

Chow Test による公営事業民営化政策の効果検証

—変数選択基準によるモデルの選択ならびに Chow Test を用いたモデルの構造変化の検定： 沖縄電力および日本たばこ事業の事例より—

秋 岡 弘 紀*

要 約

秋岡（2003）においては、公営事業民営化政策の効果検証に CUSUM 法および CUSUMSQ 法が用いられた。しかし、これはあくまでも視覚的な印象に依拠する分析手法であり、定量的な統計学的検定によるものではなかった。したがって、本論文の目的は、公営事業民営化政策の経済効果に関して、定量的な検定法およびその効果の計測法を追求し、以て当該論文の実証結果を補強することにある。

キーワード： AIC；Average Cost Function；Chow Test；Cobb-Douglas Function；Criterion of Variable Selection；CUSUM；CUSUMSQ；Econometric Analysis；Information Criterion；OLSQ；Privatization Policy；Productivity；Public Corporation；Quantitative Analysis；Recursive Residuals；RESET； R^2 -Adjusted；SBIC；Translog Function

経済学文献季報分類番号：02-27；02-40；07-10

1 はじめに

われわれは、秋岡（1993a）以降10年以上の長きにわたり、さまざまな角度から、わが国における公営事業民営化政策の経済効果についての実証研究を行なってきた。その一連の研究過程の中で、直近の秋岡（2003）においては、モデルの説明変数の選択基準を、それまでの統計学的な有意性（ t 値）重視から、それ以外の変数選択基準（ R^2 -Adjusted, AIC および SBIC）重視へと改め、以前の拙実証研究における実証結果との間に整合性があるかどうかを確かめた。その結果は、「説明変数の選択基準を変更しても、以前の研究と実証結果は同じである」ということであった。

ただ、上記・秋岡（2003）における結論は、あくまでも視覚的な印象に依拠する CUSUM 法および CUSUMSQ 法によるものであって、定量的な統計学的検定によるものではなかった。なぜならば、上述のように、説明変数の選択基準から「有意性」を除外したことにより、従来如く、「民営化という一つの説明変数が、事業の生産性の向上に有意に影響を

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

与えているかどうか」という形式での定量的検定が不可能になったためである。

したがって本論文の目的は、秋岡（2003）で使用した変数選択基準とデータとを踏襲しつつも、民営化の効果判定に関して、定量的な検定法およびその効果の計測法を追求し、以て当該論文の実証結果を補強することにある。

この目的にもとづき、まず第2章においては、これまでの拙実証研究の概要と、その結論および問題点の推移を述べることにする。上述・秋岡（2003）における分析手法についても、ここで詳述する。

次に、第3章においては、本論文におけるモデルとその採用理由とを提示する。上述の通り、本論文の基本モデルについては、秋岡（2003）で使用したものと同一のものである。併せて、本論文における分析手法を説明する。

そして、第4章においては、第3章で提示されたモデルに実際のデータを適用して計量経済学的な回帰分析を行ない、その結果を検討する。

最後に、第5章において、本論文における分析結果をまとめ、これを以て結びとする。

2. 問題の所在

2.1 公営事業民営化の経済効果に関する拙実証研究の推移

公営事業民営化の経済効果に関する一連の拙実証研究の概要については、本論文末尾の表2-1にまとめられている。以下に述べる事項の詳細については、当該表および各論文を参照されたい。

われわれが公営事業民営化の経済効果に関する実証研究に着手したのは、中曽根内閣（1982—1987）および竹下内閣（1987—89）による一連の公営事業民営化から数年が経過した1992年のことである。これは、民営化前と民営化後の比較分析をするために、民営化後のデータが最低限実証分析に耐え得る水準にまで蓄積されるのを待つ必要があったためである。

研究の対象は、わが国におけるガス事業〔秋岡（1993a）〕、たばこ事業〔秋岡（1993b）〕、および電気事業〔沖縄電力：秋岡（1993c）〕の3事業であった。このうちガス事業については、実際に民営化が行われたわけではなく、その研究の目的は、国内に混在する公営企業と私営企業とのパフォーマンス（生産性）を計量的に比較することにより、民営化というものの効果を間接的に推測することにあつた。

これらの研究における分析手法は、多変量回帰モデルを応用した計量分析であり、ここから得られた諸統計量を統計学的に検定することによって、果たして民営化が当該事業の生産性の上昇をもたらしたのかどうかを判定するというものであつた。しかし、前掲3研究の結

論はすべて、「民営化による事業の生産性の上昇は認められない」ということを示していた。

民営化というものは、事業全体の急変革を意味する言葉ではある。ただ、その効果の中には、企業体質の転換などのように、一朝一夕にしては成らず、長い期間を通じて漸次発揮されて行くものが含まれていることも事実である。そう考えたわれわれは、事業民営化から短期間しか経過していない時点で行われた前掲3研究のみで、その経済効果を結論付けるのは拙速に過ぎると判断し、さらにデータを蓄積し持続的に研究を行なって行くことにした。

この趣旨にもとづいて行なわれたのが、表2-1の秋岡(2000)以降の3論文である。まず、たばこ事業を対象にした秋岡(2000)においては、従前の秋岡(1993b)よりサンプル数は8増えて43となり、また万全を期すために新たな計量経済学的メソッドを加えて民営化の経済効果を判定した。しかし、結果は、秋岡(1993b)と同じく、「民営化による事業の生産性の上昇は認められない」というものであった。

次に、沖縄電力を対象にした秋岡(2002)においては、従前の秋岡(1993c)よりサンプル数は7増えて27となり、また秋岡(2000)と同様、新たな計量経済学的メソッドを加えて民営化の経済効果を分析した。そして、結果は秋岡(1993c)とは全く逆となった。

すなわち、「統計学的な有意性」(t 値)を基準にして採用された最終モデルは、従前の特殊な関数形から、経済理論と整合性のあるCobb-Douglas型¹⁾へと変わり、そこから導かれた結論は、「民営化による事業の生産性の上昇が認められる」というものであった。このように、民営化後十数年が経過した時点での実証分析においては、同じ民営化政策でも、たばこ事業と沖縄電力とで全く対照的な研究結果を示すに至ったのである。

