

電気事業の完全民営化に関する一考察

——外生的技術進歩および設備利用率の影響分析、そして回帰診断：
平均費用関数を用いた沖縄電力の事例研究（1972-1998）——*

秋 岡 弘 紀**

要 約

公営事業民営化政策の主たる経済的目的は、民営化により対象事業の生産性の上昇を図ることである。本論文は、沖縄電力の完全民営化（1988年）を対象に、「生産性の上昇」という当初の政策目的が果たして民営化によって達成されたかどうかを、計量経済学および統計学の手法を用いて検証したものである。

キーワード：AIC；Average Cost Function；CES Function；Chow Test；Cobb-Douglas Function；Econometric Analysis；Exogenous Technical Progress；F-Test；Full Privatization；Nonlinear Least Squares；OLSQ；Plant Utilization Rate；Privatization Policy；Productivity；Public Corporation；Regression Diagnostics；Translog Function

経済学文献季報分類番号：02-27；02-40；07-10

1. はじめに

近年のわが国の経済構造改革論議において、公営事業の民営化政策が再び注目を浴びている。この傾向は、「経済構造改革の一環としての郵政事業民営化」を政策の看板に掲げた小泉内閣が2001年4月に成立してから、特に顕著になったと思われる。

上記の民営化論議においては、①「不採算事業の切り離しによる財政負担の軽減」や②「官業による民業圧迫の是正」が、その主たる政策目的として主張されている。それぞれの主張は、至極当然な因果関係を述べたまでのことではあるが、少なくともそういった政策効果が見込まれること自体は否定できない。

* 本論文を執筆するにあたっては、関西大学経済学会2002年度夏期研究大会および日本公共政策学会2002年度本大会の出席者の方々から、数々の有益な助言を頂いた。特に、それぞれの学会において著者の討論者を務めて頂いた関西大学・松尾精彦氏と大妻女子大学・浅井澄子氏からは、非常に示唆に富むご意見を多々賜わった。ここに記して深い感謝の念を表したい。なお当然のことながら、本論文にあり得べき誤謬は、すべて著者の責に帰せらるるものである。

** E-mail: hiroki_akioka@post.harvard.edu

ただ、①の主張は、民営化をあくまでも「政府部門」の側からのみ捉えたものであり、一方、②の主張は「民間部門」の側からのみ捉えたものである。すなわち、どちらの主張にも、「民営化された後の元公営事業」という観点が欠落しているように感じられる。すなわちそれは、③「民営化された後の元公営事業というものがいかなるものであり、それが経済的にいかなる意味を持つか」という観点である。

言うまでもなく、民営化政策の評価は、これら3つの観点から総合的に判断されなければならない。上述のように、このうち①および②の観点については、それぞれ命題として明白な因果関係を述べているに過ぎないのであるから、民営化自体を行えば形式的に所定の目的は達成される。しかし③の観点については、「民営化政策」というものをどのように評価するかという問題であり、理論的および実証的な分析が必要となることは論を俟たないであろう。

第2章で詳述するように、民営化政策の本来の目的は、それにより対象事業の生産性を向上させることにあったはずである。しかし、昨今の民営化論議からは、理論的にも実証的にもそのような検討が十分なされているというような印象を受けない。

一方、すでにわれわれは、秋岡(1993a)、同(1993b)、同(1993c)および秋岡(2000)において、過去にわが国で行なわれたいくつかの公営事業民営化政策の効果について、実際のデータにもとづいた分析を行ってきた。

特に、秋岡(1993c)においては、わが国で行なわれた数少ない完全民営化の一つである沖縄電力の民営化(1988年)について実証分析を行なった。ただ、その主たる政策目的たる「生産性の上昇」については、民営化後のデータが当時4年分しか蓄積されていなかったこともあり、統計的に有意な結論を導き出すことはできなかった。

しかし、今年で当電力の完全民営化実施から14年が経過し、利用可能なデータが十分貯まったと判断されることから、今回、分析手法の改善も含め、当該民営化政策の再検討を実施するものである¹⁾。

すなわち本論文の執筆目的は、前述③の観点より、わが国で過去に行なわれた民営化政策の一つである沖縄電力におけるそれについて理論的および実証的な分析を加え、以って最近の民営化論議に有益な判断材料を提供することにある。

この目的にもとづき、まず第2章においては、公営事業民営化政策の政策目的および過去の研究例について述べる。

次に第3章においては、第2章で述べた問題点と、本論文における分析の中心となる費用関数との関連を述べ、本論文における理論モデルを提示する。

そして、第4章においては、前章の理論モデルに実際のデータを適用することによって実証分析を行ない、その結果をさまざまな角度から検証する。

最後に、第5章において、本論文の結論および今後の課題を述べてこれを結びとする。

2. 公営事業民営化政策について

公営事業民営化政策に関するサーベイについては、過去の拙関連諸論文〔秋岡（1993a）、同（1993b）、同（1993c）および秋岡（2000）〕において詳述されている。

本章においては、この流れを簡単に述べるに留めるので、読者におかれては必要に応じて上記諸論文を参照されたい。

2.1 民営化とは（分類および定義）

民営化について議論する前に、それを明確に定義することが必要となる。秋岡（1993c）によれば、公営事業の民営化は以下の2種類に分類・定義される。

①広義の民営化

公営事業を株式会社組織へ改組すること。これにより、企業は商法など関連法令の保護を受けることができる代わりに、経営者は同法令上のさまざまな義務を負うことになる。

②狭義の民営化

公営事業を株式会社組織へ改組するだけでなく、その株式の一部または全部を民間セクターへ売却すること。これにより、民間セクターの持株比率に応じ、その意向が企業経営に反映されることになる。

上記②「狭義の民営化」は、民間セクターの持株比率により、さらに以下の2種類に区分される。

②-a 部分民営化

「狭義の民営化」のうち、民間セクターの持株比率が50%以下のもの。このため、民間セクターが当該企業の株主総会で過半数の議決権を行使することは不可能である。

②-b 完全民営化

「狭義の民営化」のうち、民間セクターの持株比率が50%を超えるもの。よって、民間セクターが当該企業の株主総会で過半数の議決権を行使することが可能となり、名実ともに民営化の趣旨が企業に反映されることになる。

本論文の研究対象である沖縄電力の民営化は、上記のうち、②-b「完全民営化」に属するものである。なお、同社の民営化についての詳細は、本論文2.4を参照されたい。

2.2 公営事業民営化政策の目的（英国サッチャー政権：Bösによる）

わが国における公営事業民営化論議の歴史は意外に古く、藤本（1990）によれば、20年以上前の鈴木内閣における臨時行政調査会（臨調）第1次答申（1981年7月）を嚆矢とする。これは、当時めざましい成果を挙げていた英国サッチャー政権の民営化政策に範を求めたものであり、日本国有鉄道や日本電信電話公社・日本専売公社（いずれも当時）などを近いうちに民営化することが答申に含まれていた。

これを受け、その後の中曽根内閣および竹下内閣における行政改革の一環として、1985年以降わが国の主要な公営事業が次々と民営化された。当沖縄電力の完全民営化（1988年4月）もその一環であった。

では、わが国の公営事業民営化政策の模範となった前述・英国サッチャー政権におけるその政策目的とは、一体いかなるものであったのだろうか。これを研究した Bös（1991）によれば、その政策目的は以下の2点に集約される。

①政治的目的

政府所有株式の民間への売却によって企業所有権の小口分散化を図り、労働党政権による再国有化を困難ならしめる。そして、このことを選挙民にアピールすることにより、政権交代阻止への布石とする。

②経済的目的

民営化によって企業の生産性の上昇を図り、最終的にはこれが社会的余剰²⁾の増加につながることを企図する。なお、「民営化による企業の生産性の上昇」は、前述・わが国における臨調第1次答申においても言及されている。

ところで、論者によっては、民間への株式売却によって得られた売却益を政府の財政赤字の補填に充当するというを「経済的目的」に含める場合があるが、このような目的は株式市場の活況時でしか有効ではないので、本論文においては「経済的目的」に含めていない³⁾。

さて、本論文でいう「政策目的」とは、上記のうち②経済的目的であることは言うまでもない。つまり、「生産性の上昇」という当初の政策目的は民営化によって達成されたかどうかを計量経済学的手法を用いて検証し、これにより、今日の民営化論議への一資料を提示することが本論文の主眼なのである。

2.2.1 公営事業民営化政策の「経済的目的」とその根拠

本論文2.2で触れた公営事業民営化の政策目的のうち、②の「経済的目的」については、

もう少し詳しく述べる必要がある。本項においては、その補足説明を行なうものである。なお、ここでいう「民営化」とは、本論文2.1における②-b「完全民営化」を指している。

（民営化政策の経済的目的）

公営企業民営化の経済的目的とは、先述のように、民営化によって対象企業の生産性を上昇させ、そのコスト低減効果⁴⁾により社会的余剰の増加⁵⁾を期待することである。

この民営化と生産性上昇（コスト低減）との因果関係の具体的根拠としては、以下の三点が挙げられる。

まず第一は、Hart(1983)の言う「資本市場からのプレッシャー」(利潤動機)である。すなわち、民営化によって企業の所有権は政府から株主⁶⁾へと移り、その目的は抽象的な「公共の福祉増進」から、より具体的な「利潤の追求」へと転換される。したがって、民営化された企業の経営者は業績やコスト面に関しての厳しい監視を株主から受けることになる。

なぜなら、企業の所有者（株主）は、その代理人（企業の経営者）と同様、企業のパフォーマンス（利潤）によって自らの収入が大きく左右されることになるからである。このため、株主は公営企業の所有者（政府）よりも情報収集活動に熱心となり、経営者に対するコストのモニタリング（監視）を厳しく行おうとする。というのは、コストを下げることは利潤増加への重要な手段だからである。つまり、株主は政府よりもClever Investorであるということが言える。すなわち、このような資本市場からのプレッシャーがある分、民営化企業は公営企業よりもコスト低下活動を厳しく行なうようになる。

また、経営者にとっても、自企業の株価が低下すればテークオーバー（企業乗っ取り）の危険性が増す。これらが生産性上昇へのプレッシャーとなって、経営者にかかってくるようになる。

第二は、同じくHartの言う「生産物（製品）市場からのプレッシャー」である。すなわち、参入規制緩和あるいは企業分割を伴う民営化の場合、これによる競争相手の出現が、民営化企業の経営者に新たなプレッシャーを与えるということである。

まず、競争によって、企業は顧客からの厳しい選別の目にさらされることになる。これが競争の直接的効果である。一方、これと同時に、競争によって情報の非対称性⁷⁾が崩されるため、企業の株主にとっては、各企業間のコストの比較をすることが容易となる。したがって、競争は、前記・「資本市場からのプレッシャー」をより強めるという間接的効果も持っている。必然的に生産性上昇への圧力が経営者に高まる。

第三は、「経営者マインドの民営化」である。民営化により、前記二種類のプレッシャーが企業の経営者に加わるようになって、経営者側がそれに対応できる態勢になればその効果を期待できない。したがって、以下に述べるものは、前記のプレッシャーが企業の生産

性に実際に影響を与えるための前提条件である。

すなわち、民営化によって政府の干渉から解放されることを通じて対象企業の経営の自由度が増し、これにより経営者の企業家精神が喚起されて、臨機応変かつ効率的な経営が可能になるということである。

公営企業の場合は、その所有形態上、政府の影響力を大きく受けるため、意思決定がどうしても集権的なものになりがちである。しかし、こと企業の経営に関して見れば、これは望ましいことではない。すなわち、企業経営においては、意思決定はできるだけ分権的に行なわれることが望ましい。なぜならば、情報源(市場)に近いほど良質の情報を得られる蓋然性が高いからである。

さて2.2において、「民間への株式売却によって得られた売却益を政府の財政に充当する」ということを、公営事業民営化政策の経済的目的には含めないと述べた。このことについて、前記・「生産性の上昇」という目的とも絡め、ここで少し言及しておく。

上記は、まず第一段階として、財政を圧迫している不採算公営事業を民営化することによって政府から切り離し、以後の財政負担を軽減する。そして、第二段階として、上記・「生産性の上昇」効果により当該民営化事業が軌道に乗った時期に、政府保有の株式を民間に売却し、その株式売却益による財政収入を見込むということである。

しかし、これが達成されるためには、まず対象企業の生産性の上昇という目的が達成されていなければならない。したがって、第一段階の方とはともかく、第二段階の方の目的は副次的なものであり、よって本論文では、民営化政策の経済的目的の独立項目に含めなかった。

