nit} x_{nit}$ を再現すると、次の費用関数を得る。

$$C_{it} = \sum_n w_{nit} x_{nit} = \left(\frac{y_{it}}{\exp(\gamma_0 + v_{it} - u_i)} \right) \left(\sum_n \delta_n^\sigma w_{nit}^{1-\sigma} \exp(d_{ni})^{-\sigma} \exp(\xi_{nit})^{-1} \right) \left(\sum_n \delta_n^\sigma w_{nit}^{1-\sigma} \exp(d_{ni})^{1-\sigma} \exp(\xi_{nit})^{(1-\sigma)/\sigma} \right)^{\sigma/(1-\sigma)}, \quad (6)$$

$$n = 1, \dots, N.$$

2.2. 効率性指標

まず、あらためて配分効率性指標を $AE_{ni} = \exp(d_{ni})$ 、技術効率性指標を $TE_i = \exp(-u_i)$ と定義する。 TE_i は $0 < TE_i \leq 1$ で大きいほど効率的、 AE_i は $0 < AE_i$ で1に近いほど効率的である。

次に、配分非効率性が存在しないと仮定した場合 ($d_{ni} = 0$ の場合) の効率的要素投入量に比較して、実際の要素投入量がどの程度乖離しているのかを示す比率指標 R_{ni} を、個々の要素ごとに定義する。すなわち、まず(5)を要素価格の企業別期間平均値 ($\bar{w}_{ni}$) とノイズの平均値 ($\xi_{nit} = 0$) で評価し、配分非効率が存在する場合の企業別平均要素需要 $\bar{x}_{ni}$ を求める。次いでさらに配分非効率がない場合 ($d_{ni} = 0$ の場合) の最適値を求め $\bar{x}_{ni}^*$ とし、

$$R_{ni} = \frac{\bar{x}_{ni}}{\bar{x}_{ni}^*} = \frac{AE_{ni}^{-\sigma} \cdot \left(\sum_n \delta_n^\sigma \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} AE_{ni}^{1-\sigma} \right)^{\sigma/(1-\sigma)}}{\left(\sum_n \delta_n^\sigma \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} \right)^{\sigma/(1-\sigma)}}, \quad n = 1, \dots, N, \quad (7)$$

とする。変数の上付きバーは時間平均を表すものとする (以下同様)。

次に、技術非効率性および配分非効率性がネットワーク部門の費用にどの程度の影響を及

ばしているのかを計測する。式(6)より, $\exp(u_i)$ は技術非効率性が費用に与える影響度を表す部分であり,

$$\left(\sum_n \delta_n^\sigma \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} \exp(d_{ni})^{-\sigma} \exp(\xi_{nit})^{-1} \right) \text{ および } \left(\sum_n \delta_n^\sigma \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} \exp(d_{ni})^{1-\sigma} \exp(\xi_{nit})^{(1-\sigma)/\sigma} \right)^{\sigma/(1-\sigma)}$$

は配分非効率性の費用への影響度を捉える部分であることが分かる。そこで, 比率指標 R_{ni} の場合と同様に, (6)についても C_{it} を要素価格の企業別期間平均値 ($\bar{w}_{ni}$) とノイズの平均値 ($\xi_{nit}=0$) で評価して, 技術非効率性および配分非効率性が存在する場合の企業別平均費用 $\bar{C}_i$ を求める。さらに, 技術非効率性も配分非効率性も存在しない最適な場合 ($u_i=0$ および $d_{ni}=0$ の場合) の最小費用を求め $\bar{C}_i^*$ とすれば, 企業別の最小費用に対する実績費用の比率は,

$$\frac{\bar{C}_i}{\bar{C}_i^*} = TE_i^{-1} \cdot \frac{\left(\sum_n \delta_n^\sigma \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} AE_{ni}^{-\sigma} \right) \left(\sum_n \delta_n^\sigma \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} AE_{ni}^{1-\sigma} \right)^{\sigma/(1-\sigma)}}{\left(\sum_n \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} \delta_n^\sigma \right) \left(\sum_n \delta_n^\sigma \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} \right)^{\sigma/(1-\sigma)}}, \quad (8)$$

となる。ここで,

$$CR_i = \frac{\bar{C}_i}{\bar{C}_i^*}, \quad (9)$$

$$CTE_i = TE_i^{-1}, \quad (10)$$

$$CAE_i = \frac{\left(\sum_n \delta_n^\sigma \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} AE_{ni}^{-\sigma} \right) \left(\sum_n \delta_n^\sigma \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} AE_{ni}^{1-\sigma} \right)^{\sigma/(1-\sigma)}}{\left(\sum_n \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} \delta_n^\sigma \right) \left(\sum_n \delta_n^\sigma \bar{w}_{ni}^{1-\sigma} \right)^{\sigma/(1-\sigma)}}, \quad (11)$$