確かに、対象事業によって民営化の経済効果に差が出ることはあり得ることである。しかし、いやしくも一国の経済政策の効果を判定するのであるから、多角的に分析を行なう必要があることもまた事実である。そう考えたわれわれは、秋岡(1993a)から秋岡(2002)までの一連の研究の分析過程を再覧してみることにした。

例えば、表2-1に示すように、当該研究群においては、最終モデルの選択基準はすべて「統計学的な有意性」(t 値)となっている。このプロセスを簡単に説明すると次の通りである。

すなわち、まず、経済理論と整合性のあるTranslog関数²⁾などの一般的な基本モデルに実際のデータを当てはめ、これに最小二乗法などの推定法を適用してモデルの各パラメータの推定値を求める。次に、推定値の t 値が所定の閾値を下回っているパラメータをすべてモデルから除外してこれを最終モデルとし、再び回帰分析を行なう。そして、そこから得られた推定結果にもとづいて結論を出す。したがってこの場合、分析に用いられる最終モデルの選択基準は、「統計学的な有意性」(t 値)のみとなる。

その結果、前述のように、各研究の最終モデルは、秋岡（2002）を除き、経済理論と整合性のない「特殊な関数形」を示している。このことが、それまでの各研究における分析結果に何らかの影響を与えているのではないだろうか。これがわれわれの第一の所見であった。

もつとも、「統計学的な有意性」（ t 値）自体は、通常の実証研究で使用されるごくオーソドックスな基準であり、これまで、この基準を選択してきたことには何ら問題はない。ただ、最近の計量経済学の発展に伴い、「統計学的な有意性」（ t 値）以外にも、計量モデルの選択基準が多数提唱されるようになった。その代表的なものは、 R^2 -Adjusted, AIC, SBIC および RESET などの諸統計量である³¹。

したがって、これらの選択基準にもとづいて採用されたモデルによる分析も併せて実施し、その分析結果をそれまでの各研究における結果と比較することが少なくとも必要ではないか。結果が同じであれば、これまでの研究結果は補強され、結果が異なれば、さらなる分析が必要となる。これがわれわれの言う「再覧」の趣旨であり、これにもとづいて実施された研究が、秋岡（2003）であった。

本論文第1章でも述べた通り、秋岡（2003）においては、対象を沖縄電力およびたばこ事業の2民営化とし、最終モデルの選択基準を「 t 値以外の変数選択基準」（ R^2 -Adjusted, AIC, SBIC および RESET）に改めた。その結果、選択された最終モデルは、基本モデルと同じ Translog 型平均費用関数（フル・モデル）で、これは経済理論との整合性をも併せ持つものであった。

ただ、「 t 値以外の変数選択基準」で選択されたモデルである以上、これまでのように、最終モデルの説明変数中に含まれる「民営化ダミー変数」の係数推定値の t 値および符号にもとづいて民営化の影響を判定するという分析手法（ダミー変数法）は使用できなくなる。そこで、当該論文での民営化の経済効果判定には、逐次残差の推移により平均費用関数の構造変化を判定する CUSUM 法および CUSUMSQ 法が使用された。

その結果は以下の通りであった。すなわち、沖縄電力については、民営化による事業の生産性の上昇が認められ、一方、たばこ事業については、それが認められないというものであった。これは、「統計学的な有意性」（ t 値）を最終モデルの選択基準としていた秋岡（2002）および秋岡（2000）における結果と、全く同一のものであった。

2.2 問題の所在

2.1で述べたように、秋岡（2003）の分析結果は、それまでの拙実証研究を補強するものとなった。ただ、そこで用いられた CUSUM 法および CUSUMSQ 法は、あくまでも視覚的な印象に依拠するものであって、定量的な統計学的検定によるものではなかった。それ

ゆえ、民営化の経済効果に関しても、その有無を判定することはできるが、果たしてそれがいかほどかという定量的な計測を行なうことはできなかった。

したがって、本論文の目的は、沖縄電力およびたばこ事業の民営化を対象に、秋岡 (2003) の最終モデル選択基準を踏襲しつつ、その効果の有無を定量的な統計学的分析によって判定し、併せてその大きさを定量的に計測するということになる。

3. モデル

本章では、まず 3.1 において秋岡 (2003) の最終モデル選択の経緯を述べ、次に、3.2 において本論文における分析手法およびモデルを説明することにする。

3.1 秋岡 (2003) における最終モデル選択の経緯

秋岡 (2003) における最終モデルは、以下の対象事業別 Translog 型基本モデルから導出されたものである。前述のように、その選択基準は、「統計学的な有意性」(t 値)ではなく、「 t 値以外の変数選択基準」(R^2 -Adjusted, AIC, SBIC および RESET) に改められている。なお、その詳細については、秋岡 (2003) の第 3 章および第 4 章を参照されたい。

3.1.1 沖縄電力

3.1.1.1 基本モデル

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

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

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)

DD_t : t 期の配電費ダミー

UR_t : t 期の企業の設備利用率

P_{Kt} : t 期の資本価格

P_{Lt} : t 期の労働価格

T_t : t 期のタイム・トレンド

DP_t : t 期の完全民営化ダミー

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

β : 推定するパラメター

(3-1-1-1) 式が、沖縄電力の民営化の経済効果を分析するための基本モデルであり、これをモデル O-1 とする。以下、確認のため秋岡（2003）における記述を再掲する。

モデル O-1 は、当該研究の主眼たる「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えば、各パラメター β の推定値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」をはじめとする各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。

すなわち、当モデルの主眼は、(3-1-1-1) 式の各パラメター 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 β_{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。なお、使用したデータの出典については、本論文末尾の「データ出典」を参照のこと。

3.1.1.2 基本モデルの推定結果

3.1.1.1 で示した基本モデルに実際のデータをあてはめ、これに最小二乗法を適用して各パラメターを推定したものが下記の3-1-1-2式である。（推定値下のカッコ内は t 値）

$$\begin{aligned} \ln(AC_t/P_{Mt}) = & -77.845 + 0.383DD_t - 0.185\ln UR_t + 16.617\ln Q_t \\ & (-1.763) (6.378) (-0.733) (1.183) \\ & -5.843\ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \\ & (-0.506) \\ & + 3.794\ln(P_{Lt}/P_{Mt}) - 0.435\ln T_t - 0.047DP_t \\ & (0.422) (-0.745) (-0.790) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& +1.006\ln Q_t \ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \\
& \quad (0.567) \\
& -0.732\ln Q_t \ln(P_{Lt}/P_{Mt}) \\
& \quad (-0.528) \\
& -0.894\ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \ln(P_{Lt}/P_{Mt}) \\
& \quad (-0.970) \\
& -0.818\beta_{QQ}(\ln Q_t)^2 \\
& \quad (-0.741) \\
& +0.415\beta_{KK} \{\ln(P_{Kt}/P_{Mt})\}^2 \\
& \quad (0.693) \\
& +0.634\beta_{LL} \{\ln(P_{Lt}/P_{Mt})\}^2 + \varepsilon_t \qquad (3-1-1-2) \\
& \quad (1.379)
\end{aligned}$$