2.3 生産性について

前節において、公営事業民営化の経済的目的は、「対象事業の生産性の上昇」にあると述べた。問題を具体化するため、本節においては、生産性について詳述することにする。

2.3.1 経済学における生産性について

経済学における生産性とは、「企業の生産要素投入量1単位当たりの産出量」のことをいう。すなわち、

$$\text{生産性} = \text{産出(生産)量} / \text{生産要素投入量} \quad (2-1)$$

である。

なお、ここでいう生産要素とは、企業がある生産物(製品)を産出(生産)するために必要な要素のことであり、通常、原料・資本および労働の3種類がこれに相当する。

つまり、1単位の生産要素の投入に対して、企業が平均的にどれだけの量の生産物を産出できたか、これが生産性の概念である。当然、2-1式の値が大きいほど生産性が高いということになる。

しかし、上記に示した通り、ある生産物の生産に要する生産要素（2-1式の分母）は1種類だけとは限らない。したがって、1種類の生産物に対して、その生産要素の種類の数だけ生産性の尺度が存在することになる。

このような混乱を避けるため、実証経済学においては、生産性の尺度として平均費用というものをよく代用する。これは、「生産物1単位の生産において企業が平均的に要した費用」のことである。すなわち、

$$\text{平均費用} = \text{総費用} / \text{産出(生産)量} \quad (2-2)$$

である。当該尺度の場合は、2-2式の値が小さいほど生産性が高いことになる。

2-2式の通り、平均費用の場合は、通常、分母が1種類のみとなるので、1種類の生産物に対して1種類の尺度しか存在しない。したがって、以後、本論文においては、生産性の尺度として、この平均費用を用いるものとする⁸⁾。

なお、公的セクターによる価格規制を受けない一般企業の場合、生産性が高い（平均費用が低い）ほど自己の利潤が大きくなることは、改めて論ずるまでもないであろう。すなわち、企業の利益を Π 、売上を R 、総費用を C 、生産物価格を P 、生産量を Q 、平均費用を AC とおくと、

$$\Pi = R - C = P \cdot Q - AC \cdot Q$$

となる。

当然のことながら、 P を一定（外生的）とすると、上式右辺の AC が小さいほど、左辺の Π は大きくなる。これは、沖縄電力のように公正報酬率規制の下にあるわが国の電気事業でも同じである。なぜならば、政府の認可料金である P は、一度設定されると次回の料金改定まで維持されるため、料金算定の対象期間を除くと、企業はこれを外生変数とみなして行動すると予測されるからである。

したがって、たとえ依然政府の料金規制の下にある企業でも、民営化によって資本市場からのプレッシャーが作用するようになれば、必然的に生産性を上昇させるインセンティブが生じると推測される。

2.3.2 民営化に伴う生産性の上昇についての過去の理論研究例

Bös (1991) に見られる通り、民営化企業（私営企業）が公営企業よりも生産性上昇（コスト低下）へのインセンティブにおいて優っているということは、あくまでも推測であって決して理論的帰結ではない。すなわち民営化企業のコスト低下を一般的・理論的に導いた研究はまだない。なお、上記仮定が、本論文2.2.1で示した3つの有力な根拠を前提として成立していることは、すでに述べた通りである。

従来の理論の流れとしては、このような民営化企業のコスト優位性を大前提として公営企業の民営化の可否を社会的厚生観点から判断しようというものである。すなわち民営化には上記のような生産性の上昇（コスト低下）というメリットがある一方で、民営化企業の利潤極大化に伴う配分効率の低下（独占の場合）というデメリットもあり、この両者のトレード・オフの中で最終的な社会的厚生は民営化によって果たして増加するのかどうかを分析するのである⁹⁾。

ここでその代表的な例として、秋岡 (1993c) で引用した Vickers-Yarrow (1988) の「所有形態と効率に関する基本モデル」を再掲する。

今、ある産業において民営化企業が独占企業として行動した場合と、公営企業が独占企業として行動した場合の2つのケースを考える。各企業のマネージャーの目的関数は以下の通りとする。

①民営化企業〔(独占利潤-努力の主観的価値)の極大化〕

$$\begin{aligned} \max_{(q, x)} A(q, x) &= \Pi(q, x) - ax \\ &= \{p(q) - c(x)\}q - ax \end{aligned} \quad (2-3)$$

②公営企業〔(社会的厚生-努力の主観的価値)の極大化〕

$$\max_{(q, x)} B(q, x) = V(q) - c(x)q - bx \quad (2-4)$$

ただし、 q : 生産量

x : コスト削減のための努力投入量（金銭的価値）

$\Pi(\cdot)$: 利潤関数

a : 民営化企業のマネージャーにとっての努力のインフレーター
(逆インセンティブ指数: $a \geq 1$)

$p(\cdot)$: 逆需要関数

$c(\cdot)$: ユニット・コスト（平均費用）関数 ($c' < 0$: x のみの関数であり、

q には左右されない。）

$V(\cdot)$: 消費者の総効用関数 $[\int_0^q p(q) dq]$

b : 公営企業のマネージャーにとっての努力のインフレーター
(逆インセンティブ指数: $b \geq 1$)

つまり、民営化企業と公営企業のマネージャーは、それぞれ異なる目的関数を持ち、しかも外生的に与えられる努力のインフレーター (a, b : 投入する努力の価値 1 単位が各自の効用に与える影響度) も異なっていると仮定しているのである。

計算簡便化のため、ここでは $p(\cdot)$ および $c(\cdot)$ を constant elasticity function として特定化する。

$$p(q) = \sigma q^{-u} \quad (\sigma > 0, 0 < u < 1) \quad (2-5)$$

$$c(x) = vx^{-w} \quad (v, w > 0) \quad (2-6)$$

(2-5)・(2-6) 式を (2-3)・(2-4) 式にそれぞれ代入して 1 階の条件を求めると、

$$\hat{q}^{w/(w+1)-u} = [v/\{\sigma(1-u)\}] \{a/(vw)\}^{w/(w+1)} \quad (2-7)$$

$$\tilde{q}^{w/(w+1)-u} = (v/\sigma) \{b/(vw)\}^{w/(w+1)} \quad (2-8)$$

ただし、 \hat{q} : 民営化企業の最適生産量

\tilde{q} : 公営企業の最適生産量

ところで、公営企業の下での消費者余剰を民営化後も確保しなければならないという前提条件の下で¹⁰⁾、民営化後の社会的厚生が公営企業のそれを上回るためには $\hat{q} > \tilde{q}$ でなければならない。

2 階の条件より、2-7 式および 2-8 式左辺の $w/(w+1) - u < 0$ であるから、上記条件は

$$a/b < (1-u)^{(w+1)/w} \quad (2-9)$$

と同値となる。

この時、 $\hat{x} > \tilde{x}$

$\hat{c} < \tilde{c}$

$\hat{p} < \tilde{p}$

$\hat{W} > \tilde{W}$ [ただし、($\hat{\cdot}$): 民営化企業, ($\tilde{\cdot}$): 公営企業, W : 社会的厚生]

も同時に満たされる。

2-9式より、 $0 < u < 1$, $w > 0$ であるから、 $a < b$ となる。これはどういう事を意味しているのでしょうか。各経営者の努力のインフレーター a , b は (2-3)・(2-4)式より、各マネージャーにとっての「努力の価格」(Shadow Price) とみなすことができる。民営化企業経営者にとっての価格 a が、公営企業経営者にとっての価格 b を、(2-9)式を満たすほどに下回っていれば、これに対応して民営化企業経営者の努力投入量は公営企業経営者よりも多くなり、平均費用関数が下方にシフトして、最終的に民営化企業のユニット・コスト(平均費用) c は公営企業の c よりも低くなる。結果として、民営化による社会的厚生が増加がもたらされるわけである。

ここで言えることは、少なくとも平均費用関数の下方シフトを伴わぬような民営化は、社会的厚生を増加させることはないということである。そして民営化の成否は経営者のインセンティブ (a, b) の如何にかかっており、そのインセンティブは上記モデルに記述されていない報酬体系・民営化後の規制状況等民営化企業を取り巻く諸環境、すなわち 2.2.1 で示した「生産性上昇のための三根拠」を体現しているということである。

2.3.3 生産性についての過去の実証研究例

過去、企業の生産性を実証的に研究した例としては、Primeaux(1977), Gollop and Karlson(1978), Rowley and Yarrow(1981), Bruggink(1982), Stevenson(1982), Forsyth(1984), 秋岡(1993a), 同(1993b), 同(1993c) および秋岡(2000)などが挙げられる。

ここでの実証研究とは、2.3.2で示した理論的研究の大前提である「民営化企業のコスト優位性」をはじめ、いかなる環境要因が企業のコスト低下に影響を与えているかを実際のデータにより検証したものであり、大別すると次の2種類に分類できる。

- (a) ある企業の民営化あるいは公営化の過程を時系列(タイムシリーズ)的に検証したものの。(動的比較)
- (b) 所有形態(公営・私営)あるいは取り巻く環境のそれぞれ異なる企業の混在する産業において、同一時点(クロスセクション)の企業のコストを比較したものの。(静的比較)

いずれも検証したい変数(所有形態あるいは環境要因)を含めた平均費用関数をタイムシリーズデータ、クロスセクションデータ、あるいはパネルデータより回帰推定し、その変数の係数の符号および有意性より、平均費用関数の下方シフトとの因果関係の有無を判断しようとしたものである。なお、本論文が上記分類のうち(a)「動的比較」に属することは言うまでもない。以下、主な研究を上記分類別に述べる。

(a) 動的比較

1) Rowley and Yarrow (1981)

1957-75年の英国鉄鋼業のデータを分析。国有化（1966）以降は生産性の低下が有意に認められると結論。

2) Forsyth (1984)

英国航空業の平均費用関数を推定。民営化（1981）以降は、コストの低下が有意に認められると結論。

3) 秋岡 (1993b)

1955-89年の日本たばこ事業の平均費用関数を推定。1985年の民営化（広義の民営化）以前と以後とで、有意な平均費用関数のシフトは認められないと結論。

4) 秋岡 (1993c)

1972-91年の沖縄電力の平均費用関数を推定。1988年の民営化（完全民営化）以前と以後とで、有意な平均費用関数のシフトは認められないと結論。

5) 秋岡 (2000)

1955-97年の日本たばこ事業の平均費用関数を推定。1985年の民営化（広義の民営化、のち1994年に部分民営化）以前と以後とで、有意な平均費用関数のシフトは認められないと結論。

(b) 静的比較

1) Primeaux (1977)

米国約3,000社の電力会社の平均費用関数を推定。複占企業は独占企業より平均費用が低くなると結論。（1964-68年タイムシリーズ・クロスセクション混合データ）

2) Gollop and Karlson (1978)

米国119私営電力会社の平均費用関数を推定。オイルショック時に導入された原油価格スライド電気料金査定システム（FAM）が、企業の平均費用を押し上げていると結論。（1970・72年タイムシリーズ・クロスセクション混合データ）

3) Bruggink (1982)

米国水道事業86社の平均費用関数を推定。私営企業は公営企業より平均費用が低くなると結論。（1960年クロスセクション・データ）

4) Stevenson (1982)

米国79電力会社の平均費用関数を推定。電力単給企業は電力・ガス併給（地域エネルギー独占）企業より平均費用が低くなると結論。（1964・72年タイムシリーズ・ク

ロスセクション・ダミー処理混合データ)

5)秋岡(1993a)

1985・87・89年の日本ガス事業246社の平均費用関数をクロスセクション分析およびパネル分析により推定。クロスセクション分析においては、予想とは逆に公営企業のコスト優位性が認められるが、パネル分析においては有意な格差は認められないと結論。

上記はいずれも、民営化などの企業の経営環境・所有形態の変化(差異)と、その生産性との関係について研究したものである。このうち、Rowley and Yarrow (1981)を除く9研究においては、平均費用が生産性の尺度として用いられている。

さて、上記の実証研究のうち、(a)および(b)-3)および5)は、2.2.1で述べた「資本市場からのプレッシャー」を検証したものである。また、(b)-1)および4)は、同じく「生産物市場からのプレッシャー」を検証したものである。一方、(b)-2)は、その他のプレッシャーの影響を検証したものである。

これらの実証研究のうち、外国における研究を通じて言えることは、何らかのプレッシャーの存在が、企業の平均費用低下(あるいは生産性上昇)に有意な影響を及ぼしているということである。しかし、上記のように、わが国における研究においては、このことは有意には認められなかった。