とする。この結果,

$$CR_i = CTE_i \cdot CAE_i, \quad (12)$$

であり, 総費用効率性指標 CR_i は, 技術非効率性が費用に与える影響の測度 CTE_i と, 配分非効率性が費用に与える影響の測度 CAE_i の積で表される。

2.3. 推定方法

最尤法を適用して係数を推定するため, 確率変数の分布に関して, (i) $v_{it} \sim \text{iid } N(0, \sigma_v^2)$, (ii) $u_i \sim \text{iid } N^+(0, \sigma_u^2)$, (iii) $\xi_{nit} \sim \text{iid } N(0, \Sigma)$, (iv) u_i, v_{it}, ξ_{nit} は互いに独立, かつ説明変数とも互いに独立である, を仮定すると, 式(2)と(4)の連立方程式に関する対数尤度関数 $\ln L$ は, $\gamma_0, \rho, \delta_m, \beta_j, \lambda, \theta$ に集約した集約対数尤度関数として, 以下の(13)のとおり記述することができる。ただしここで, $N^+(0, \sigma_u^2)$ は $N(0, \sigma_u^2)$ を縦軸で切断した半正規分布を意味し, 密度関数は $f(x) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma_u} \cdot \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma_u^2}\right)$ である。導出過程の詳細は Kumbhakar and Lovell (2000) pp.172-173 を参照されたい。ただし, そこではコブ・ダグラス生産関数を用いた説明を行っているのに対して, 本稿では CES 生産関数を適用している点に注意を要す

⁹。さらに本稿では、計測に際して係数の初期値の探索を効率的に行うため、 $0 < \lambda < 1$ という明確な範囲条件を有する係数 λ を含む形に、集約対数尤度関数を変形している。

$$\begin{aligned} \ln L = & \text{constant} + IT \ln \theta + I \ln \lambda - \frac{1}{2} \theta^2 \sum_i (\varepsilon_i' A \varepsilon_i) \\ & + \sum_i \ln \Phi(a_i) - \frac{1}{2} IT \ln \left| \frac{1}{IT} \sum_i z_{it}^* z_{it}^{*'} \right|. \end{aligned} \quad (13)$$

ただしここで、 $\lambda = \sigma_v / \sqrt{\sigma_v^2 + T \sigma_u^2}$, $\theta = 1 / \sigma_v$, $A = I_T - (1/T) \cdot (1 - \lambda^2) \cdot u u'$,

$\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT})' = v_{it} - \lambda u_i$, $i = 1, \dots, I$, $\iota_{T \times 1} = (1, \dots, 1)'$, $a_i = -(\theta / \sqrt{T}) \cdot \sqrt{1 - \lambda^2} \cdot \sum_t \varepsilon_{it}$, $i = 1, \dots, I$, $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の分布関数である。また、 z_{it}^* は ξ_{nit} の分布に関連して

$\Sigma = \frac{1}{I \cdot T} \sum_i \sum_t z_{it}^* z_{it}^{*'}$ と記述することにより現れる項であり、以下のとおりである（記述のためここでは $s=1$ とした）。

$$z_{it}^* = \begin{pmatrix} (\ln x_{1it} - \overline{\ln x_{1i}}) - (\ln x_{2it} - \overline{\ln x_{2i}}) + (1+\rho)^{-1} \{ (\ln w_{1it} - \overline{\ln w_{1i}}) - (\ln w_{2it} - \overline{\ln w_{2i}}) \} \\ \vdots \\ (\ln x_{nit} - \overline{\ln x_{ni}}) - (\ln x_{nit} - \overline{\ln x_{ni}}) + (1+\rho)^{-1} \{ (\ln w_{1it} - \overline{\ln w_{1i}}) - (\ln w_{nit} - \overline{\ln w_{ni}}) \} \\ \vdots \\ (\ln x_{Nit} - \overline{\ln x_{Ni}}) - (\ln x_{Nit} - \overline{\ln x_{Ni}}) + (1+\rho)^{-1} \{ (\ln w_{1it} - \overline{\ln w_{1i}}) - (\ln w_{Nit} - \overline{\ln w_{Ni}}) \} \end{pmatrix}. \quad (14)$$