標本期間 (サンプル数) : $t = 1, \dots, 27$ [1972年~1998年] 27年間

SSR : 0.030

D.W. (ダービン・ワトソン比) : 2.158

d.f. (自由度) : 13

R^2 -Adjusted : 0.9821

AIC : -39.733

SBIC : -30.662

RESET : 0.342

CUSUM : 0.252

CUSUMSQ : 0.132

3.1.1.3 最終モデルの選択

秋岡 (2003) の第3章で示した通り、3.1.1.1の基本モデル (モデル O-1) の最後尾から項を1個ずつ除外していったモデルを、Cobb-Douglas型に至るまで順次作成した。そして、これらモデル群に対して、「 t 値以外の変数選択基準」 (R^2 -Adjusted, AIC, SBIC) にもとづく統計量をそれぞれ算定し、比較検討を行なった。その結果選択されたのは、元の基本モデル (モデル O-1; 3-1-1-1式) であった。したがって、沖縄電力においては、基本モデルがそのまま最終モデルとなった。

3.1.2 日本たばこ事業

3.1.2.1 基本モデル

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

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

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 期中間生産物価格（原料価格）

P_{Kt} : t 期の資本価格

P_{Lt} : t 期の労働価格

T_t : t 期のタイム・トレンド

DP_t : t 期の民営化ダミー

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

3-1-2-1式が、日本たばこ事業の民営化の経済効果を分析するための基本モデルであり、これをモデルJ-1とする。当モデルの主眼については、本論文3.1.1.1と同様である。なお、詳細については秋岡（2003）を参照のこと。また、使用したデータの出典については、本論文末尾の「データ出典」を参照のこと。

3.1.2.2 基本モデルの推定結果

3.1.2.1で示した基本モデルに実際のデータをあてはめ、これに最小二乗法を適用して各パラメーターを推定したものが下記の3-1-2-2式である。（推定値下のカッコ内は t 値）

$$\begin{aligned}
 \ln(AC_t/P_{Mt}) = & -510.587 + 83.180 \ln Q_t \\
 & (-4.203) \quad (4.210) \\
 & + 3.851 \ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \\
 & (1.363)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& -47.229 \ln(P_{Lt}/P_{Mt}) + 0.940 \ln T_t - 0.108 DP_t \\
& \quad (-3.241) \quad (2.948) \quad (-2.145) \\
& -0.235 \ln Q_t \ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \\
& \quad (-1.063) \\
& + 3.989 \ln Q_t \ln(P_{Lt}/P_{Mt}) \\
& \quad (3.442) \\
& + 0.618 \ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \ln(P_{Lt}/P_{Mt}) \\
& \quad (2.314) \\
& - 3.530 \beta_{QQ} (\ln Q_t)^2 \\
& \quad (-4.253) \\
& + 0.138 \beta_{KK} \{\ln(P_{Kt}/P_{Mt})\}^2 \\
& \quad (2.676) \\
& - 1.115 \beta_{LL} \{\ln(P_{Lt}/P_{Mt})\}^2 + \varepsilon_t \quad (3-1-2-2) \\
& \quad (-2.041)
\end{aligned}$$

標本期間 (サンプル数) : $t = 1, \dots, 43$ [1955年~1997年] 43年間

SSR : 0.037

D.W. (ダービン・ワトソン比) : 1.508

d.f. (自由度) : 31

R^2 -Adjusted : 0.906

AIC : -78.738

SBIC : -68.171

RESET : 4.506

CUSUM : 0.392

CUSUMSQ : 0.157

3.1.2.3 最終モデルの選択

本論文 3.1.1.3 と同様にして、3.1.2.1 の基本モデル (モデル J-1) の最後尾から項を 1 個ずつ除外していったモデルを、Cobb-Douglas 型に至るまで順次作成した。そして、これらモデル群に対して、「 t 値以外の変数選択基準」(R^2 -Adjusted, AIC, SBIC) にもとづく統計量をそれぞれ算定し、比較検討を行なった。その結果選択されたのは、元の基本モデル (モデル J-1; 3-1-2-2 式) であった。したがって、たばこ事業においても、基本

モデルがそのまま最終モデルとなった。この詳細については、秋岡（2003）の第3章および第4章を参照のこと。

3.2 本論文における分析手法およびモデル

3.2.1 秋岡（2003）における分析手法の再覧—問題の所在

秋岡（2003）においては、民営化の経済効果を分析するためにCUSUM法およびCUSUMSQ法が用いられた。なぜならば、本論文第1章および第2章で述べたように、3.1において示した基本モデルは、「パラメーター推定値の統計学的な有意性」（ t 値）という選択基準で選ばれたものではないため、「民営化ダミー変数」の係数推定値の符号および有意性にもとづいて民営化の経済効果を判定する従来の手法（ダミー変数法）を用いることができなかつたためである。

なお、CUSUM法・CUSUMSQ法とは、本論文3.1に示した経緯で選択された最終モデルに実際のデータをあてはめ、これに最小二乗法を適用して結果算定された逐次残差のプロットから、モデルの経時的構造変化を読み取るというものである。すなわち、民営化を境として企業の平均費用関数に構造変化が生じたならば、この逐次残差は特徴的な軌跡を示すことになるので、これにもとづいてその有無を判断しようというものである。

その結果は、本論文2.1で述べた通りであった。すなわち、沖縄電力については、民営化による事業の生産性の上昇が認められ、一方、たばこ事業については、それが認められないというものであった。これは、「統計学的な有意性」（ t 値）を最終モデルの選択基準としていた秋岡（2002）および秋岡（2000）における結果と、全く同一のものであった。この分析過程の詳細については秋岡（2003）を参照されたい。