上記の所見に関連し、ここで、本論文の執筆に至るまでの一連の拙実証研究の経緯を簡単に述べておく。

まず最初にわれわれは、秋岡(1993a)において日本ガス事業の公営・私営構造格差を検証した。次に、秋岡(1993b)および秋岡(2000)において日本たばこ事業の民営化(1985年)について検証した。しかし、前述の通り、いずれの研究においても、民営化あるいは私営企業のコスト優位性(民営化は企業の平均費用関数を下方にシフトさせる効果を持つということ)についての有意な結論を得ることはできなかった。

ここで再び「民営化」という言葉の意味に立ち返ることが必要となった。秋岡(1993b)および秋岡(2000)で研究された日本たばこ事業の民営化は、2.1の分類に従うと、あくまでも「広義の民営化(①)」[秋岡(1993b)]および「部分民営化(②-a)」[秋岡(2000)]であって、決して「完全民営化(②-b)」ではなかった。

事実、民営化後の「日本たばこ産業」の株式は、1994年の株式上場まで政府が全額を保有しており、株式上場以降も、引き続き政府が2/3を保有していた。このような状況下では、「民営化企業のコスト優位性」の根拠の一つである「資本市場からのプレッシャー」が有効に作用しているとは言い難いと感じられた。

すなわち、2.2で触れた英国サッチャー政権における民営化政策が、すべて上述「完全民営化（②-b）」に属することを考えると、わが国においても同様のケースを検証しない限り、両国における結果の比較は困難であると思われたのである。

さて、わが国で過去に行われた民営化のうち、「完全民営化（②-b）」に属する数少ない例の一つが、当沖縄電力の民営化（1988年）であり、このことが、秋岡（1993c）で同社を研究対象とした主な理由であった。

本論文第1章で既に述べたように、われわれは、当該論文において、沖縄電力の民営化が当企業の生産性の上昇をもたらしたかどうかを検証した。しかし、1993年当時は民営化後まだ日が浅く、データ数の制約もあって民営化による有意な生産性の向上は検証できなかった。

今年で1988年の同社の完全民営化から13年が経過し、民営化後のデータは十分に蓄積されている。また前回1993年以降、同企業を取り巻く環境は、大きな変化を遂げている。これらの状況を踏まえた上で、「民営化」という政策を今一度精査し、さらに分析手法も抜本的に見直すことによって当該政策の実証分析を精緻に行なうこと、これが先行諸研究との関連から述べた本論文の執筆目的である。

なお参考までに、民営化に関するこれまでの著者の研究の概要をまとめると、本論文末尾の表2-1のようになる。

2.4 沖縄電力株式会社について

さて、ここで本論文における研究の対象である。沖縄電力の沿革について簡単に触れておく。沖縄電力株式会社は、米軍占領下における琉球電力公社の資産の大半を引き継ぐ形で、1972年5月15日（本土復帰日）に沖縄県知事と大蔵大臣の共同出資で設立された。設立時の株主数は2名、資本金は137億2,802万円であった。その後、1976年に県内の配電各社を吸収合併し、沖縄県における唯一の一般電気事業者となった。そして1988年、上記株式の大部分を初めて民間へ売却したことにより、名実ともに「民間企業」となって現在に至っている。

なお同社の株式は、1988年の株式売却時には店頭登録株として取引されていたが、1992年2月に東京証券取引所2部および福岡証券取引所に上場を果たしている。

参考までに付け加えておくと、1999年3月末現在、同社の資本金は74億3,700万円（前回1992年3月末当時：73億6,400万円）、株主数は7,413名（前回6,275名）、授権株数は3,000万株（前回3,000万株）で、主な株主とその持株比率は、社員持株会2.81%、沖縄県知事2.46%、琉球銀行2.38%、沖縄銀行2.37%他である。

また、同社の事業規模およびその全国比についてみると、1999年3月末現在、発電能力175万6,950kW（前回1991年3月末当時：132万7,230kW）〔電源開発(株)の発電所31万2,000kW

を含む]で、全国比0.79% (前回0.76%)、供給電力量(発電端)74億4,700万 kWh (前回52億8,300万 kWh)で全国比0.85% (前回0.73%)である。ちなみに、発電設備はすべて火力発電設備である。

2.1の民営化の分類に従えば、1972年の設立を「広義の民営化(①)」(株式会社組織への移行)、1988年の株式売却を「狭義の民営化(②)」(民間セクターへの株式売却)とみなすことができる。

しかも、1999年3月末現在、同社における民間セクターの持株比率は93.01% (前回92.98%)であり、この比率は株式売却以後、概ね90%以上で安定している。したがって、この株式売却は、「狭義の民営化(②)」のうち「完全民営化(②-b)」に属するものとみなして良い。

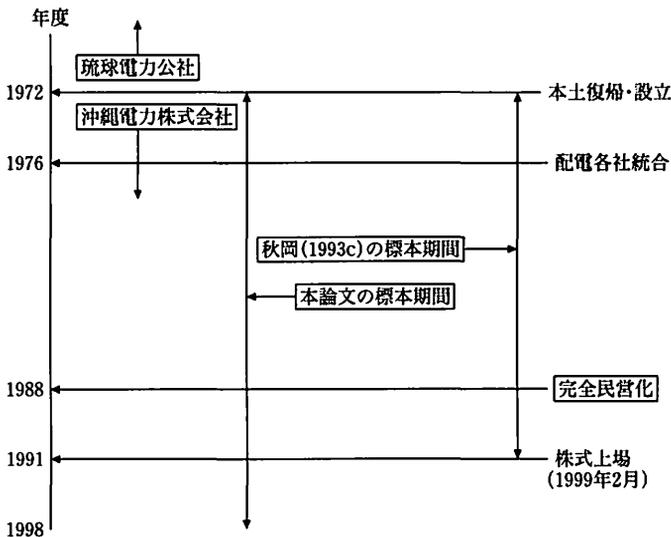
ところで、本土復帰(1972年)以前の琉球電力公社時代のデータについては、その収集の困難性に加え、基準通貨・集計基準等の相違などのため、本論文では使用しなかった。このため本論文における分析の対象は、株式会社移行(1972年)以後の同社ということになる。

したがって、「1988年の同社の完全民営化が平均費用関数に有意な影響をもたらしたかどうか、すなわち民間への株式売却は平均費用関数の下方シフトをもたらしたかどうか」ということが、本論文の厳密な主眼となる。(併せて、設備利用率が平均費用にいかなる影響を及ぼしているかも検証する。)

なお、当沖縄電力以外のいわゆる9電力は、1950年の電気事業再編成令と公益事業令にもとづき、当初よりすべて私営企業として発足している。

参考までに、1972年の設立から現在までの同社の沿革を、下記の図2-1に示す。

図2-1 沖縄電力株式会社の沿革



3. モデル

第2章において、公営事業民営化政策の目的が当該事業の生産性向上にあると述べた。本章では、これを実証的に検証するための道具としての経済モデルを提示し、これに若干の説明を加える。

[本論文における基本モデル（モデル1：Translog型関数）]

本論文における基本モデルは、Christensen 他（1973）によって提案された下記のTranslog型平均費用関数であり、これをモデル1とする。なおこれは、未知の関数の関数形をTaylor展開によって数学的に近似したものである。[詳細は秋岡（1993c）の第3章を参照されたい]

$$\begin{aligned}
 \ln(AC_t/P_{Mt}) = & \beta_0 + \beta_{DP}DP_t + \beta_{DD}DD_t + \beta_{UR}\ln UR_t + \beta_T\ln T_t \\
 & + \beta_Q\ln Q_t + \beta_K\ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \\
 & + \beta_L\ln(P_{Lt}/P_{Mt}) + \beta_{QK}\ln Q_t \ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \\
 & + \beta_{QL}\ln Q_t \ln(P_{Lt}/P_{Mt}) \\
 & + \beta_{KL}\ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \ln(P_{Lt}/P_{Mt}) \\
 & + (1/2)\beta_{QQ}(\ln Q_t)^2 \\
 & + (1/2)\beta_{KK}\{\ln(P_{Kt}/P_{Mt})\}^2 \\
 & + (1/2)\beta_{LL}\{\ln(P_{Lt}/P_{Mt})\}^2 + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{3-1}$$

ただし、 AC_t : t 期の企業の平均費用 ($AC_t = C_t/Q_t$)

C_t : t 期の企業の総費用

Q_t : t 期の企業の生産量

P_{Mt} : t 期の中間生産物価格（原料価格）

DP_t : t 期の完全民営化ダミー（後述）

DD_t : t 期の配電費ダミー（同上）

UR_t : t 期の企業の設備利用率（同上）

T_t : t 期のタイム・トレンド（同上）

P_{Kt} : t 期の資本価格

P_{Lt} : t 期の労働価格

ε_t : t 期の確率誤差項 [$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$]

β : 推定するパラメーター

(3-1)式は、本論文の主眼たる「民営化企業の生産性」を、計量経済学的手法を用いて分析するために導出された経済モデルである。すなわち、「生産性」の変動要因を検証するため、右辺の「完全民営化ダミー」他の諸変数(説明変数)と、左辺の「原料価格でデフレートされた平均費用」(生産性;被説明変数)との因果関係を数式的に記述したものである。

当モデルの各変数に対象標本期間の実際のデータをあてはめ、最小二乗法に代表される計量経済学の推定法をこれに適用して推定を行なえば、各パラメーター β の推定値($\hat{\beta}$)が得られると同時に、その有意性を統計学的に検証することも可能となる。ここに至り、「企業の生産性」と、「完全民営化ダミー」をはじめとする諸説明変数との具体的な因果関係が定量的に提示されることになる。

なお前述のように、(3-1)式は、未知の関数の Taylor 展開による近似形に、企業行動に関する経済学の基礎理論を適用して導出されたものである。その導出過程の詳細については、Christensen 他(1973)および、秋岡(1993c)の第3章を参照されたい。

さて、(3-1)式の諸変数のうち、 DP_t 、 DD_t 、 UR_t 、 T_t の4変数について、ここで説明を加えておく。

① DP_t (t 期の完全民営化ダミー)

1988年の完全民営化が沖縄電力の平均費用に与えた影響を見るためのダミー変数であり、「完全民営化」という環境要因を説明変数化したものである。なお、当ダミー変数の値は、民営化前(1972~87年)が「0」、民営化後(1988~98年)が「1」である。

2.3.1で示したように、生産性の上昇とは、3-1式左辺の平均費用の低下のことである。沖縄電力の完全民営化が、2.2および2.3で示したように同社の生産性を上昇させる効果、すなわち平均費用関数を下方にシフトさせる効果を持っていたとすれば、当変数の係数の推定値 $\hat{\beta}_{DP}$ の符号は負で、かつ係数は統計学的に有意でなければならない。

なぜならば、完全民営化後の変数 D_t は各期とも1であるので、 DP_t の係数 β_{DP} の推定値が負かつ有意であれば、「完全民営化」という要因によって、3-1式左辺の $\ln(AC_t/P_{Mt})$ は、その $\hat{\beta}_{DP}(<0)$ の値だけ引き下げられることになるからである。

② DD_t (t 期の配電費ダミー)

1976年の配電各社合併までは、沖縄電力の費用 C に、該当地域分の配電費が計上されておらず、合併前後の費用のトーンを合わせるために、当ダミーを使用するものである。なお、当ダミー変数の値は、合併前(1972~75年)が「0」、合併後(1976~98年)が「1」である。

したがって、配電費の計上が平均費用関数を上方にシフトさせる効果は、(3-1)式の右辺第3項 ($\beta_{DD}DD_t$) によって示される。

③ UR_t (t 期の企業の設備利用率)

他の製造業と異なり、電気事業においては、生産物（電力量）の貯蔵が不可能である。このため、瞬間的な年間最大需要量に対応できる設備を1年中確保する必要がある。

その設備1単位当たりの維持費の大部分は、生産量とではなく、時間と連動するので、設備利用率（＝実際の生産量／設備上最大可能な生産量）を上昇させることは、そのまま平均費用低下につながる。

本論文では、 t 期の設備利用率 UR_t を下記のように定義して平均費用関数の説明変数の一つとして使用している。

$$UR_t(\%) = [t\text{期の供給kWh} / (t\text{期の設備(発電能力)kW} \times 24\text{時間} \times 365\text{日})] \times 100$$

したがって、設備利用率の上昇が平均費用関数を下方にシフトさせる効果は、(3-1)式の右辺第4項 ($\beta_{UR}UR$) によって示される。

④ T_t (t 期のタイム・トレンド)