ここで、 $g_{nit} = (\ln x_{1it} - \overline{\ln x_{1i}}) - (\ln x_{nit} - \overline{\ln x_{ni}})$, $h_{nit} = (\ln w_{1it} - \overline{\ln w_{1i}}) - (\ln w_{nit} - \overline{\ln w_{ni}})$ とすると、 $(N-1) \times (N-1)$ 行列 $(1/IT) \sum_i \sum_t z_{it}^* z_{it}^{*'}$ の m 行 n 列要素は以下のとおりになる。

$$\frac{1}{IT} \left\{ \sum_i \sum_t g_{mit} g_{nit} + (1+\rho)^{-1} \sum_i \sum_t (g_{mit} h_{nit} + h_{mit} g_{nit}) + (1+\rho)^{-2} \sum_i \sum_t h_{mit} h_{nit} \right\}. \quad (15)$$

前述のとおり、集約対数尤度関数を(13)のように記述することは、 $0 < \lambda < 1$ となる性質を有しているため、推定上都合が良い。尤度関数の最大化は、TSP バージョン4.5の ML コマンドを利用し、非線形数値解法を二段階適用して行った。すなわち、第一段階では λ と θ を与え、他の係数について尤度関数を最大化する。続く第二段階では、第一段階の推定結果のうち、最大尤度を得た推定値を初期値として与え、 λ および θ を含む全ての係数について尤度関数を最大化することで、最終的な最尤推定値を求めている。

第一段階についてももう少し具体的に記述すると、以下のとおりである。まず、 $0 < \lambda < 1$ となることから、 λ を0.01から0.97まで0.03ずつ動かして33通りに刻み (0.01, 0.04, ..., 0.97), 同様に θ も0.01から0.97まで0.03ずつ33通りに刻んで、 (33×33) の1089の格子点を設定し、各格子点について、与えられた λ と θ の下で尤度を最大化する。さらに、 λ と $1/\theta$ についても0.01から0.97まで刻んで、同様の1089の格子点を設けて、各格子点の上で尤度を最大化する。これらの結果、最大の尤度を与える格子点を第二段階のための初期値とした。¹⁰

集約対数尤度関数(13)を最大化して得られる最尤推定値から、配分非効率性要素 d_{ni} の推定値を求めるには、(4)より得られる以下の関係式を利用する。

$$\hat{d}_{ni} = (1 + \hat{\rho}) \cdot \overline{\ln(x_{si}/x_{ni})} - \ln(\hat{\delta}_s/\hat{\delta}_n) - \overline{\ln(w_{ni}/w_{si})}, n=1, \dots, N, n \neq s. \quad (16)$$

ここで、 $\hat{\cdot}$ は最尤推定値を表す。さらに、技術非効率性の計測は Jondrow, Lovell, Materov and Schmidt (1982) の方法を用いる。すなわち、 u_i の条件付分布 ($u_i|\varepsilon_{it}$) は、

$\mu_{*i} = -(1/T) \cdot (1 - \lambda^2) \cdot \sum_t \varepsilon_{it}$ および $\sigma_*^2 = (1/T) \cdot (1 - \lambda^2) \cdot (1/\theta^2)$ とした場合、 $N^*(\mu_{*i}, \sigma_*^2)$ となる。そこで、次のように記述される ($u_i|\varepsilon_{it}$) の条件付期待値

$$E(u_i|\varepsilon_{it}) = \sigma_* \left[\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*} + \frac{\phi(\mu_{*i}/\sigma_*)}{\Phi(\mu_{*i}/\sigma_*)} \right], \quad (17)$$

に最尤推定値を代入して、 u_i の点推定値として用いる。ただし、 $\phi(\cdot)$ は標準正規分布の密度関数である。

3. データおよび推定結果

分析に使用したデータは、わが国の垂直統合型電気事業者9社の送・配電ネットワーク部門に関する1981年から1998年の18期間パネルデータである。データセットは、投入要素である労働、資本の各数量および価格データと、産出物数量データにより構成される。まず、投入要素に関しては、労働価格は従業員給与を従業員数で除して算出した。各社の委託関係費を調整するため、算出された労働価格で委託関係費を除することにより人数換算し、それを従業員数に加えて考慮している。資本価格は資本費を資本ストックで除して計算した。資本費は送・配電ネットワーク部門資本設備に係わる減価償却費、修繕費、支払利息の合計として定義した。ただし支払利息は、企業全体の設備取得原価に占めるネットワーク部門の設備取得原価の比率により按分している。資本ストックの計測に関しては Cowing, Stevenson and Small (1981) の方法に従った。すなわち、基準年における資本ストックデータを帳簿価額から一定の方式に従い時価換算し、その後毎年の実質純投資額データを恒久棚卸法により積み上げたものを使用している（資本ストックデータ作成の詳細は文末補論に記述する）。産出物は、電灯および電力の使用電力量の単純和で計測している。さらに、事業者が自らコントロールすることが不可能な環境変数が、生産に与える影響を捉えるために、電力使用量比率（電灯電力使用電力量合計に対する電力使用量の比率）と、高压送電線比率（送電線巨長合計に占める 187kV 以上の高压送電線巨長の比率）を、生産関数(2)の説明変数に追加した。データ出所は、通商産業省資源エネルギー庁公益事業部監修（ただし平成13年版より経済産業省資源エネルギー庁電力・ガス事業部監修）「電気事業便覧」及び各社の「有価証券報告書」を元に加工作成したものである。表1に、推定に使用したデータの事業者別平均値、最大値、最小値の統計量を示す。