ただ、本論文2.2で述べた通り、そこで用いられたCUSUM法およびCUSUMSQ法は、あくまでも視覚的な印象に依拠するものであつて、定量的な統計学的検定によるものではなかつた。それゆえ、民営化の経済効果に関しても、その有無を判定することはできるが、果たしてそれがいかほどかという定量的な計測を行なうことはできなかつた。

3.2.2 本論文における分析手法

3.2.1で述べたように、今われわれが民営化の効果検証に関して求められているのは、ダミー変数法に代わる定量的な分析手法である。そのうちの 하나가 **Chow Test** である。これは、標本期間中にモデルに構造変化が生じたかどうかを統計学的に検証する分析手法である。

具体的には、構造変化があつたと思われる期で標本期間を分割してそれぞれ別々に回帰分

析を行ない、そこから得られる統計量を分割前のものと比較することによって、分割によるモデルの適合度向上の有無を定量的に判断するというものである。この **Chow Test** の手法を用いれば、「民営化を境として、企業の平均費用関数のパラメーターに変化が生じているかどうか」といった定量的な検定を、個々のパラメーター推定値の t 値にもとづかずに行なうことができるようになる。

本論文 3.1 で示した秋岡 (2003) の基本モデル (兼最終モデル; 本論文 3-1-1-1 式および 3-1-2-1 式) にもとづいて説明すると、ダミー変数法は、民営化による定数項の変化 (すなわちモデルの垂直シフト) のみを検証する手法である。一方、Chow Test は、全パラメーターの一斉変化を包括的に検証する手法である。これを図示すれば、それぞれ本論文末尾の図 3-1 (ダミー変数法) および図 3-2 (**Chow Test**) のようになる。

3.2.3 本論文におけるモデル

3.2.2 で示した通り、Chow Test を行なう場合には、民営化ダミー変数 (DP_t) を使用する必要がなくなる。したがって、本論文で使用するモデルは、秋岡 (2003) の基本モデル (兼最終モデル; 本論文 3-1-1-1 式および 3-1-2-1 式) から、それぞれ民営化ダミー変数項を除外したものになる。具体的には、下記の通りである。

① 沖縄電力の完全民営化に関する基本モデル

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

②たばこ事業の民営化に関する基本モデル

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

ただし、各変数およびパラメーターの詳細については、本論文3-1-1-1式および3-1-2-1式の項を参照のこと。

3.2.4 Chow Test について

Chow(1983) および和合・伴(1996)によれば、Chow Testとは以下のような統計学的検定のことである。

まず、3.2.3の本論文におけるモデル(3-2-3-1式および3-2-3-2式)を使用して、全標本期間(沖縄電力:1972-98年, たばこ事業:1955-97年)を対象に、本論文3.1.1.2および3.1.2.2と同様のパラメーター推定を行なう。

次に、各民営化(沖縄電力:1988年, たばこ事業:1985年)を境として標本期間を分割し、上記と同じモデルによってそれぞれの標本期間別のパラメーターの推定を行なう。

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、データのモデルへのあてはまりは、全標本期間を対象にしてパラメーターの推定を行なった場合の方が良いのか、あるいは民営化を境に標本期間を分割して別々に推定を行なった場合の方が良いのかを統計学的に検証するのである。

このため、「民営化は対象企業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「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(パラメーター)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、これがもし真であれば、下記の統計量 C_a は自由度($K, T-2K$)のF分布にしたがうことが知られている。

$$C_a = \{[SSR_T - (SSR_{T_1} + SSR_{T_2})]/K\} / \{(SSR_{T_1} + SSR_{T_2})/(T-2K)\} \tag{3-2-4a}$$

ただし、 C_a : 検定の対象となる統計量

SSR_T : 全標本期間を対象としたパラメーターの推定で得られた残差二乗和

SSR_{T_1} : 民営化前の期間を対象としたパラメーターの推定で得られた残差二乗和

SSR_{T_2} : 民営化後の期間を対象としたパラメーターの推定で得られた残差二乗和

T : 全標本数 (沖縄電力: 27, たばこ事業: 43)

K : モデルのパラメーターの数 (沖縄電力: 13, たばこ事業: 11)

しかし、対象2民営化のうち、沖縄電力については、民営化後の標本数(11)が、推定するパラメーターの数(13)を下回っているため、3-2-4a式の SSR_{T_2} の算定が不可能となる。このように、標本期間を分割すると自由度不足のためにどちらか一方の標本期間のパラメーター推定が不可能になる場合には、下記の統計量 C_b を代用することができる。和合・伴(1996)によると、前述の帰無仮説が真であれば、この C_b 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。

$$C_b = \{(SSR_T - SSR_{T_1})/T_2\} / \{SSR_{T_1}/(T_1 - K)\} \quad (3-2-4b)$$

ただし、 C_b : 検定の対象となる統計量

SSR_T : 全標本期間 (沖縄電力: 1972—98年) を対象としたパラメー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 (沖縄電力: 1972—87年) を対象としたパラメー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 (沖縄電力: 16)

T_2 : 民営化後の標本数 (沖縄電力: 11)

K : モデルのパラメーターの数 (沖縄電力: 13)

したがって、本論文においては、沖縄電力民営化の効果検証に関して統計量 C_b (3-2-4b式)を、また、たばこ事業民営化の効果検証に関して統計量 C_a (3-2-4a式)を、それぞれ用いるものとする。

なお、本論文におけるモデル(3-2-3-1式および3-2-3-2式)の各パラメーターを実際に推定した結果および諸統計量については、本論文末尾の表4-1および表4-2に示されている。

4. 実証分析

本論文3.2.3の各モデルの推定結果および諸統計量については、表4-1 (沖縄電力) および表4-2 (たばこ事業) の通りである。

4.1 Chow Test

本論文 3.2.4 で示した Chow の統計量は、各民営化について下記の通りとなる。なお、式中の各変数の定義については 3.2.4 を参照のこと。

① 沖縄電力

3.2.4 で述べたように、沖縄電力については、民営化後の標本数 (11) が、推定するパラメーターの数 (13) を下回っているため、下記の統計量 C_b が用いられる。

$$C_b = \{(SSR_T - SSR_{T_1})/T_2\} / \{SSR_{T_1}/(T_1 - K)\} = 5.525 \quad [> F_{.10}(11, 3) = 5.222]$$