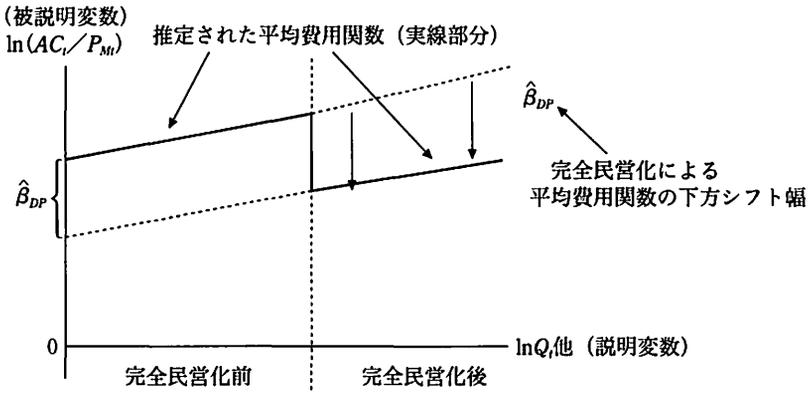
外生的かつ中立的な技術進歩を示す変数である。本論文の標本期間は27年間にもわたるので、この間に一般的なエネルギー関連技術などが進歩し、企業の生産性を上昇させる一因となっている可能性がある。このような外生的技術進歩による生産性への影響を、民営化によるそれと峻別するため、当変数を説明変数に加えるものである。

なお、当変数の系列要素は、第1期（1972年）を「7」とし、その後1期経るごとに1ずつ増加して行き、最終の第27期（1998年）に「33」で終わるという形態をとっている。これは、わが国経済の高度成長が軌道に乗るようになった1965年を諸技術の「元年」とみなし、この年からの経過年数を本論文のタイム・トレンド変数として採用したことによる。

すなわち、本論文の主眼は、上記基本モデル（3-1式）の各パラメータ β を推定することにより、沖縄電力の平均費用関数を求めた上で、係数 $\hat{\beta}_{DP}$ の符号および有意性を検証し、同社の完全民営化が平均費用に及ぼした影響を分析するというところにある。

参考までに、これを模式的に表現すると、下記の図3-1のようになる。

図3-1 本論文における実証分析のイメージ



*上図は、本来多変量の回帰分析を、あくまでも便宜的に2次元に投影したものである。

4. 実証分析

本章においては、まず、第3章で提示されたモデル1(3-1式)に実際のデータを適用し、そこで得られた推定結果について、統計学的な検証を行なう。次に、必要ならばその検証結果にもとづきモデルを修正の上、再推定を行なう。

4.1 モデル1(3-1式)の推定結果

3-1式の AC_i から P_M までの各変数に沖縄電力の実際のデータを代入し、これに最小二乗法(OLSQ: Ordinary Least Squares)を適用して各パラメーター β の推定値を求めた。推定結果は、本論文末尾の表4-1中「①モデル1(3-1式)」欄の通りである。

ちなみに、この最小二乗法は、モデルに「標準線形回帰モデルの諸仮定」が成立していることを前提とした場合、計量経済学的に最も望ましい推定方法の一つであることが知られている¹¹⁾。したがって、本論文においても、この最小二乗法を用いるものである。

なお、データは1972~98年までの年次データで、サンプル数は、完全民営化前16(1972~87年)、完全民営化後11(1988~98年)の計27である。3-1式の通り、推定するパラメーター数が14であるから、推定の自由度は13となる。なお、データの出典については、本論文末尾の「各データの出典および算出方法」欄を参照されたい。

さて、表4-1「①モデル1(3-1式)」の推定結果を見ると、パラメーター推定値 $\hat{\beta}$ のうち、そのt値の絶対値が、自由度13における有意水準5%の閾値(2.160)を超えるものは、ただ $\hat{\beta}_{DD}$ のみである。有意水準を10%に緩和してみても結果は同じである。

これは、モデル1(3-1式)右辺各項の説明変数のうち、統計学的に見て左辺の平均費用

に有意な影響を与えているのは、 DD のみであるということを示す所見である。もちろん、本論文における実証分析の主眼たる民営化ダミー（ DP ）も、平均費用に有意な影響を与えていない。

このように、モデル中のパラメータ推定値のうち統計学的に有意なものが少ないということの原因としては、そのモデルが「真のモデル」と適合していないことが考えられる。すなわち、本節の推定結果にもとづけば、モデル1（3-1式）が真のモデルと適合していないのではないかという疑いを否定することはできない。

4.2 モデル2：Cobb-Douglas型関数

4.1の推定結果を踏まえ、本節においてはモデルを変更する。すなわち、モデルをTranslog型関数（モデル1：3-1式）から、下記のCobb-Douglas型関数に変更し、これをモデル2とする。

$$\ln(AC_t/P_{Mt}) = \beta_0 + \beta_{DP}DP_t + \beta_{DD}DD_t + \beta_{UR}UR_t + \beta_T \ln T_t + \beta_Q \ln Q_t + \beta_K \ln(P_{Kt}/P_{Mt}) + \beta_L \ln(P_{Lt}/P_{Mt}) + \varepsilon_t \quad (4-1)$$

*各変数の内容は、モデル1（3-1式）と同様である。

なお、Cobb-Douglas型関数とは、Douglas（1948）によって最初に提唱された関数形である。これは当時、企業の生産行動をモデル分析する際に生産関数の関数形を特定化することが必要とされたためである。この関数形は、Translog型関数に較べて一般性や柔軟性では劣るものの、企業の生産行動に関する経験則と概ね合致し、諸計算も簡便なため、これまで経済学の実証分析では広く用いられてきた。

4-1式は、このCobb-Douglas型生産関数と双対な費用関数¹²⁾に、3-1式と同様、企業行動に関する経済学の基礎理論を適用して導出されたものである¹³⁾。

ちなみに、当モデル2（4-1式）の関数形は、第3章のモデル1（3-1式）から2次項（交叉項および2乗項）を除外した形となっている。4-1式の通り、モデル1と比較して、この変更により説明変数は計6個削減され、その結果、自由度は6増加することになる。

4.3 モデル2（4-1式）の推定結果

4.1と同様にして、モデル2（4-1式）の AC_t から P_{Lt} までの各変数に沖縄電力の実際のデータを適用し、これに最小二乗法を用いて各パラメータ β の推定値を求めた。推定結果は、本論文末尾の表4-1中「②モデル2（4-1式）」欄の通りである。

なお、データおよびサンプル数は4.1と全く同様であるが、4-1式の通り、推定するパラメーター数が8となるから、推定の自由度は19となる。

当欄の推定結果を見ると、モデル1とは異なり、 $\hat{\beta}_K$ を除くすべてのパラメーター推定値の t 値(絶対値)が、自由度19における有意水準10%の閾値(1.729)を超えている。有意水準を5%と厳格化した場合でも、結果は同様である。ちなみに、有意水準を1ポイント緩めて11%とすると、すべてのパラメーター推定値の t 値(絶対値)が、当該自由度における閾値(1.677)を超えることになる。

これは、モデル2(4-1式)右辺各項の説明変数が、左辺の平均費用にそれぞれ有意な影響を与えていることを示す所見である。また、表4-1の通り、各パラメーター推定値の符号や大きさも経済理論と矛盾しない。さらに、Durbin-Watson比(1.990)にも問題はないので、誤差項の系列相関を示す所見も示されていない。

4.2で示した通り、モデル2の関数型はCobb-Douglas型となっており、これは経済理論上、分析道具として十分な妥当性を有するとされているものである。そのようなモデルに実際のデータを適用した結果、上記のように統計学的に有意な所見が得られたわけであるから、本論文においては、モデル2(4-1式)を沖縄電力の平均費用関数として採用するものである¹⁴⁾。

4.3.1 回帰診断について

和合・伴(1996)でも指摘されているように、回帰分析を行なう場合には、いわゆる「はずれ値」に注意する必要がある。「はずれ値」とは、全体の推定結果に与える影響度が極めて大きい特定の観測値のことである。

「はずれ値」を検出し、モデルの改善に役立てることを回帰診断といい、それに用いる代表的な指標として、ハット行列とステューデント化残差とがある。本論文においては、その計量経済学上の理論を詳細に説明する紙幅がないため、ここでは実際の適用過程を述べるに留める。詳しくは、前述の和合・伴(1996)を参照されたい。

さて、本論文モデル2(4-1式)の推定結果から計算された各年次のハット行列の要素とステューデント化残差については、表4-1-1の通りである。まず、ハット行列について検証する。一般的に、対応するハット行列の要素が $2K/T$ を超えていれば、その観測値は「はずれ値」であると考えられている。(ただし、 K は推定するパラメーターの数、 T は標本数)本論文のモデル2(4-1式)の場合、 $K=8$ 、 $T=27$ であるので、上記閾値は0.593となる。

表4-1-1のハット行列の要素を見ると、0.593を超えるものは全標本期間(27期)中に1つだけあり(0.594)、これに対応する観測値は第1期(1972年)のものである。しかしこ

表 4-1-1 モデル 2 (4-1 式) の推定結果から計算された各期のハット行列の要素とステューデント化残差
 (*印: 閾値を超えるもの)

期	推定残差	ハット行列の要素	ステューデント化残差	
1 (1972)	-0.053924	0.59466*	-1.07835	
2 (1973)	-0.034161	0.36713	-0.53405	
3 (1974)	-0.037704	0.48233	-0.65426	
4 (1975)	0.12579	0.45892	2.43225*	(配電各社統合)
5 (1976)	0.017312	0.33562	0.26258	
6 (1977)	0.056195	0.31312	0.85342	
7 (1978)	-0.014267	0.29581	-0.21004	
8 (1979)	-0.099630	0.13806	-1.39379	
9 (1980)	0.066984	0.16405	0.92525	
10(1981)	-0.035349	0.38273	-0.56000	
11(1982)	-0.0045304	0.21796	-0.063221	
12(1983)	0.0055875	0.15289	0.074920	
13(1984)	0.021791	0.19380	0.30021	
14(1985)	0.085089	0.28104	1.29463	
15(1986)	-0.032866	0.35757	-0.50960	
16(1987)	-0.066317	0.27051	-0.98349	(完全民営化)
17(1988)	0.12325	0.36999	2.14743*	
18(1989)	0.018046	0.27169	0.26142	
19(1990)	-0.16023	0.29380	-2.82729*	
20(1991)	-0.071547	0.30594	-1.09438	(株式上場)
21(1992)	0.040566	0.19045	0.56117	
22(1993)	0.062080	0.18721	0.86724	
23(1994)	0.038688	0.26627	0.56218	
24(1995)	0.067339	0.20146	0.95300	
25(1996)	-0.074354	0.26140	-1.10304	
26(1997)	-0.020421	0.24339	-0.29036	
27(1998)	-0.023412	0.40219	-0.37510	

の場合、閾値を超えていると言っても、わずか0.001に過ぎない。

次に、ステューデント化残差について検証する。一般的に、当該数値の絶対値が2を超えていれば、その観測値は「はずれ値」と考えられている。表 4-1-1 の当該欄を見ると、その絶対値が2を超えているものは全標本期間 (27期) 中に3つあり (2.432, 2.147 および -2.827)、これに対応する観測値は、それぞれ第4期 (1975年)、第17期 (1988年) および第19期 (1990年) のものである。しかし、このうち第4期 (1975年) と第17期 (1988

年)は、表4-1-1に示したように、それぞれ配電費ダミーと完全民営化ダミーの要素が「0」から「1」へと変化する境目の年にあっており、元々「はずれ値」と誤認されやすい条件を持ち合わせている。

さらに、ハット行列とステューデント化残差の両指標において、ともに「はずれ値」であるとの兆候が示された観測値が全くないことも併せて考慮すると、本論文モデル2(4-1式)の場合、標本からの「はずれ値」の除外は必要ないと結論付けられる¹⁵⁾。

なお、広い意味での回帰診断には、上記のような「はずれ値」の問題とともに、変数選択基準の問題も含まれる。これは、モデルの説明変数を選択する場合に、一体何を判断基準とすべきかということである。言い換えるならば、モデルの適合度の指標の問題ということになる。

その代表的な指標として、Akaikeの情報量基準(AIC)がある。これは、Akaike(1969)によって提唱された、次式で示される統計量のことである。上述・「はずれ値」と同様、ここではその理論的詳細を述べる紙幅はないが、通常、モデルの候補にスペシフィケーションの異なる複数の方程式が挙げられている場合、この統計量が最小になるような方程式を選択すればよいとされている。

$$AIC = T \ln \hat{\sigma}_K^2 + 2K$$

ただし、 T : 標本数

$\hat{\sigma}_K^2$: 誤差項の分散の推定値

K : 推定するパラメーターの数

参考までに、本論文のモデル1(3-1式)とモデル2(4-1式)におけるAICを、それぞれ本論文末尾の表4-1の欄外に示した。

これによれば、両モデルのAICを比較した場合、本論文のモデル1(3-1式)のもの(-39.733)の方がモデル2(4-1式)のもの(-27.008)より小さい。したがって、単にAICだけを基準にすれば、モデル2(Cobb-Douglas型)よりモデル1(Translog型)の方を選択すべきということになる。