表1：使用データ記述統計（1981年から1998年の平均値，最大値，最小値）

事業者 データ 単 位	労 働		資 本		環境変数		産出物	
	人員 人	価格 百万円	資本ストック 指数	価格 指数	電力使用量 比率 %	高圧線比率 %	電灯電力使用量 合計 GWh	
北海道	平均	2936	6.370	6.95	12.13	65.27	25.66	20532
	最大	3172	8.533	10.82	17.16	69.37	27.78	27063
	最小	2361	4.473	3.68	7.71	62.31	22.10	16383
東 北	平均	6170	6.867	16.89	12.56	71.51	12.59	52181
	最大	6913	9.082	28.33	17.07	73.69	13.62	69057
	最小	5679	4.831	8.24	9.19	69.60	10.63	37713
東 京	平均	18954	7.366	78.02	12.06	72.01	18.13	205310
	最大	19639	9.285	126.36	15.56	73.61	19.54	267047
	最小	18091	5.137	36.37	8.25	69.67	16.60	136059
中 部	平均	8304	6.939	29.28	11.68	77.79	14.89	93341
	最大	8622	8.694	51.24	14.54	80.29	18.01	118168
	最小	8077	5.118	12.73	7.96	74.60	13.06	65534
北 陸	平均	1887	6.549	4.73	12.15	78.57	10.63	20285
	最大	2067	7.904	8.22	15.07	81.88	12.34	24487
	最小	1751	4.629	2.52	8.59	74.47	9.13	15918
関 西	平均	10709	6.963	35.09	11.39	73.02	23.99	113198
	最大	11280	8.633	56.04	16.45	75.88	24.71	138818
	最小	9932	4.769	17.47	7.29	69.39	22.28	83187
中 国	平均	5328	6.109	13.35	12.05	73.96	18.44	41748
	最大	6072	7.949	23.18	15.75	78.08	21.86	51612
	最小	4606	4.390	6.62	8.01	70.24	15.30	33099
四 国	平均	2680	6.500	6.71	11.17	70.26	35.89	19624
	最大	2908	8.157	10.19	15.74	76.25	37.81	24595
	最小	2308	4.903	2.96	7.60	66.10	32.75	16149
九 州	平均	7222	7.532	19.83	12.18	68.95	25.76	53949
	最大	8303	9.610	32.42	16.83	71.48	28.88	72025
	最小	6655	5.236	8.37	7.69	66.80	23.57	39220
総平均		7132	6.799	23.43	11.93	72.37	20.67	68907

注) 電力使用量比率=電力使用量/電灯電力使用量合計

高圧線比率=187kV 以上送電線亘長/送電線亘長合計

確率的費用フロンティアシステムによる係数推定結果は以下の表2のとおりである。

表 2：費用フロンティアシステム推定結果

係数	推定値 (標準偏差)	係数	推定値 (標準偏差)
γ_0	-0.5185 (0.4585)	β_2	-0.0485 (0.0218)*
ρ	0.0577 (0.0184)**	β_3	-0.0046 (0.0223)
δ_{LA}	0.2875 (0.0554)**	β_4	-0.0151 (0.0220)
H_{LARGE}	1.5679 (0.3857)**	β_5	-0.0094 (0.0221)
H_{HIGHV}	-0.1611 (0.0422)**	β_6	-0.0645 (0.0227)**
λ	0.0789 (0.0228)**	β_7	0.0025 (0.0222)
θ	21.6509 (1.2487)**	β_8	0.0014 (0.0224)
σ_v	0.0462 (0.0027)**	β_9	0.0138 (0.0222)
σ_u	0.1375 (0.0388)**	β_{10}	0.0432 (0.0222)
		β_{11}	0.0071 (0.0220)
		β_{12}	-0.0268 (0.0222)
		β_{13}	-0.0267 (0.0223)
		β_{14}	0.0268 (0.0223)
		β_{15}	0.0093 (0.0221)
		β_{16}	-0.0252 (0.0222)
		β_{17}	-0.0015 (0.0222)
		β_{18}	0.0080 (0.0223)