このように、統計量 C_b (5.525) は、有意水準10%での自由度 (11, 3) の F 統計量の閾値 (5.222) を超えている。したがって、「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」、すなわち、「民営化前と民営化後とで同社の平均費用関数のパラメーターに変化はない」という帰無仮説は、有意水準10%で棄却される。

つまりこれは、1988年の同社の完全民営化が、同社の平均費用関数の構造変化をもたらしたということを示している。つまり、全標本期間 (1972~1998年) を1本のモデルで推定するよりも、表4-1の「分割後」の項にあるように、完全民営化 (1988年) を境に標本を分割し、それぞれ別のモデルで推定した方が、計量経済学的な意味でモデルのあてはまりが良いということになる。

なお、この実証結果は、秋岡 (2002) [t 値基準でモデル選択; ダミー変数法および Chow Test] および秋岡 (2003) [変数選択基準でモデル選択; CUSUM 法および CUSUMSQ 法] におけるそれと一致する。

ちなみに、沖縄電力の完全民営化が同社の平均費用関数にいかなる構造変化をもたらしたかということに関する定量的な計測については、4.3において行なう。

② たばこ事業

$$C_a = \{[SSR_T - (SSR_{T_1} + SSR_{T_2})] / K\} / \{(SSR_{T_1} + SSR_{T_2}) / (T - 2K)\} = 1.447 \\ [< F_{.10}(11, 21) = 1.896]$$

このように、統計量 C_a (1.447) は、有意水準10%での自由度 (11, 21) の F 統計量の閾値 (1.896) を下回っている。したがって、「民営化はたばこ事業の平均費用関数に構造変化を全くもたらさなかった」、すなわち、「民営化前と民営化後とで同社の平均費用関数のパラメーターに変化はない」という帰無仮説を、有意水準10%で棄却できない。

つまりこれは、1985年の同事業の民営化が、同社の平均費用関数の構造変化をもたらさなかったということを示している。つまり、全標本期間 (1955~1997年) を1本のモデルで推

定した場合と、民営化（1985年）を境に標本を分割し、それぞれ別のモデルで推定した場合とを比較しても、標本期間を分割した方が計量経済学的な意味でモデルのあてはまりが良いとは言えないということになる。

この実証結果は、秋岡（1993b）[*t* 値基準でモデル選択；ダミー変数法]、秋岡（2000）[*t* 値基準でモデル選択；ダミー変数法および Chow Test] および秋岡（2003）（変数選択基準でモデル選択；CUSUM 法および CUSUMSQ 法）におけるそれと一致する。

4.2 (参考) 秋岡（2003）における最終モデルと本論文における基本モデルとの、変数選択関連諸統計量の比較

3.2.3 ででも述べた通り、本論文における基本モデル（3-2-3-1式および3-2-3-2式は、秋岡（2003）における最終モデル（兼基本モデル；本論文3-1-1-1式および3-1-2-1式）から、それぞれの民営化ダミー変数項を除外したものである。これは、Chow Test を実施するために便宜的に行なわれたものである。念のため、両モデルの変数選択関連諸統計量（ R^2 -Adjusted, AIC および SBIC）を本論文の 3.1.1.2, 3.1.2.2, 表 4-1 および表 4-2 より抜粋し比較すると、下表のようになる。なお、変数選択基準の問題は、すでに秋岡（2003）において詳細に検討が行なわれている。また、下表には、標本が相互に全く異なるモデルが含まれている。したがって、この比較はあくまでも参考である。

① 沖縄電力

モデル		統計量	R^2 -Adjusted	AIC	SBIC
秋岡（2003）における最終モデル （本論文3-1-1-1式）			0.982	-39.733	-30.662
本論文における基本モデル （3-2-3-1式；標本分割前）			0.983	-40.101	-31.678
同 上 （3-2-3-1式； 標本分割後）	完全民営化前		0.992	-38.735	-33.713
	完全民営化後*		-	-	-

*完全民営化後の標本数がパラメーター数を下回っているため、同期間のパラメーター推定値および諸統計量は算定されない。

② たばこ事業

モデル		統計量	R^2 -Adjusted	AIC	SBIC
秋岡（2003）における最終モデル （本論文3-1-2-1式）			0.906	-78.738	-68.171
本論文における基本モデル （3-2-3-2式；標本分割前）			0.895	-76.763	-67.077
同 上 （3-2-3-2式； 標本分割後）	民営化前		0.929	-53.368	-45.661
	民営化後		0.918	-46.016	-42.909

4.3（参考）民営化の経済効果の計測について

4.3.1 計測方法の検討

4.1において、本論文の研究対象2事業のうち、沖縄電力については、民営化を境に平均費用関数の構造変化が認められるとの分析結果が得られた。では、それによる経済効果はいかほどなのだろうか。本節においては、それを定量的に計測する方法について検討を行なう。

もし、本論文の最終モデルが、ダミー変数法にもとづく3-1-1-1式であったとすれば、計測は全く容易である。なぜならば、3-1-1-1式にもとづいて推定された3-1-1-2式を完全民営化ダミー変数 DP_i で偏微分した偏微係数 ($\hat{\beta}DP$) が、そのまま「平均費用の完全民営化弾力性」となるからである⁴⁾。これは、当該式左辺の「原料価格によってデフレートされた平均費用」が、完全民営化によって何%変化したかを示す指標であり、3-1-1-2式より、それは、-4.7%である。

しかし、本論文にける分析手法は、ダミー変数項を除外した基本モデルを用いる Chow Test 法である。したがって、本論文においては、上記の計測手法は使用できない。

そこで考えられるのは、完全民営化前の標本で推定された平均費用関数を完全民営化後にも延伸した場合の平均費用の予測値と、完全民営化後の標本で推定された平均費用関数による平均費用の推定値とを比較し、それを定量的に検討することである。これを図示すれば、本論文末尾の図4-1のようになる。

ただ、本論文3.2.4で述べた通り、沖縄電力については、完全民営化後の標本数(11)が、推定するパラメーターの数(13)を下回っているため、完全民営化後の標本では平均費用関数を推定することはできない。

この場合、次善の策として挙げられるものは、「完全民営化後の標本で推定された平均費用関数による平均費用の推定値」に代えて、「完全民営化後の平均費用の実績値」を使用することである。これを図示すれば、図4-2のようになる。