しかし、山本(1988)において指摘されているように、当基準には、ランク(推定するパラメーターの数)の非常に高いモデルを選ぶ可能性があるとの批判がある。すなわち、AICはランクが近いモデル同士を比較するのに適している情報量基準であるということである。

表4-1に示したように、モデル1はモデル2よりもランクが6も高く、元々AICが小さくなる条件を有している。また、推定されたパラメーターの有意性や経済理論との整合性においても、モデル1よりモデル2の方が優っている。これらの所見を総合判断した結果、4.3

で示した通り、本論文においては、モデル2(4-1式)を沖縄電力の平均費用関数として採用するものである。

4.4 民営化の影響について

4.3において、沖縄電力の平均費用関数が推定された。では、1988年の完全民営化は、果たして同社の生産性を上昇させたのであろうか、また、上昇させたのであれば、その効果は定量的にいかほどになるのであろうか。本節では、このことを詳しく検証することにする。

まず、完全民営化の効果を検証する。本論文末尾の表4-1「②モデル2(4-1式)」欄を見ると、完全民営化ダミー DP の係数 β_{DP} の推定値は -0.201 であり、かつその t 値の絶対値 (2.407) は、自由度19での有意水準5%の閾値 (2.093) を超えている。このように、 β_{DP} の推定値の符号が負かつ有意であることから、完全民営化によって同社の平均費用は引き下げられたことになる。すなわち、1988年の沖縄電力の完全民営化には、同社の生産性を向上させる効果があったことが、統計学的に確かめられる。

では、その効果は定量的にいかほどなのであろうか。それは、モデル2(4-1式)から算定することができる。今、「平均費用の完全民営化弾力性」という指標を考え、これを $\varepsilon_{AC/PM, DP}$ とおく。これは、「完全民営化によって、原料価格でデフレートされた同社の平均費用 (AC/P_M) は何%低下したのか」を示す指標である。すなわち、

$$\begin{aligned}\varepsilon_{AC/PM, DP} &= \{\Delta(AC/P_M) / (AC/P_M)\} / (\Delta DP) \\ &= \partial \ln(AC/P_M) / \partial DP\end{aligned}$$

ただし、 Δ : 「右の変数の変化分」を示す数学記号

∂ : 偏微分記号

(他の変数は、3-1式を参照)

モデル2(4-1式)より、これは β_{DP} に等しいことが容易に確かめられる。先述の通り、沖縄電力の場合は $\hat{\beta}_{DP} = -0.201$ であるから、あくまでもモデル2にもとづけば、同社の完全民営化は、原料価格でデフレートされた同社の平均費用 (AC/P_M) を、民営化が行なわれなかった場合と比較して20.1%引き下げる効果があったと結論付けることができる。

4.5 本論文と秋岡(1993c)との結論の比較

本論文末尾の表2-1に示したように、前回の秋岡(1993c)においては、「沖縄電力の完全民営化には、同社の平均費用を引き下げる効果はなかった」との結論が出ていた。これは

本論文の前節4.4で導かれたものとは全く対照的な結論である。この二つの結論が、各論文の執筆時点でいずれも正しいものであったとすれば、秋岡(1993c)から本論文執筆までの期間に蓄積されたデータこそが、両論文における結論の逆転に決定的な役割を果たしたということになる。しかし、秋岡(1993c)で上記の結論を導出したモデルおよび標本期間は、本論文で用いたものとは異なったものである。

すなわち、秋岡(1993c)のモデル2(制約a)は、本論文のモデル2(4-1式)に、 $\ln Q_t$ の2次項 $[(1/2)\beta_{qq}(\ln Q_t)^2]$ を加えたものである。また、標本期間は1972-1991年の20年間である。[なお、詳細は秋岡(1993c)第4章を参照されたい]

したがって、両論文における結論を厳密に比較するためには、モデルあるいは標本期間を統一して分析を行なう必要がある。そこで本節においては、下記の2通りの比較により得られた分析結果を、本論文4.3および4.4におけるそれと比較してみることにする。

- 比較①〔本論文のモデルはそのままにして、標本期間を秋岡(1993c)に合わせる〕:
本論文のモデル2(4-1式)に、秋岡(1993c)と同一の標本期間(1972-91年)のデータを適用し、その推定結果を秋岡(1993c)と比較する。
- 比較②〔本論文の標本期間はそのままにして、モデルを秋岡(1993c)に合わせる〕:
秋岡(1993c)のモデル2(制約a)に、本論文と同一の標本期間(1972-98年)のデータを適用し、その推定結果を本論文4.3および4.4におけるそれと比較する。

上記比較①・②における各パラメーターの推定結果、および参考としての秋岡(1993c)のモデル2(制約a)の推定結果は、本論文末尾の表4-2の通りである。

4.5.1 比較①(1972-91年)

まず、比較①の推定結果〔標本期間(1972-91年)〕を検証する。表4-2の当該欄を見ると、本論文のモデル2(4-1式)を用いた場合、完全民営化ダミーDPの係数 β_{DP} の推定値は-0.178で負であり、しかもそのt値の絶対値(2.033)は、自由度12での有意水準10%の閾値(1.782)を超えている。ただ、パラメーター推定値のうち、 $\hat{\beta}_K$ については、有意水準10%で有意ではなくなっている。

一方、これと同一標本期間で異なるモデルを用いた、同表最下段の秋岡(1993c)のモデル2(制約a)における推定結果〔標本期間(1972-91年)〕においては、民営化ダミーDPの係数 $\hat{\beta}_{DP}$ は負であるが、有意水準10%で有意ではない。しかし、他のパラメーター推定値については、有意水準10%ですべて有意である。このように、標本期間を秋岡(1993c)と同

じ1972-91年に合わせると、採用するモデルによって民営化の効果に関する所見が分かれる。

では、どちらのモデルの方が、より適合度が高いと言えるのだろうか。例えば、本論文のモデル1(3-1式)とモデル2(4-1式)のように、一方のモデルが他方のモデルを包含するような形式になっていれば、F検定や尤度比検定などの係数制約の検定を行なうことができる。しかし、表4-2に示した通り、今回の両モデルはそのような関係にはなく、したがって、これらの検定を行なうことができない。そこで、4.3.1で言及したAkaikeの情報量基準(AIC)を用いて、標本期間を1972-91年とした場合の両モデルの適合度を検証してみることにする¹⁶⁾。

各モデルのAICについては、表4-2の欄外に示した。これを見ると、当該標本期間の場合、本論文のモデル2(4-1式)を用いたもの(-19.135)より、秋岡(1993c)のモデル2(制約a)を用いたもの(-24.172)の方が小さい。よって、標本期間を1972-91年とすると、本論文のモデル2(4-1式)より、秋岡(1993c)のモデル2(制約a)の方が、モデルの適合度が高いということが言える。したがって、秋岡(1993c)執筆時点でのデータを前提とする場合、当該論文で使用したモデルおよび「沖縄電力の完全民営化が同社の平均費用を引き下げる効果を持っていたとは言えない」という当時の結論は、そのまま支持される。そしてこれは、4.3および4.4で示した本論文における結論とは全く異なっている。

4.5.2 比較②(1972-98年)

次に、比較②の推定結果〔標本期間(1972-98年)〕を検証する。表4-2の当該欄を見ると、秋岡(1993c)のモデル2(制約a)を用いた場合、完全民営化ダミー- DP の係数 β_{DP} の推定値は-0.220で負であり、かつそのt値の絶対値(2.052)は、自由度19での有意水準5%の閾値(2.093)には及ばないものの、10%の閾値(1.729)は超えている。

これは、表4-1に示した本論文のモデル2(4-1式)における所見と同じである。このように、標本期間を本論文と同じ1972-98年に合わせると、民営化の効果に関する限り、両モデルで同じ結論を得る。ただ、秋岡(1993c)のモデル2(制約a)を用いた場合、パラメータ推定値のうち、 $\hat{\beta}_0$ 、 $\hat{\beta}_Q$ 、 $\hat{\beta}_K$ 、 $(1/2)\hat{\beta}_{QQ}$ については、有意水準10%で有意ではなくなっている。

一方、同表最下段の秋岡(1993c)のモデル2(制約a)における推定結果〔標本期間(1972-91年)〕は、全く同一のモデルを用いているにもかかわらず、これとは明らかに異なる所見を示している。

そこで、比較①と同様、AICを用いて、標本期間を1971-98年とした場合の両モデルの適合度を検証してみることにする。本論文のモデル2(4-1式)におけるAICについては、表

4-1の欄外に示し、秋岡(1993c)のモデル2(制約a)におけるそれについては、表4-2の欄外(「比較②」)に示した。これを見ると、当該標本期間の場合、秋岡(1993c)のモデル2(制約a)を用いたもの(-21.061)より、本論文のモデル2(4-1式)を用いたもの(-27.008)の方が小さい。よって、標本期間を1972-98年とすると、秋岡(1993c)のモデル2(制約a)より、本論文のモデル2(4-1式)の方が、モデルの適合度が高いということが言える。

したがって、本論文執筆時点でのデータを前提とする場合、本論文における使用モデル、および「沖繩電力の完全民営化は、同社の平均費用を引き下げる効果を持っていた」という結論は、そのまま支持される。これらの所見を総括すると、表4-3のようになる。

結局、両論文におけるモデルおよび結論は、それぞれの時点で利用可能なデータを前提とする限り、どちらにも強いて変更すべき理由がないとすることができる。すなわち、秋岡(1993c)から本論文執筆までの期間に新たに蓄積されたデータ(1992-98年)自体が、両論文における結論の逆転に決定的な役割を果たしたと言える。

2.4で述べたように、同社は1992年2月に東京証券取引所2部および福岡証券取引所に株式の上場を果たしている。(それまで同社の株式は、店頭登録株であった)しかし、本論文末尾の図2-1に示したように、この株式上場以後のデータは、秋岡(1993c)の段階では用いられていない。株式店頭登録企業から株式上場企業への移行は、情報開示や利益に関する諸要件の飛躍的な厳格化を意味する。同社にとって、これは2.2.1の「資本市場からのプレッシャー」をより強める出来事であったと推察される。このことが、上記の所見に影響を与えているのかもしれない。引き続きこれを研究の課題としたい。

表4-3 本論文と秋岡(1993c)との間における使用モデル・標本期間別の論点検証結果交互比較

論点	適用するデータの 標本期間	使用モデル	
		本論文のモデル2 (4-1式)	秋岡(1993c)の モデル2(制約a)
1988年の完全民営化が沖繩電力の平均費用を引き下げる効果を持っていたかどうか(効果があれば○)	本論文と同一 (1972-98年)	○ (効果あり) 本論文4.3および 4.4参照	○ (効果あり) 本論文4.5.2の 「比較②」参照
	秋岡(1993c)と同一 (1972-91年)	○ (効果あり) 本論文4.5.1の 「比較①」参照	× (効果なし) 本論文4.5.1の 「比較①」参照
本論文のモデル2(4-1式)と秋岡(1993c)のモデル2(制約a)のうち、どちらのモデルの方があてはまりが良いか(AIC基準:あてはまりが良い方に○)	本論文と同一 (1972-98年)	○本論文4.5.2の 「比較②」参照	×本論文4.5.2の 「比較②」参照
	秋岡(1993c)と同一 (1972-91年)	×本論文4.5.1の 「比較①」参照	○本論文4.5.1の 「比較①」参照

なお参考までに、本論文における沖縄電力の主な変数（平均費用、生産量、相対要素価格）の年度別推移を図4-1に示す。

4.6 構造変化の検定（Chow Test）

4.4においては、1988年の完全民営化が沖縄電力の生産性を向上させたという結論を得た。一方これは、秋岡（1993c）におけるそれとは全く相反するものであったが、前節4.5において示した通り、それぞれの時点で利用可能なデータを前提とする限り、両論文とも結論に変更すべき理由がないことが確かめられた。

果たして、秋岡（1993c）が執筆されてから本論文が執筆されるまでの間に、民営化による同社の費用関数の劇的な構造変化を示すようなデータが蓄積されたのであろうか。本節においては、このことについて検証してみることにする。