注) サンプル数162, 対数尤度801.064。標準偏差右肩の**および*は、それぞれ有意水準1%と5%で推定係数が有意であることを示す。 H_{LARGE} : 電力使用量比率, H_{HIGHV} : 高圧送電線比率。

推定結果は、まずタイムダミー項以外について見ると、定数項の γ_0 以外は全て有意水準 1% で有意である。生産フロンティアのシフトを捉えるために導入したタイムダミー項の β_j , $j=2, \dots, 18$ は、 β_2 が 5% で、 β_6 が 1% でそれぞれ有意であるが、それ以外は有意に推定されていない。しかし、係数は期によってプラスの場合とマイナスの場合が見受けられ、フロンティアのシフトが一樣ではない可能性を示している。生産関数の一般的性質、すなわち生産要素に関して単調増加関数および凹関数であることは、 $\exp(\gamma_0) > 0$, $0 < \delta_n < 1$, $n = LA, K$ (ただしここで LA は労働、 K は資本), $-1 < \rho$ により満たされている。また、係数 ρ の値は小さいものの有意に推定されていることから、この場合コブ・ダグラス型関数は棄却され、要素間の代替に関する制約を緩和した CES 型生産関数が採用されることを示している。確率変数 v_{it} および u_{it} の分布 (第 2.3 節の第一段落に記載) に係わる標準偏差係数 σ_v および σ_u の非負性に関しては、推定結果において $\theta > 0$ が満たされているため $\sigma_v > 0$ は自明であり、 $\sigma_u > 0$ はその定義式および $0 < \lambda < 1$ の範囲条件が推定結果において満たされていることから保証される。 θ と λ の推定値から計測される σ_v と σ_u の推定値は、表 2 の二重線下に記載している。いずれも有意水準 1% で有意であり、 σ_u は σ_v の 3 倍程度である。環境変数として生産関数に考慮した電力使用量比率と高圧送電線比率に関する係数は、それぞれ H_{LARGE} と H_{HIGHV} として記述している。前者がプラス、後者がマイナスで、いずれも有意に推定されている。これはすなわち、発電した電力を低圧に落として供給を受けるため配電用設備を必要とする家庭用需要と異なり、比較的高圧のまま電力の供給を受けることができる大口の需要比率が高いことは、人的資源の投入および設備投資負担の節減を可能とするため、生産効率に正の影響を及ぼす一方で、高圧送電線に代表される長距離敷設の大規模投資が多いことは、投資に多くの資源を必要とすることから、生産効率に対して逆に負の影響を及ぼすことを示している。

4. 計測結果の解釈と含意

本節では、推定された係数を用いることにより得られた効率性指標を提示し、結果の解釈を行う。まず、効率性指標の一覧を表 3 に示す。

技術効率性 (TE) は、9 社間で最も低い中部電力の 0.811 から、最も高い四国電力の 0.988 まで、約 0.18 ポイントの格差が見られる。全社平均では 0.894 と、約 11% の技術非効率性の存在が確認できる。また、この技術非効率性がどの程度の費用を増加させているのかを示す指標、すなわち技術非効率性を除いた場合の費用に対する実際費用の比率である CTE は、四国電力の 1.3% から中部電力の 23.3% まで、技術非効率性の水準に比例してかなりの事業者間格差が見られる。全社平均では 12.5% の費用増加が、技術非効率性によってもたらされていることが分かる。

表3：効率性指標

事業者名および効率性指標	技術効率性に関連する指標		配分効率性に関連する指標				総費用効率性
	TE	CTE	AE_K	R_{LA}	R_K	CAE	CR
北海道電力	0.914	1.094	0.538	0.664	1.192	1.035	1.133
東北電力	0.916	1.091	0.483	0.619	1.230	1.048	1.144
東京電力	0.815	1.227	0.355	0.506	1.347	1.096	1.345
中部電力	0.811	1.233	0.416	0.561	1.286	1.070	1.319
北陸電力	0.985	1.016	0.523	0.651	1.203	1.039	1.055
関西電力	0.944	1.059	0.450	0.591	1.257	1.058	1.121
中国電力	0.852	1.174	0.491	0.625	1.224	1.046	1.229
四国電力	0.988	1.013	0.574	0.693	1.171	1.029	1.042
九州電力	0.823	1.216	0.559	0.681	1.181	1.031	1.254
平均値	0.894	1.125	0.488	0.621	1.232	1.050	1.182

注) TE : 技術効率性指標 ($0 < TE \leq 1$)

CTE : (実際費用) / (技術非効率を除いた場合の費用)