なお、当然のことながら、実績値は観測誤差を含んでいる。したがって、このように計測された民営化の経済効果は、各年次によって大きなばらつきを持つことが予想される。

4.3.2 計測

4.3.1で述べた通り、民営化による経済効果として計測するのは以下の指標である。

$$E_i = 1 - \exp(\hat{y}_i) / \exp(y_i) = 1 - \exp(\hat{y}_i - y_i) \quad (4-3-2)$$

ただし、 E_i ：算定する指標（完全民営化後の各年度ごとに算定される）

$\exp(\cdot)$ ：指数関数（ \exp は自然対数の底）

\hat{y}_t : 完全民営化前の標本で推定された平均費用関数を、完全民営化後に延伸した場合の、 t 期の平均費用⁵⁾の予測値 (図 4-2 参照)

y_t : 完全民営化後の平均費用⁵⁾の実績値 (図 4-2 参照)

すなわち E_t は、民営化後の平均費用が、民営化前の平均費用関数にもとづいて予測されたものと比較して、どれぐらいの割合で変化したかを示す指標である⁵⁾。したがって E_t は、民営化による年度ごとのコスト変化率を示している。

E_t の算定値の一部を示すと下表のようになる。

(参考) 沖縄電力の完全民営化の経済効果 (コスト変化率)

年度 指標	1988	1995	1998	完全民営化後 (1988~98) 平均	(参考) 秋岡(2002)の結果 (Cobb-Douglas型関 数; ダミー変数法)
E_t	% -16.36	% -23.92	% 0.90	% -41.53	% -20.10

上表のように、 E_t は年度ごとのばらつきが激しい。これは、沖縄電力の場合、4.3.1で示した理由により、図 4-2 のように、平均費用の実績値を計算に使用しているからである。したがって、この計測結果は、あくまでも参考である。

5. 結論

5.1 本論文における結論

第 4 章までの議論をもとに、本論文における結論をまとめると、本論文末尾の表 5-1 のようになる。

すなわち、Chow Tset 法にもとづいて民営化の経済効果を定量的に検定したところ、沖縄電力の完全民営化 (1988年) については効果が確認され、一方、日本たばこ事業の民営化 (1985年) については効果が確認できなかった。そして、これは過去の拙実証研究群と同じ結論であった。また、あくまでも参考ではあるが、同社の完全民営化の経済効果の定量的計測も併せて行なわれた。

したがって、本論文の冒頭に述べた執筆目的は、ひとまずここで達成されたことになる。

5.2 今後の課題

5.1 で述べた通り、本論文においては、民営化の経済効果を定量的に検定することはできなかった。しかし、それを定量的に計測することについては、あくまでも参考に留めた。

なぜならば、本論文4.3で述べた通り、計測の対象とされた沖縄電力の場合、民営化後の標本数が不足、このため厳密な計量経済学的手法にもとづく定量的計測ができなかったからである。したがって、民営化の経済効果については、データのさらなる蓄積を待って、引き続き研究を続けて行く必要があると考える。

以上

*** 本研究は、平成14年度関西大学重点領域研究助成金によって行なわれた。特にここに記して、当大学への謝意を表すものである。**

注 記

- 1) Cobb-Douglas 型関数の詳細については、当該論文および Douglas (1948) を参照のこと。
- 2) Translog 型関数の詳細については、当該論文群および Christensen 他 (1973) を参照のこと。
- 3) この4統計量の全般的な解説については和合・伴 (1996) を参照されたい。なお、AIC の詳細については Akaike (1969) を、SBIC については Schwarz (1978) を、RESET については, Ramzey (1974) を併せて参照のこと。
- 4) 詳細については、秋岡 (2002) 4.4 を参照のこと。
- 5) 本論文中で通常用いられている「平均費用」を厳密に読み替えれば、3-2-3-1および3-2-3-2式の各左辺の通り、「平均費用(原料価格デフレート後)の自然対数を取ったもの」となる。そして、この読み替えは、当該箇所以外に出てくる「平均費用」にも共通して適用されるべきものである。

したがって、図4-1および4-2における「被説明変数」(縦軸)も、上記の通り読み替えるべき数値であって、決して実際の平均費用(原料価格デフレート後)のことを意味していない。一方、4-3-2式の E_i は、実際の平均費用(原料価格デフレート後)にもとづいて算定されたものである。

参考文献

- 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—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—規模拡大, 設備利用率, そして完全民営化の影響について—」, 『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—『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)—」, 会計検査院『会計検査研究』第21号, pp27-48
- 秋岡弘紀 (2002) 「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)—」, 『関西大学経済論集』第52巻第3号, pp65-106
- 秋岡弘紀 (2003) 「わが国の公企業民営化政策における経済効果の再検証—変数選択基準によるモデルの選択と、逐次残差による経済効果の分析: 沖縄電力およびたばこ事業の事例研究—」, 『関西大学経済論集』第53巻第1号, pp45-79
- Chow G. C. (1983) "Econometrics", McGraw-Hill, New York
- 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

- Ramsey J. B., (1974) "Classical Model Selection Through Specification Error Tests", in *Frontiers in Econometrics*, P. Zarembka ed., Academic Press, pp13-47
- Schwarz G., (1978) "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics*, Vol. 6, pp461-464
- 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

データ出典

本論文においては、以下の論文と同一のデータを使用した。紙幅の制約上、本論文ではその詳細を再掲しない。これについては、各論文の該当箇所を参照されたい。

①沖縄電力の完全民営化：

秋岡弘紀 (2002) 「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) —」, 『関西大学経済論集』第52巻第3号, pp65-106

②たばこ事業の民営化：

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—『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) —」, 会計検査院『会計検査研究』第21号, pp27-48