図4-1 主な変数の年度別推移

$\ln(AC_t/P_{Mt})$:	#	印		
$\ln(P_{Rt}/P_{Mt})$:	*	印		
$\ln(P_{Lt}/P_{Mt})$:	+	印		
$\ln Q_t$:	@	印		
* 各変数の意味は、本論文第3章を参照のこと					
		MINIMUM			MAXIMUM
年度		-2.96105			2.00781
1972		#	*	+ @	
1973		#	*	+ @	
1974		#	*	+ @	
1975			* #	+ @	
1976			* #	+ @	
1977			* #	+ @	
1978			* #	+ @	
1979		*	#	+ @	
1980		*	#	+ @	
1981		*	#	+ @	
1982		*	#	+ @	
1983		*	#	+ @	
1984		*	#	+ @	
1985		*	#	+ @	
1986		*	#	+ @	
1987		*	#	+ @	
1988		*	#	+ @	
1989		*	#	+ @	
1990		*	#	+ @	
1991		*	#	+ @	
1992		*	#	+ @	
1993		*	#	+ @	
1994		*	#	+ @	
1995		*	#	+ @	
1996		*	#	+ @	
1997		*	#	+ @	
1998		*	#	+ @	
		-2.96105			2.00781
		MINIMUM			MAXIMUM

秋岡(2000)においても同様のことが問題となっているように、4.4の検証結果は、あくまでも4.2のモデル2(4-1式)の関数形を前提としてのものである。そのモデル2(4-1式)を見ると、完全民営化の影響が反映されているのは右辺第2項の $\beta_{DP} \cdot DP_i$ だけである。これは、完全民営化が影響を与えるのは平均費用関数の定数項部分のみであって、他のパラメーターには全く影響を与えないということを意味している。

つまり、モデル2(4-1式)においては、完全民営化の前後を通じて他のパラメーターに変化はなく、完全民営化によって平均費用関数が上下に平行移動するのみであるということが暗黙のうちに仮定されているのである。しかし、これはかなり強い仮定である。

そこで、秋岡(2000)と同様にして、本論文においても、さらに踏み込んだ分析を行なうことにする。すなわち、上記の仮定をもう少し緩め、1988年の完全民営化によって他のパラメーターもすべて変化したという新たな仮定をモデルに課し、パラメーターの再推定結果にもとづいて、この仮定を統計学的に検証するのである。換言すれば、完全民営化が平均費用関数全体の構造変化をもたらしたかどうかを検定するということである。このような検定をChow Testという。

この検定を行なうに当たっては、4.2のモデル2(4-1式)を使用する¹⁷⁾。なぜならば、当モデルについては、沖縄電力の平均費用関数として使用することの妥当性が4.3において既に確認されているからである。

まず、このモデルを使用して全標本期間〔昭和47(1972)年～平成10(1998)年〕を対象に4.3と同様のパラメーター推定を行なう。

次に、完全民営化〔昭和63(1988)年〕を境として標本期間を分割し、同じくモデル2(4-1式)によってそれぞれ別々にパラメーターの推定を行なう。これらを実際に推定した結果は、本論文末尾の表4-4の通りである。

そして、各推定作業によって得られた3つの残差二乗和(SSR)から、完全民営化を境にして同社の平均費用関数の構造に変化があったかどうかを統計学的に検証するのである。

ただ、表4-4の通り、1988年の完全民営化を境にして標本を2分割すると、民営化後の標本においては配電費ダミー(DD)の系列要素がすべて「1」になり、係数 β_{DD} の推定が不可能となる。したがってこの場合、分割後の2標本でモデルのパラメーターが同一であることを前提としたChow Test-Aは適用できない。それゆえ、今回のケースには、以下のChow Test-Bを適用する。

[Chow Test-B]

まず、「完全民営化は沖縄電力の平均費用関数に構造変化を全くもたらさなかった。」、言

い換えれば、「完全民営化を境にして標本期間を分割しても、標本分割前と平均費用関数の構造は同じである。」という帰無仮説を立てる。和合・伴（1996）でも述べられているように、この仮説が真であれば、下記の統計量は、自由度 (T_2, T_1-K) の F 分布にしたがうことが知られている。

$$C_2 = \{(SSR_T - SSR_{T_1}) / (SSR_{T_1})\} \cdot \{(T_1 - K) / T_2\} \quad (4-2)$$

ただし、 C_2 : 検定の対象となる統計量

SSR_T : 全期間〔昭和47(1972)年～平成10(1998)年〕を対象としたパラメターの推定で得られた残差二乗和

SSR_{T_1} : 民営化前の期間〔昭和47(1972)年～昭和62(1987)年〕を対象としたパラメターの推定で得られた残差二乗和

T_1 : 民営化前の標本数 (=16)

T_2 : 民営化後の標本数 (=11)

K : モデルのパラメターの数 (=7)

表4-4の各SSRを4-2式に代入すると、 $C_2=4.028$ を得る。この値は、自由度(11, 9)のF分布における有意水準5%の閾値(3.102)を超えている。したがって上記帰無仮説は、有意水準10%はもとより、5%でも棄却される。つまり、モデル2(4-1式)と、本論文で使用したデータを前提とする限り、「1988年の完全民営化は、沖縄電力の平均費用関数の構造変化をもたらした」と結論付けることができる。

ただ、あくまでも上記所見は、「完全民営化を境として、同社の平均費用関数の構造に変化があった」ということを示しているだけであって、必ずしも「完全民営化後の平均費用が、民営化前と比較して低下した」ということを意味しているわけではない。

なぜならば、表4-4の推定結果に示した通り、標本期間の分割によって完全民営化前と後の平均費用関数のパラメター推定値は、定数項を含めすべて変化しており、4.3の時のように単なる関数の上下シフト(定数項のみの変化)として捉えることはできないからである。しかも、パラメター推定値の中には、その符号が経済理論と一致しないものや、そのt値の絶対値が所定の自由度のもとでの有意水準10%の閾値を下回っているものも少なからず見受けられる。

したがって、本節の所見は、完全民営化の前と後の平均費用関数自体を特定化するに至るものではない。すなわち本節の検証結果は、あくまでも完全民営化により沖縄電力の平均費用関数に構造変化が生じたかどうかという論点についての判断材料を示すものである。そしてそれは、本論文4.3および4.4における結論を支持しているものと解釈できる。

4.7 沖縄電力における設備利用率の影響について

秋岡(1993c)においても述べたように、他の製造業とは違い、電気事業においては生産物(電力量)の貯蔵が不可能である。このため電気事業者は、瞬間的な年間最大需要量に対応できる設備を1年中確保しておく必要がある。この設備1単位当たりの設備維持費の大部分は、生産量ではなく時間に対して一定(固定費)であるので、設備利用率(実際の生産量/設備上最大可能な生産量)を上昇させることは、そのまま平均費用の低下につながる。本論文では、設備利用率 UR を下記のように定義し、平均費用関数の説明変数の一つとして使用している。

$$UR(\%) = \{ \text{供給kWh} / \{ \text{設備(発電能力)kW} \times 24 \text{時間} \times 365 \text{日} \} \} \times 100$$

4.4と同様にして、モデル2(4-1式)の下での平均費用の設備利用率弾力性($\epsilon_{AC/PM, UR}$)は以下ようになる。

$$\begin{aligned} \epsilon_{AC/PM, UR} &= \{ \Delta(AC/P_M) / (AC/P_M) \} / \{ \Delta UR / UR \} \\ &= \partial \ln(AC/P_M) / \partial \ln UR \\ &= \beta_{UR} \end{aligned}$$

本論文末尾の表4-1「②モデル2(4-1式)」欄より、 $\hat{\beta}_{UR} = -1.019$ であるから、沖縄電力における1%の設備利用率の上昇¹⁸⁾は、原料価格でデフレートされた平均費用を1.019%低下させる効果があると推定できる。

5. 結論と今後の課題

5.1 結論

第4章における検証結果にもとづき、本論文の結論を集約すれば、以下ようになる。

- ① 沖縄電力の1972~1998年のデータに対し、平均費用関数としてCobb-Douglas型〔モデル2(4-1式)〕を想定すれば、推定されたパラメータは、その符号や大きさが経済理論と矛盾せず、かつ統計学的に有意となる。
- ② ①の推定結果にもとづけば、1988年の沖縄電力の完全民営化には、同社の生産性を向上させる効果があったことが統計学的に確かめられる。具体的には、同社の完全民営化により、原料価格でデフレートされた同社の平均費用は、民営化が行なわれなかった場合と比較して20.1%引き下げられたと推定される。
- ③ 本論文における上記①・②の結論は、秋岡(1993c)におけるそれとは相反するものである。しかし、それぞれの時点で利用可能であったデータを前提とする限り、両論文にお

けるモデルおよび結論は、どちらにも強いて変更すべき理由がないことが統計学的に確かめられる。すなわち、秋岡（1993c）から本論文執筆までの期間に新たに蓄積されたデータが、両論文における結論の逆転に決定的な役割を果たしたと言える。

- ④ ①のモデルを用いて構造変化の検定（Chow Test）を行なった場合、1988年の完全民営化は、沖縄電力の平均費用関数の構造変化をもたらしたとの検証結果を得る。
- ⑤ ①の推定結果にもとづけば、同社の設備利用率の1%の上昇は、原料価格でデフレートされた平均費用を1.019%低下させる効果があったと推定できる。

5.2 今後の課題

前節において集約された本論文の結論を見ると、秋岡（1993c）のそれとは大きく変化している。4.5および5.1③で述べたように、両論文における結論は、それぞれ妥当なものであるとの検証結果を得ているが、今後の課題は、やはり以下の2点に集約されよう。

①モデルについて

沖縄電力の平均費用関数の真の関数形が、本論文のモデル2（4-1式）のようなCobb-Douglas型かどうかについて、更に検討を続ける必要がある。具体的には、本論文末尾の「参考」に示したCES型平均費用関数のケースを引き続き分析しなければならないであろう。また、このことに関連し、4.3.1で述べたような回帰診断および変数選択基準の問題を、さらに検討する必要がある。

②データについて

5.1③に示したように、秋岡（1993c）から本論文執筆までの期間に新たに蓄積されたデータが、両論文における結論の逆転に決定的な役割を果たしたと言える。4.5においても述べたが、この期間には沖縄電力の株式上場という出来事があった。同社の平均費用の低下に影響を与えたのは、「完全民営化」というよりもむしろ、「株式上場」というトピックスであったのかもしれない。今後、他企業と同様のケースも含め、このことを厳密に検証する必要がある。

なお、秋岡（1993c）でも述べたが、使用した沖縄電力のデータのうち、価格変数（資本価格および労働価格）については、同社が実際に直面していたものとは異なったものである可能性がある。特に資本価格（ P_K ）と原料価格（ P_M ）については、データ収集上の諸制約のため、マクロデータを準用している。（詳細は、本論文末尾の「各データの出典および算出方法」参照のこと）

一方、労働価格（ P_L ）についてはマイクロデータを使用したか、これが「競争的市场価格」

でない場合には、「非効率性」自体が価格変数に吸収されてしまい、生産性の上昇が民営化ダミー変数に正しく反映されなくなるということも考えられる。

また、被説明変数だけでなく、説明変数にも観測誤差が含まれていると仮定すると、推定法を操作変数法などに変更する必要も生じる。

上記の課題を踏まえ、当該研究をさらに発展させて行きたいと考えている。

以上

* 本研究は、平成12年度関西大学在外学術研究における研究成果のうちの一つである。

** 本研究の一部は、平成14年度関西大学重点領域研究助成金によっても行なわれた。

(参考) CES 型関数による沖縄電力の平均費用関数の推定

参考までに、本節においては、CES 型関数を用いて沖縄電力の平均費用関数の推定を試みることにする。なお、CES (Constant Elasticity of Substitution) 型関数とは、Arrow 他 (1961) によって提唱された関数形である。企業の生産行動の分析においては、それまで、先述 Douglas (1948) の Cobb-Douglas 型関数 [モデル 2 (4-1 式)] が広く用いられていたが、当関数はこれに少し一般性を持たせたものである。

すなわち、Cobb-Douglas 型関数においては、いかなる場合でも生産要素間の代替の弾力性が「1」に等しいのに対し、当 CES 型関数においては、それが任意の定数となるという特徴がある。また、当関数は、Christensen 他 (1973) によって開発された先述・Translog 型関数 [モデル 1 (3-1 式)] と比較した場合、一般性においては劣っているが、モデルの項数が少なくなるため、同一サンプル数の推定に関し、推定の自由度が大きくなるという利点を持っている。当 CES 型生産関数は、具体的には下記のような関数形をとる。

$$Q = \gamma (a_1 x_1^\rho + a_2 x_2^\rho + a_3 x_3^\rho)^{\mu/\rho} \quad (\text{R-1})$$