AE_K : 配分効率性指標 ($0 < AE_K$)

R_{LA} : 労働投入量の実際・最適比率 ($\bar{x}_{LA} / \bar{x}_{LA}^*$)

R_K : 資本投入量の実際・最適比率 ($\bar{x}_K / \bar{x}_K^*$)

CAE : (実際費用) / (配分非効率を除いた場合の費用)

CR : (実際総費用) / (技術および配分非効率を除いた場合の総費用)

次に、労働に対する資本の配分非効率性指標 $AE_K = \exp(d_K)$ を表示している。 $0 < AE_K < 1$ となる場合、労働に対する相対的な資本の過大使用を意味する。本研究では、全ての事業者において資本の過大使用が計測された。この値が0に近づくほど、資本は相対的に過大になる。個別には、資本の過大の程度が最も大きく出ている東京電力の0.355から、最も低い四国電力の0.574までの間に分散しており、全社平均では0.488であった。これらの値を用いることにより、各事業者について、投入要素の実際／最適比率である R_{LA} (労働) と R_K (資本) を計測することができる。計測結果は、資本の過大の程度が最も高い東京電力で、それぞれ0.506(R_{LA}) と 1.347(R_K) であり、過大の程度が相対的に最も低い四国電力では、0.693(R_{LA}) と 1.171(R_K) であった。これはすなわち、例えば後者の場合、配分効率的な投入要素量に比較して、労働は約31%過小使用、資本は約17%過大使用であることを示している。全社平均では、 R_{LA} は0.621、 R_K は1.232と、労働が約38%過小使用、資本は約23%過大使用であることが示された。

このように、個別の投入要素数量でみた最適値からの乖離度は大きく出ているが、労働の過小使用と資本の過大使用は、費用の測度でみた場合、互いに相殺し合う。そのため、配分非効率によってどの程度の費用増加が生じているのかを示す指標、すなわち配分非効率性を除いた場合の費用に対する実際費用の比率である CAE は、物的な労働および資本それぞれ

の過小ないし過大使用の程度ほどには大きくならない。例えば、最も非効率性の大きい東京電力でも9.6%、最も低い四国電力では2.9%である。全社平均では5.0%であり、技術非効率性による費用への影響度（平均で12.5%）に比較して7.5%ポイント小さい。

次に、CAEに関する個別事業者の特徴をもう少し詳しく見てみる。相対的に配分非効率性が大きく出ているのは、大都市圏を供給地域に擁する大規模3事業者であり、非効率の大きい順に、東京（9.6%）、中部（7.0%）、関西（5.8%）の各電力会社であることが分かる。このような傾向は技術非効率性に関してはそれほど顕著ではなく、配分非効率特有のものである。その要因として、これらの事業者は3大都市圏に電力を供給しており、他の事業者に比較して、必然的に資本設備投資が過大にならざるを得ないという事情があると推察される。すなわち、これらの事業者は、需要密度の高い供給地域を有するという特殊要因により、高密度の配電線網の敷設、立地制約の厳しさから生じる電源の遠隔化に対応する大規模な送電設備建設、都市部の景観保持のための電線の地中化、などに関連する多大なネットワーク設備投資が必要とされる。その結果、資本の限界生産力を上回る高い資本費用を負っていることが、相対的に大きな配分非効率性を惹起する要因になっていると推測される。

最後に、技術非効率性による費用増加（CTE）と配分非効率性による費用増加（CAE）を総合した、総費用非効率性による費用増加効果（CR）を確認する。表3に示されるとおり、最も非効率の大きい東京電力が34.5%、続いて中部電力の31.9%および九州電力の25.4%であり、最小は四国電力の4.2%である。全社平均では、18.2%の費用非効率の存在が確認できる。技術非効率性と配分非効率性のうち、どちらがより多く総費用非効率に影響を及ぼしているかについては、北陸電力と四国電力を除く9社中7社で、技術非効率性の影響が大きい。同様に、指標における事業者間の格差という面からも、技術非効率性の格差が配分非効率性のそれに比較して相対的に大きく出ている。すなわち、個別事業者間の比較では、技術非効率性による費用増加が最大（中部電力の23.3%）と最小（四国電力の1.3%）で約22%ポイントの格差を示しているのに対し、配分非効率性による費用増加は最大（東京電力の9.6%）と最小（四国電力の2.9%）で約6.8%ポイントの格差にとどまっており、全体的な水準のみならず、事業者間の効率性差異に関しても、配分非効率の影響は相対的に小さい。