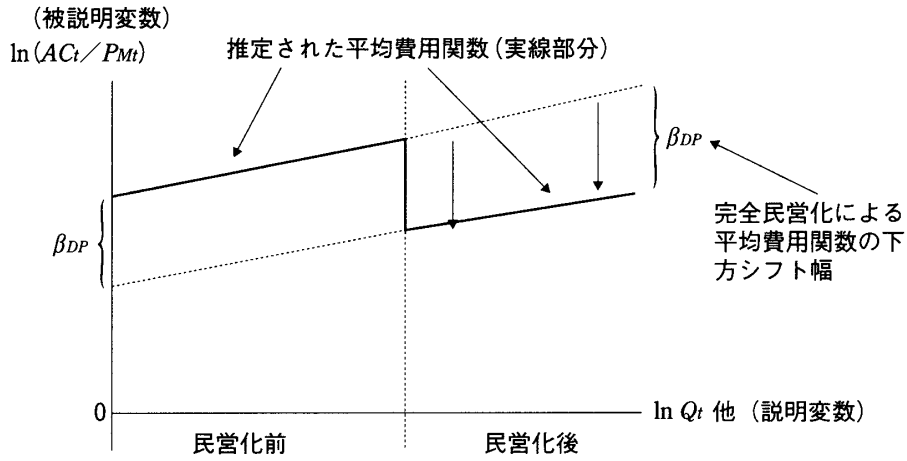
表2-1 公営事業民営化に関するこれまでの著者の研究概要(1/2)

項目	研究対象	民営化の分類 〔秋岡(2002) 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	基本モデル (詳細は各論文を参照のこと)	パラメタの推定法	最終モデルの採用基準	最終モデル (詳細は各論文を参照のこと)	モデルの経済理論との整合性 (ある場合に○)	使用した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
論文 秋岡(1993a)	日本ガス事業	同一事業内に公営と私営企業が多数混在	1985 (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	統計学的に有意性(t値)	特殊な関数形	×	・OLSQ (最小二乗法) ・パネル分析 ・構造変化の検定(F-Test)	×
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)	統計学的に有意性(t値)	特殊な関数形	×	・OLSQ (最小二乗法) ・F-Test	×
秋岡(1993c)	沖繩電力	完全民営化(②-a, ②-b)	1988	1972-1991	①20 ②16 ③4	Translog型 平均費用関数	OLSQ (最小二乗法)	統計学的に有意性(t値)	特殊な関数形	×	・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)	統計学的に有意性(t値)	特殊な関数形	×	・OLSQ (最小二乗法) ・F-Test ・Chow-Test	×
秋岡(2002)	沖繩電力	完全民営化(②-a, ②-b)	1988	1972-1998	①27 ②16 ③11	Translog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)	統計学的に有意性(t値)	Cobb-Douglas型	○	・OLSQ (最小二乗法) ・Chow-Test ・F-Test ・回帰診断 ・(参考)変数選択基準 ・(参考)LSQ(非線形最小二乗法)	○

表 2-1 公営事業民営化に関するこれまでの著者の研究概要 (2/2)

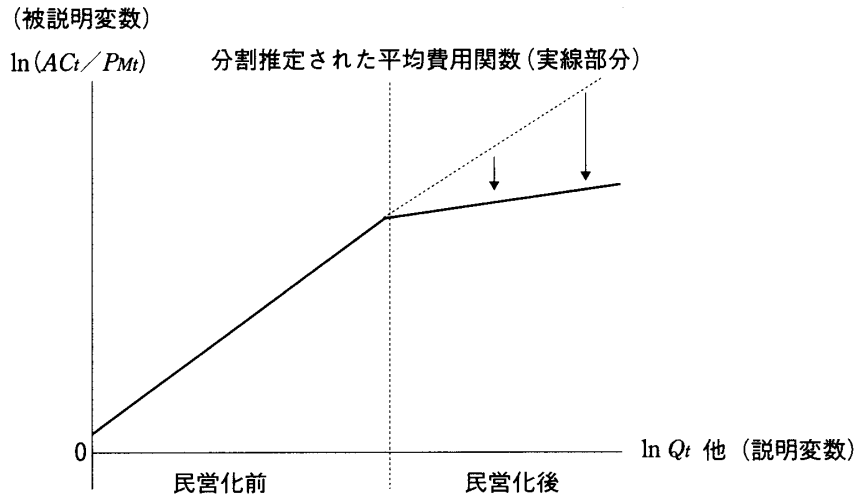
項目	研究の 対象	民営化の分類 〔秋岡 (2002) 2.1による〕	民営 化年	標本 期間	標本数 ①合計 ②民営化前 ③民営化後	基本モデル (詳細は各論 文を参照の こと)	パラメタ ー の推定法	最終モデル の採用基準	最終モデル (詳細は各論文 を参照のこと)	モデルの経 済理論との 整合性 (ある場合に○)	使用した計量経 済学的メソッド (詳細は各論文を 参照のこと)	検証結果 (民営化後の有意 な生産性上昇は 認められるか?) ○:認められる ×:認められない
論文	沖縄電力	完全民営化 (②-a)	1988	1972 -1998	①27 ②16 ③11	Translog型 平均費用 関数	OLSQ (最小二乗法)	変数選択基準 (R^2 -Adjusted, AICおよび χ^2 SBIC)	Translog型 (フル・モデ ル)	○	・OLSQ (最小二乗法) ・変数選択基準 ・CUSUM・ CUSUMSQ法 (参考)RESET	○ (CUSUM法・ CUSUMSQ法に もとづく)
	日本たばこ事業 有限会社	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)	変数選択基準 (R^2 -Adjusted, AICおよび χ^2 SBIC)	Translog型 (フル・モデ ル)	○	・OLSQ (最小二乗法) ・変数選択基準 ・CUSUM・ CUSUMSQ法 (参考)RESET	× (CUSUM法・ CUSUMSQ法に もとづく)

表中太字は、同一企業を研究対象としながらも最終モデルの採用基準あるいは標本期間の異なる論文の組合せ〔すなわち、秋岡 (2003) と秋岡 (2002) および秋岡 (1993c)、ならびに秋岡 (2003) と秋岡 (2000) および秋岡 (1993b) の2組〕について、それぞれ新しい論文から見ただけの論文との変更点を示している。



*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。

図3-1 ダミー変数法のイメージ



*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。

図3-2 Chow Testのイメージ

表 4-1 (Chow Test; 沖縄電力) 標本分割前と後の、最小二乗法によるモデル (3-2-3-1式) の各パラメータ推定結果

[被説明変数 = $\ln(AC_t/P_{Mt})$]