ただし、 Q ：企業の生産量

γ ：効率性パラメーター

a_1, a_2, a_3 ：分配パラメーター

x_1, x_2, x_3 ：企業の生産要素投入量（この場合の生産要素は3種類）

ρ ：代替パラメーター

μ ：規模の経済性パラメーター

上記・R-1 式中の ρ に 1 を加えたものが代替の弾力性となる。ちなみに、Cobb-Douglas

型生産関数は、 $\rho=0$ である場合の当関数の特殊形である。同様に、Leontief型生産関数は、 $\rho=\infty$ である場合の当関数の特殊形である¹⁹⁾。なお、R-1式の各パラメーターの詳細については、金子・吉岡・仁平（1982）に詳しい。

R-1式のCES型生産関数と双対な関係にある費用関数は、下式のように記述できる²⁰⁾。

$$C = \gamma^{(1-\theta)/(\mu\theta)} Q^{1/\mu} (a_1^{1-\theta} w_1^\theta + a_2^{1-\theta} w_2^\theta + a_3^{1-\theta} w_3^\theta)^{1/\theta} \quad (R-2)$$

ただし、C：企業の総費用

θ ：パラメーター [$\theta = -\rho/(1-\rho)$]

*パラメーター ρ については、R-1式と同じ

Q：企業の生産量

μ ：規模の経済性パラメーター（R-1式と同じ）

a_1, a_2, a_3 ：分配パラメーター（R-1式と同じ）

w_1, w_2, w_3 ：生産要素価格

R-2式が、いわゆる「CES型費用関数」である。なお、当関数においては、「生産要素価格に関する1次同次」の仮定がそのまま成立している。R-2式より、平均費用関数は下式の通りとなる。

$$AC = \gamma^{(1-\theta)/(\mu\theta)} Q^{1/\mu-1} (a_1^{1-\theta} w_1^\theta + a_2^{1-\theta} w_2^\theta + a_3^{1-\theta} w_3^\theta)^{1/\theta} \quad (R-3)$$

ただし、AC：企業の平均費用 ($AC=C/Q$)

*他の変数およびパラメーターについては、R-2式と同じ

さて、モデル簡便化のため、R-3式を下式のように書き換える。

$$AC = \Gamma Q^M (A_1 w_1^\theta + A_2 w_2^\theta + A_3 w_3^\theta)^{1/\theta} \quad (R-4)$$

ただし、 $\Gamma = \gamma^{(1-\theta)/(\mu\theta)}$

$M = 1/\mu - 1$

$A_1 = a_1^{1-\theta}$

$A_2 = a_2^{1-\theta}$

$A_3 = a_3^{1-\theta}$

*各変数およびパラメーターについては、R-3式と同じ

R-4式両辺の自然対数をとると、下式のようになる。

$$\ln AC = \ln \Gamma + M \ln Q_i + (1/\theta) \ln (A_1 w_1^\theta + A_2 w_2^\theta + A_3 w_3^\theta) \quad (R-5)$$

本論文のモデル1(3-1式)と同様、R-5式右辺に民営化ダミー項・配電費ダミー項および設備利用率項を付加し、併せて要素価格 $w_1 \cdot w_2 \cdot w_3$ をそれぞれ $P_K \cdot P_L \cdot P_M$ に書き換えると、下式のようになる。

$$\ln AC_i = \beta_{DP} DP_i + \beta_{DD} DD_i + \beta_{UR} UR_i + \ln \Gamma + M \ln Q_i + (1/\theta) \ln (A_1 P_{K_i}^\theta + A_2 P_{L_i}^\theta + A_3 P_{M_i}^\theta) + \varepsilon_i \quad (R-6)$$

ただし、 β_{DP} 、 β_{DD} 、 β_{UR} 、 Γ 、 M 、 θ 、 A_1 、 A_2 、 A_3 ：推定するパラメータ

*各パラメータの意味あるいは導出過程については、本論文第3章のモデル1(3-1式)および本参考R-1~5式を参照のこと。また、各変数の内容については、3-1式を参照されたい。

R-6式が、沖縄電力におけるCES型平均費用関数であり、これをモデル3とする。R-6式の AC_i から P_{L_i} までの各変数に、本論文モデル1(3-1式)やモデル2(4-1式)と同様の沖縄電力のデータ(標本期間：1972-98年)を適用し、これに非線形最小二乗法(LSQ: Nonlinear Least Squares)を用いて各パラメータの推定値を求めた。ちなみに、当モデルに非線形最小二乗法を適用するのは、モデル3(R-6式)の右辺第6項がパラメータに関して線形となっておらず、通常の最小二乗法(OLSQ)を用いることができないからである。なお、各パラメータの推定結果は、本論文末尾の表R-1の通りである。

表R-1を見ると、各パラメータ推定値のうち、非線形項〔モデル3(R-6式)の右辺第6項〕のもの($\hat{\theta}$ 、 \hat{A}_1 、 \hat{A}_2 、 \hat{A}_3)のt値の絶対値が、自由度17における有意水準10%の閾値(1.740)を軒並み下回っている。

この理由としては、以下のことが考えられる。すなわち、最小二乗法(OLSQ)とは異なり、非線形最小二乗法(LSQ)においては、データからパラメータ推定値を一意的に求められるわけではない。つまり、妥当なパラメータ推定値を得ようと思えば、各パラメータに適切な初期値を設定する必要があるのであるが、今回はそれが功を奏しなかったということである²¹⁾。

今回の場合、非線形最小二乗法を用いるに当たって、各パラメータに下記の通りの初期値を設定した。

$$\beta_{DP}=1.00, \beta_{DD}=1.00, \beta_{UR}=1.00, \ln\Gamma=1.00, M=1.00, \theta=1.01, A_1=0.10, A_2=0.20, A_3=0.50$$

上記初期値は、本参考 R-1~6 式で示した各パラメーターの理論的意味に鑑み、妥当性を損なわないように設定されたものであったが、パラメーターの推定結果は前述の通りとなった。

すなわち、今後本モデルから、経済理論的かつ統計学的に妥当なパラメーターを得るためには、さらに初期値の微調整を進める必要がある。したがって、この検証結果は、あくまでも参考である。

注 記

- 1) なお、先行諸研究との関連から述べた本論文の執筆目的については、第 2 章の 2. 3. 3 を参照のこと。
- 2) ある財の取引が市場で行なわれることによって、社会全体（消費者と生産者）にもたらされる余剰の合計額。
- 3) 詳細は 2. 2. 1 を参照のこと。なお、わが国における過去の公営事業民営化において、公営企業の民営化と同時に企業の株式も政府から民間に売却されるというタイプのものは極めて少数派である。
すなわち、これまでに実施されたほとんどの民営化においては、株式会社組織への改組と民間への株式売却との間に時間的なずれがあり、しかもすべての株式が民間に売却されたわけではない。
- 4) 企業の生産性の上昇がコスト低減を意味するということの具体的メカニズムについては、2. 3. 1 を参照のこと。
- 5) このことは、企業の生産コストが低下すれば、市場での財の取引量が増加し、結果的に社会的余剰の増加につながるという経済学の基礎理論にもとづいている。
- 6) この場合、公営企業の民営化と同時に、企業の株式も政府から民間に売却されるということが議論の前提となっている。
- 7) この場合は、企業の所有者（株主）とその代理人（経営者）との間に、当該企業に関する情報の量的・質的な格差が存在することをいう。
- 8) 生産性の尺度に平均費用が代用できるという、この本論文の記述は、経済学における「双対性」の理論にもとづいている。当該理論の概要については、秋岡（1993c）を参照のこと。
- 9) 本論文対象企業の沖縄電力の場合、民営化後も政府の料金規制を引き続き受けているので、この研究例がそのままあてはまるわけではないことに留意されたい。
- 10) 消費者の投票によって政府の政策が決定されるという民主政治を想定した場合、消費者余剰を減少させるような政策が支持されるはずがないという強い仮定がこの背景にある。
- 11) 「標準線形回帰モデルの諸仮定」とは、以下の 2 点をいう。
 - ①モデルのスペシフィケーションが正しいこと。（一部の説明変数が欠落していたり、余計な説明変数を入れていないこと。）
 - ②誤差項に系列相関がないこと。
 一般にモデルが上記の条件を満たす時、そのモデルに最小二乗法を適用して得られた各パラメーターの推定値 $\hat{\beta}$ は、真のパラメーター β の最小分散不偏推定量となることが知られている。なお、この件についての詳細は、伴・中村・跡田（1993）を参照されたい。

- 12) Cobb-Douglas 型生産関数から、それと双対な費用関数を導出する過程については、Varian (1978) を参照のこと。
- 13) 言うまでもないことではあるが、モデル 2 (4-1) は、その Cobb-Douglas 型平均費用関数の両辺の自然対数をとったものである。
- 14) 4.1 においては、モデル 1 (3-1 式) のほとんどのパラメータ推定値が有意水準10%で統計学的に有意ではなかった。一方、本節 4.3 においては、同じ有意水準10%で、モデル 2 (4-1 式) のほとんどのパラメータ推定値が有意であるということが示された。

では、このような個々のパラメータ推定値の有意性の観点からだけでなく、「モデル全体の適合度」という観点から見ても、モデル 1 より当モデル 2 の方が優っていると結論付けることができるのだろうか。このことを検証するため、モデル 1 (3-1 式) と当モデル 2 (4-1 式) との間で下記の F-test を行なうものとする。

[F-test]

モデル 1 (3-1 式) からモデル 2 (4-1 式) への変更の過程で除外された、モデル 1 右辺の交叉項および 2 乗項の説明変数 (6 変数) が、モデル 1 左辺の平均費用に全く影響を与えていない、すなわち、これらの説明変数の係数がすべて 0 であるという帰無仮説 H_0 を考える。この H_0 を数式で示すと、下記の通りとなる。

$$H_0 : \beta_{QK} = \beta_{QL} = \beta_{KL} = \beta_{QQ} = \beta_{KK} = \beta_{LL} = 0$$

さて、モデル 1 (3-1 式) のような線型回帰モデルにおいて、モデルに全部の説明変数 (K 個；定数項を含む) をあてはめて最小二乗推定を行なった時の残差平方和 (SSR : Sum of Squared Residuals) を SSR_U とし、モデルから最後の m 個の説明変数を除外して最小二乗推定を行なった時の残差平方和を SSR_R とする。

この場合、和合・伴 (1996) に示す通り、「除外された説明変数の係数がすべて 0 である」という帰無仮説が真の時、

$$\text{統計量 } F = [(SSR_R - SSR_U) / m] / [SSR_U / (T - K)]$$

は、自由度 ($m, T - K$) の F 分布にしたがうことが知られている。なお、 T は標本数である。

本論文における帰無仮説 H_0 の場合、 SSR_U はモデル 1 (3-1 式) における残差二乗和、 SSR_R はモデル 2 (4-1 式) における残差二乗和、そして、 $m=6$ 、 $T=27$ 、 $K=14$ であるから、本論文末尾の表 4-1 より、

$$F = [(0.118 - 0.030) / 6] / [0.030 / (27 - 14)] \\ = 6.356$$

これは、自由度 (6, 13) の F 分布における有意水準10%の閾値はおろか、5%の閾値 (2.915) をも超えているので、帰無仮説 H_0 は棄却される。すなわち、あくまでも「モデル全体の適合度」という観点のみから見れば、モデル 1 (3-1 式) の Translog 型関数の方が、モデル 2 (4-1) の Cobb-Douglas 型関数より優れているという、パラドクシカルな検証結果を得る。

- 15) この点に関し、関西大学・松尾精彦氏からは、変数選択理論の見地から、完全民営化 (1988年) から株式上場 (1992年) までの期間で完全民営化ダミー変数の要素を、0 から 1 まで段階的に増加させてはどうかというご助言を頂いた。

確かに、表 4-1-1 の通り、ステューデント化残差のうち閾値を超えるものがこの期間に 2 つ集中

している。ただ、このご助言の時点では、外生的技術進歩変数をモデルに導入していなかったため、当該変数導入後に完全民営化ダミー変数も変更したところ、その係数推定値は有意とならなかった。したがって、本論文の当該ダミー変数は従前のままではあるが、今後検討を要する課題である。