5. ま と め

本稿では、わが国9電気事業者送・配電ネットワーク部門に関するパネルデータを用いて、CES関数を適用した確率的費用フロンティアシステムを推定し、技術非効率性および配分非効率性の計測に加え、それらが要素需要と費用全体に与える影響度合いの分析を行った。その結果、技術非効率性による費用増加は全社平均で約12%であるのに対し、配分非効率性による費用増加は約5%であり、技術非効率性が費用に与える影響度が相対的に大きいことが

示された。各社間の効率性格差についても、技術非効率性で大きく出ており、すなわち技術非効率性の格差が、総費用効率性の事業者間格差を説明する主要な要因である。

最後に、本研究に残された課題について触れたい。まず、パネルデータの利用を前提にすると、技術非効率および配分非効率の事業者別計測を行うことに加え、その時間変化を捉えることも、原理的には可能である。たとえば Kumbhakar and Lovell (2000) p. 174 は、配分非効率パラメーターを適当な変数に依存する関数として定式化し、その変数が時間と共に変化することを通じて配分非効率も変動するようなモデルを示している。技術非効率についても同様な方法を取ることができる。しかしながら、変数の選択が恣意的になる可能性があり、またいずれのモデルも尤度関数がかかなり複雑になるため、多くの計算労力を要する。現在のところ、実証分析例は見当たらない。本研究は、非効率の時間変化を捉え得るモデルの拡張に関して改良の余地を残しており、現在のところその点で限界を有しているが、これらについては今後の課題である。また、本研究では、技術非効率についても、生産関数のノイズについても、不均一分散の可能性を考慮しなかった。推定の際に、アウトプットは対数変換されるので、企業規模の相違は見かけほど深刻ではないが、今後検討されるべき課題であろう。もちろん、このような拡張は、尤度関数の複雑化を伴うため、実際に推定を行う際には、一層の工夫が成されねばならない。

今後わが国でも電気事業の自由化がさらに進展する場合、ネットワーク部門は競争が導入される発電部門と異なり、依然として規制の下に置かれる可能性が高い。そのため、産業全体の費用効率化をめざす自由化の方向性に関する議論に際しては、生産効率性の観点からネットワーク部門の検証が必要とされるであろう。本研究がそれに対していくばくかの貢献となることを期待する。

補論：資本ストックデータの作成方法

実質資本ストックデータの作成は Cowing *et al.* (1981) に従い次のとおり行った。 $CS_t = CS_{t-1} + \frac{NI_t}{PI_t}$, $t=1981, \dots, 1998$. CS_t は t 年の調整後資本ストック, NI_t は t 年の純投資額, PI_t は t 年の送・配電部門の投資デフレーターで、代理変数として資本財価格指数(日本銀行「国内総合卸売物価指数」)を用いている。基準年の資本ストック CS_{1980} は資本財価格指数の“triangularized” weighted average として次のとおり計測される。 $CS_{1980} = \frac{BK_{1980}}{\sum_{j=1}^{20} \left(j / \sum_{j=1}^{20} j \right) PI_j}$. ここで j は1961年から1980年にお

ける j 番目の年 (1~20) を表し, BK_{1980} は1980年におけるネットワーク部門資本設備の帳簿価額である。

謝辞：本稿の作成にあたり、名古屋大学の根本二郎先生には丁寧なご指導を賜りました。また、二名の匿名査読者の先生方からは、本稿の質を高めるための多くの有益なご指摘ならびにご助言を頂戴しました。ここに記して厚く御礼申し上げます。もちろん、本稿に残された全ての誤謬は著者の

責任です。

注

- 1 部門別の分析事例が蓄積されてこなかった理由の1つとして、わが国電気事業が垂直統合形態をとっていることが関係している。しかしながら、計測に必要なほとんどのデータは、部門ごとに分離して入手することができる。
- 2 鳥居は一般化最小二乗法 (Generalized Least Square Method: GLS) による推定を、服部は最尤法 (Maximum Likelihood Method: ML) による推定をそれぞれ行っている。
- 3 電気事業以外についても、確率的フロンティアを用いた技術効率性の計測は、最近では一般的に行われるようになった。これは、効率性に関する問題意識の高まりとともに、使い勝手のよい専用の計算ソフトウェアパッケージがいくつか開発されたことにも起因していると思われる。しかしながら、配分非効率性まで計測した事例はきわめて少ない。
- 4 確率的フロンティアモデルによる生産効率性の理論および実証分析の詳細については、Greene (1993), Kumbhakar and Lovell (2000), 植草・鳥居 (1985) および鳥居 (2001) を参照されたい。
- 5 ただし、self dual な関数であっても、生産物が複数になると生産関数に代えて費用関数を推定せざるを得ないため、再度 Greene 問題に直面する。
- 6 確率的フロンティアモデルではないが、このようにして非最小化費用関数を推定し、配分非効率性を計測する方法は、Atkinson and Halvorsen (1984) など多くの研究で行われている。
- 7 本稿では、 u_i で捉えられる技術非効率性も、 d_i で捉えられる配分非効率性も、事業者固有の個体効果であり時間的に不変としている (ただし厳密には、技術非効率性は時間変化を有する変数の条件付期待値である)。
- 8 これに対し Schmidt and Lovell (1980) では、クロスセクションデータを用いた場合にはあるが、事業者間で技術非効率性と配分非効率性に相関がある場合のモデルを提案している。本稿ではそのような可能性は考慮していない。
- 9 すなわち、コブ・ダグラス関数を用いる場合、集約対数尤度関数(13)の最終項は定数となるため、実質的に尤度の最大化には関係なくなるが、CES 関数の場合には、本稿の式(14)で示されるとおり係数 ρ が含まれる形になるため、尤度最大化計算にとって必要な項となる。
- 10 第一段階において λ と θ を固定してもなお、集約対数尤度関数の最大化は初期値に依存する可能性がある。そこで、クロスチェックのため、第一段階の尤度最大化においては、以下の3通りの初期値を用いている。i) 非線形最小二乗法による生産関数の推定値、ii) 最小二乗法を二回用いることによる生産関数の推定値 (一階条件式から ρ を推定し、それを生産関数に代入して残りのパラメーターを推定する)。iii) 隣接する格子点における最尤推定値 (最初の格子点を除く)。

参 考 文 献

- [1] 植草益・鳥居昭夫 (1985), 「Stochastic Production Function を用いた日本の製造業における技術非効率の計測」, 東京大学経済学部『経済学論集』Vol. 51, 2-23.
- [2] 服部徹 (2000), 「確率的フロンティア分析による日米電気事業の生産性比較—汽力発電所と送・配電部門を対象として—」, 『電力中央研究所報告』Y99014.
- [3] 鳥居昭夫 (2001), 「日本産業の経営効率—理論・実証・国際比較」, NTT 出版.
- [4] Atkinson, S. E. and R. Halvorsen (1984), "Parametric Efficiency Tests, Economies of Scale, and Input Demeaned in U. S. Electric Power Generation," *International Economic Review*, 25, 623-638.
- [5] Cowing, T. G., R. E. Stevenson and J. Small (1981), "Comparative Measures of Total Factor Productivity in the Regulated Sector: The Electric Utility Industry," in *Productivity Measurement in Regulated Industries* (Cowing, T. G. and R. E. Stevenson, ed.), Academic Press.
- [6] Greene, W. H. (1980), "On the Estimation of a Flexible Frontier Production Model," *Journal of Econometrics*, 13 : 1, 101-115.
- [7] Greene, W. H. (1993), "The Econometric Approach to Efficiency Analysis," in Fried, O. H., C. A. K. Lovell, and S. S. Schmidt (eds), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press.
- [8] Jondrow, J., C. A. K. Lovell, I. S. Materov and P. Schmidt (1982), "On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model," *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.
- [9] Kopp, R. J., and W. E. Diewert (1982), "The Decomposition of Frontier Cost Function Deviations into Measures of Technical and Allocative Efficiency," *Journal of Econometrics*, 19 : 2/3, 319-331.
- [10] Kumbhakar, S. C. (1988), "On the Estimation of Technical and Allocative Inefficiency Using Stochastic Frontier Functions: The Case of U. S. Class 1 Railroads," *International Economic Review*, 29 : 4, 727-743.
- [11] Kumbhakar, S. C. (1997), "Modeling allocative inefficiency in a translog cost function and cost share equations," *Journal of Econometrics*, 76 : 1/2, 351-356.
- [12] Kumbhakar, S. C., and C. A. K. Lovell (2000), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.
- [13] Mensah, Y. M. (1994), "A Simplification of the Kopp-Diewert Method of Decomposing Cost Efficiency and Some Implications," *Journal of Econometrics*, 60, 133-144.
- [14] Schmidt, P., and C. A. K. Lovell (1979), "Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers," *Journal of Econometrics*, 9, 343-366.
- [15] Schmidt, P. and C. A. K. Lovell (1980), "Estimating Stochastic Production and Cost Frontiers when Technical and Allocative Inefficiency Are Correlated," *Journal of Econometrics*, 13 : 1, 83-100.

- [16] Zieschang, K. D. (1983), "A Note on the Decomposition of Cost Efficiency into Technical and Allocative Components," *Journal of Econometrics*, 23 : 3, 401-405.