- 16) 4.3.1においては、「両モデルのランクの差が大きい」ということを理由に、AIC基準の採用を行わなかったが、表4-2に示したように、今回は比較対象のモデルのランクが「8」で同一である。よって、本項では特に当基準を採用するものである。
- 17) もちろんこの場合、民営化ダミーを説明変数に入れる必要がなくなるので、モデル2(4-1式)の右辺第2項は、本節のモデルからは除外される。
- 18) この場合の「設備利用率の1%上昇」とは、弾力性の定義式からも明らかなように、「絶対的な1ポイントの上昇」という意味ではなく、「相対的な1%の上昇」という意味である。
- 19) 詳細はVarian(1978)を参照のこと。
- 20) Varian(1978)に記載の、CES生産関数から双対な費用関数を導出する過程(2生産要素の場合)にもとづき、筆者が、3生産要素のケースも同様の関数形になることを確かめたものである。
- 21) 非線形最小二乗法は、繰り返し計算の過程で所定の目的関数を最小化するものをパラメータ推定値として算定するのであるが、この最小化の判定に、各パラメータの初期値が大きな影響を与えている。詳細は和合・伴(1996)を参照のこと。

参考文献

1. 論文

- Akaike H. (1969) "Statistical Predictor Identification", *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Vol.22, pp203-217
- 秋岡弘紀(1993a)「日本ガス事業における費用関数の推定および公営・私営構造格差の研究〜クロスセクション分析・パネル分析〜」, 『大阪大学経済学』第42巻第1・2号, pp186-199
- 秋岡弘紀(1993b)「たばこ事業における費用関数の研究 ー日本専売公社民営化の影響について」, 『大阪大学経済学』第42巻第3・4号, pp467-479
- 秋岡弘紀(1993c)「沖縄電力における費用関数の研究ー規模拡大, 設備利用率, そして完全民営化の影響についてー」, 『大阪大学経済学』第43巻第1号, pp51-65
- 秋岡弘紀(2000)「会計検査データによるわが国のたばこ事業の民営化に関する一考察ー【決算統計】および【決算検査報告】のデータを中心とした通時的計量分析(1955-1997)ー」, 会計検査院『会計検査研究』第21号, pp27-48
- Arrow K. J., Chenery H. B., Minhas B. S. and Solow R. M. (1961) "Capital-Labour Substitution and Economic Efficiency", *The Review of Economics and Statistics*, Aug, pp225-250
- Bruggink T. H. (1982) "Public Versus Regulated Private Enterprise in the Municipal Water Industry: A Comparison of Operating Costs", *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol.22 No.1, pp111-125
- Christensen L. R., Jorgenson D. W., Lau L.J. (1973) "Transcendental Logarithmic Production Frontiers", *Review of Economics and Statistics*, Vol.55, pp28-45
- Douglas P. H. (1948) "Are There Laws of Production?", *The American Economic Review*, Vol 38, pp1-42
- Forsyth P. T. (1984) "Airlines and Airports: Privatization, Competition and Regulation", *Fiscal Studies*, Vol.5 (1), pp61-75
- Gollop F. M. and Karlson S. H. (1978) "The Impact of the Fuel Adjustment Mechanism on Economic Efficiency", *Review of Economics and Statistics*, Vol.60, pp574-584

- Hart O. D. (1983) "The Market Mechanism as an Incentive Scheme", *Bell Journal of Economics*, Vol. 14, pp366-382
- Primeaux W. J. (1977) "An Assessment of X-Efficiency gained through Competition", *Review of Economics and Statistics*, Vol.59, pp105-113
- Rowley C. K. and Yarrow G. K. (1981) "Property Rights, Regulation and Public Enterprise: the Case of the British Steel Industry 1957-75", *International Review of Law and Economics*, Vol.1, pp63-96
- Stevenson R. (1982) "X-Inefficiency and Interfirm Rivalry: Evidence from the Electric Utility Industry", *Land Economics*, Vol.58, pp52-66

2. 単行本

- 伴金美・中村二郎・跡田直澄(1993)「エコノメトリックス」, 有斐閣
- Bös D. (1991) "Privatization: A Theoretical Treatment", Clarendon Press, Oxford
- 藤本保太(1990)「日本の専売政策」, 多賀出版
- 金子敬生・吉岡修・仁平耕市(1982)「経済分析の計量的方法」, 日本評論社
- Varian H. R. (1978) "Microeconomic Analysis", Norton
- Vickers J. and Yarrow G. (1988) "Privatization-An Economic Analysis", MIT Press
- 和合肇・伴金美(1996)「TSPによる経済データの分析〔第2版〕」, 東京大学出版会
- 山本拓(1988)「経済の時系列分析」, 創文社

各データの出典および算出方法

1. C(総費用)

- ①昭和47(1972)年度～平成2(1990)年度
日本経済新聞社「会社総鑑」(未上場会社版:各年度)所収
「沖縄電力株式会社 損益計算書」中
営業費用+営業外費用
- ②平成3(1991)年度～平成10(1998)年度
日本経済新聞社「会社年鑑」(上場会社版:各年度)所収
「沖縄電力株式会社 損益計算書」中
営業費用+営業外費用

2. Q(生産量)

- ①昭和47(1972)年度～昭和48(1973)年度
資源エネルギー庁公益事業部監修「電気事業便覧」(各年度)所収
「9電力以外の一般電気事業者」中「事業者概要」(沖縄電力)中
発受電電力量(kWh)
- ②昭和49(1974)年度～平成10(1998)年度
資源エネルギー庁公益事業部編「電力需給の概要」(各年度)所収
「発受電電力量」(沖縄電力)中
発電端供給力(kWh)

3. UR(設備利用率)

$$UR = \left[\frac{\text{①供給kWh}}{\text{②設備(発電能力)kW} \times 24\text{時間} \times 365\text{日}} \right] \times 100$$

①供給 kWh

上記2「Q」をそのまま使用。

②設備（発電能力）kW

a) 昭和47(1972)年度～昭和48(1973)年度

資源エネルギー庁公益事業部監修「電気事業便覧」（各年度）所収
「9 電力以外の一般電気事業者」中「事業者概要」（沖縄電力）中
設備（kW）

b) 昭和49(1974)年度～平成10(1998)年度

資源エネルギー庁公益事業部編「電力需給の概要」（各年度）所収
「新增設休廃止設備一覧表」（沖縄電力）中
年度末設備（kW）

4. P_M （中間生産物（原料）価格）

日本銀行調査統計局「物価指数年報」（各年度）所収
「輸入物価指数」中「基本分類小類別・商品群・品目指数」中
C 重油

5. P_K （資本価格）

日本銀行調査統計局「経済統計年報」（各年度）所収
「市中金利」中「貸出種類別約定平均金利」中「貸付」中
地方銀行*

* 沖縄電力のメインバンクが、地方銀行に分類されている沖縄銀行・琉球銀行および沖縄海邦銀行であるため、この指標を採用した。

6. P_L （労働価格）

①昭和47(1974)年度～平成2(1990)年度

日本経済新聞社「会社総鑑」（未上場会社版：各年度）所収
「沖縄電力株式会社 労務状況」中
従業員平均給与*

②平成3(1991)年度～平成10(1998)年度

日本経済新聞社「会社年鑑」（上場会社版：各年度）所収
「沖縄電力株式会社 労務状況」中
従業員平均給与*

* 男女別の平均給与を各人員数で加重平均した。

(注) 価格変数のうち P_M と P_L については、昭和55(1980)年度を100として基準化している。

表2-1 公営事業民営化に関するこれまでの著者の研究の概要

項目 論文	研究の対象	民営化の分類 (本論文2.1による)	民営化年	標本期間	標本数 ①合計 ②民営化前 ③民営化後	モデル (詳細は本論文第3章 および各論文を参照の こと)	計量経済学的メソッド (詳細は各論文を参照 のこと)	検証結果 (民営化後の有意な生産 性上昇は認められるか?) ○:認められる ×:認められない
秋岡 (1993a)	日本ガス 事業	— (同一事業内に公営企 業と私営企業とが多数 混在)	— (同左)	1985-1989 (パネル分析)	①246 (クロスセクション計) ②73 (公営企業計) ③173 (私営企業計)	Translog型平均費用関数	・OLSQ(最小二乗法) ・パネル分析 ・構造変化の検定(F-Test)	× (有意な私営企業の生 産性の優位性は認めら れない)
秋岡 (1993b)	日本たばこ 事業	広義の民営化(①)	1985	1955-1989	①35 ②30 ③5	Translog型平均費用関数	・OLSQ(最小二乗法)	×
秋岡 (1993c)	沖縄電力	完全民営化(②-b)	1988	1972-1991	①20 ②16 ③4	Translog型平均費用関数	・OLSQ(最小二乗法) ・F-Test	×
秋岡 (2000)	日本たばこ 事業	広義の民営化(①), 後 に部分民営化(②-a) (1994年に政府所有の株 式の1/3を市場で売却)	1985	1955-1997	①43 ②30 ③13	Translog型平均費用関数	・OLSQ(最小二乗法) ・Chow-Test	×
本論文	沖縄電力	完全民営化(②-b)	1988	1972-1998	①27 ②16 ③11	Translog型平均費用関数, Cobb-Douglas型平均 費用関数および(参考) CES型平均費用関数	・OLSQ(最小二乗法) ・Chow-Test ・F-Test ・回帰診断 ・変数選択基準 ・(参考)LSQ(非線形 最小二乗法) 本論文第3・4章を参 照のこと	本論文第4章を参照の こと

表中太字は秋岡(1993c)からの変更点

表4-4 (Chow Test) 標本分割前と後の、最小二乗法によるモデル2(4-1式)の各パラメータ推定結果〔被説明変数= $\ln(AC_t/P_M)$ 〕標本期間：標本分割前(全期間) $t = 1, \dots, 27$ [昭和47(1972)年～平成10(1998)年] 27年間標本分割後(①完全民営化前) $t_1 = 1, \dots, 16$ [昭和47(1972)年～昭和62(1987)年] 16年間標本分割後(②完全民営化後) $t_2 = 17, \dots, 27$ [昭和63(1988)年～平成10(1998)年] 11年間()内 t 値

		パラメータの推定値											SSR 残差 二乗和	D.W. ダービン・ ワトソン比	df 自由度		
		$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_{DD}$	$\hat{\beta}_{UR}$	$\hat{\beta}_T$	$\hat{\beta}_Q$	$\hat{\beta}_K$	$\hat{\beta}_L$	$\hat{\beta}_{QK}$	$\hat{\beta}_{QL}$	$\hat{\beta}_{KL}$	$(1/2)\hat{\beta}_{QQ}$				$(1/2)\hat{\beta}_{KK}$	$(1/2)\hat{\beta}_{LL}$
分割前	モデル2 (4-1式) (全標本期間)	-8.309 (-2.699)	0.548 (6.258)	-1.141 (-4.994)	-1.288 (-3.277)	1.742 (3.509)	0.066 (0.675)	0.287 (3.054)	-	-	-	-	-	-	0.154	1.599	20
分割後	モデル2 (4-1式) (①完全民営化前)	-13.695 (-3.289)	0.494 (8.645)	-0.659 (-3.622)	-0.833 (-1.099)	2.187 (3.093)	0.546 (2.054)	-0.053 (-0.322)	-	-	-	-	-	-	0.026	2.553	9
	モデル2 (4-1式) (②完全民営化後)	2.100 (0.749)	-*	-0.436 (-2.025)	-1.044 (-1.279)	0.044 (0.066)	-0.164 (-3.365)	0.961 (13.272)	-	-	-	-	-	-	0.002	2.232	5

 R^2 -Adjusted(自由度修正済み決定係数)：全標本期間…0.939, 完全民営化前…0.955, 完全民営化後…0.993* 説明変数DD(配電費ダミー)は、1972～1975年を「0」、1976～98年を「1」とするダミー変数である。したがって、1988年の完全民営化後を標本期間とする推定(上表最下段)においては、その系列要素がすべて「1」となる。このため、パラメータ推定値 $\hat{\beta}_{DD}$ は算定されない。表R-1 (参考)CES型関数〔モデル3(R-6式)〕非線型最小二乗法による各パラメータの推定結果〔被説明変数= $\ln(AC_t)$ 〕標本期間：全期間 $t=1, \dots, 27$ [1972年～1998年] 27年間()内 t 値

		パラメータの推定値									LL 対数尤度	RSQ 決定係数	D.W. ダービン・ ワトソン比	df 自由度	
		$\hat{\beta}_{DP}$	$\hat{\beta}_{DD}$	$\hat{\beta}_{UR}$	$\hat{\beta}_T$	$\ln \hat{\rho}$	\hat{M}	$\hat{\theta}$	\hat{A}_1	\hat{A}_2					\hat{A}_3
モデル3 (4-8式) 1972-98年		-0.187 (-2.138)	0.521 (5.779)	-0.981 (-4.346)	-1.053 (-2.088)	-9.848 (-3.064)	1.805 (3.276)	0.580 (0.561)	0.652 (0.318)	0.165 (0.952)	0.500 (0.000)	35.426	0.969	1.968	17