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

分割前	パラメータ													SSR 残差 二乗和	D.W. ダービン・ ワトソン比	df 自由度
	β_0	β_{DO}	β_{UR}	β_T	β_Q	β_K	β_L	β_{OK}	β_{OL}	β_{KL}	β_{OQ}	(1/2) β_{KK}	(1/2) β_{LL}			
モデル (3-2-3-1式) (全標本期間)	-73.524 (-1.701)	0.383 (6.465)	-0.132 (-0.551)	-0.373 (-0.653)	14.776 (1.081)	-8.777 (-0.813)	5.283 (0.609)	1.465 (0.886)	-0.982 (-0.737)	-1.118 (-1.293)	-0.648 (-0.607)	0.583 (1.055)	0.719 (1.630)	0.031	2.172	14
モデル (3-2-3-1式) (①完全民営化前)	375.550 (4.838)	0.402 (8.263)	-0.571 (-2.132)	-0.110 (-0.246)	-111.251 (-5.184)	-54.266 (-4.498)	24.700 (1.878)	7.854 (4.146)	-3.398 (-1.617)	-0.936 (-0.583)	8.213 (5.442)	1.695 (2.317)	0.258 (0.304)	0.0015	2.806	3
モデル (3-2-3-1式) (②完全民営化後)*	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

R^2 -Adjusted (自由度修正済み決定係数): 全標本期間...0.983, 完全民営化前...0.992

AIC: 全標本期間...-40.101, 完全民営化前...-38.735

SBIC: 全標本期間...-31.678, 完全民営化前...-33.713

*完全民営化後 (②) の標本数がパラメータ数を下回っているため、同期間のパラメータ推定値および諸統計量は算定されない。

$C_0 = \{(SSR_T - SSR_{T_1}) / T_1\} / \{(SSR_{T_1} - SSR_{T_2}) / (T_1 - T_2)\} = 5.525 (> F_{10}(11, 3) = 5.222)$

D.W. (ダービン・ワトソン比) については、いずれも問題がないことを確認済みである。

表4-2 (Chow Test: たばこ事業) 標本分割前と後の、最小二乗法によるモデル (3-2-3-2式) の各パラメータ-推定結果

[被説明変数 = $\ln(AC_t/P_{Mt})$]

標本期間: 標本分割前 (全期間) $t=1, \dots, 43$ [昭和30(1955)年~平成9(1997)年] 43年間

標本分割後 (①完全民営化前) $t=1, \dots, 30$ [昭和30(1955)年~昭和59(1984)年] 30年間

標本分割後 (②完全民営化後) $t=17, \dots, 43$ [昭和60(1985)年~平成9(1997)年] 13年間

() 内 t 値

分割前	パラメータ													SSR 残差 二乗和	D.W. ダービン・ ワトソン比	df 自由度
	β_0	β_{DD}	β_{UR}	β_T	β_Q	β_K	β_L	β_{OK}	β_{OL}	β_{KL}	$(1/2)$ β_{QQ}	$(1/2)$ β_{KK}	$(1/2)$ β_{LL}			
モデル (3-2-3-2式) (全標本期間)	-344.384 (-3.489)	—	—	0.736 (2.293)	56.182 (3.498)	3.867 (1.297)	-27.530 (-2.307)	-0.213 (-0.916)	2.403 (2.554)	0.684 (2.444)	-2.326 (-3.552)	0.177 (3.472)	-0.513 (-1.038)	0.042	1.314	32
モデル (3-2-3-2式) (①完全民営化前)	1446.82 (1.267)	—	—	0.879 (2.366)	-244.353 (-1.278)	-47.036 (-1.519)	178.602 (1.341)	4.110 (1.567)	-14.791 (-1.329)	-1.708 (-1.019)	10.283 (1.285)	0.651 (2.164)	5.618 (1.424)	0.024	1.380	19
モデル (3-2-3-2式) (②完全民営化後)*	5217.45 (6.311)	—	—	-0.289 (-0.582)	-821.104 (-6.302)	24.569 (3.650)	-69.371 (-2.499)	-2.031 (-3.673)	5.745 (2.717)	1.281 (2.769)	32.260 (6.285)	-0.026 (-0.747)	3.356 (3.220)	0.0001	3.474	2

R^2 -Adjusted(自由度修正済み決定係数): 全標本期間...0.895, 民営化前...0.929, 民営化後...0.918

AIC: 全標本期間...-76.763, 民営化前...-53.368, 民営化後...-46.016

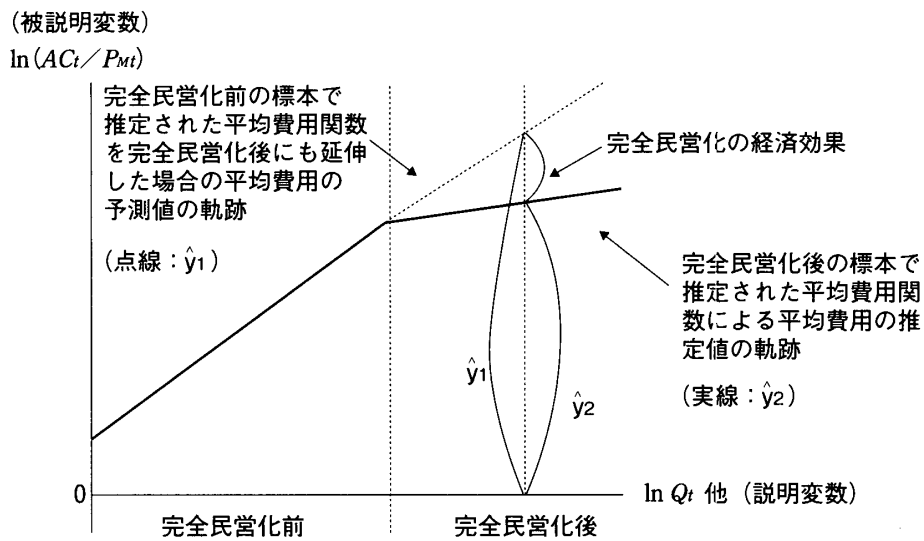
SBIC: 全標本期間...-67.077, 民営化前...-45.661, 民営化後...-42.909

*たばこ事業においては、モデルにパラメータ β_{DD} および β_{UR} が含まれていないため、推定値も算定されない。

$C_a = \{(\text{SSR}_T - (\text{SSR}_T + \text{SSR}_{T_2})/K) / (\text{SSR}_T + \text{SSR}_{T_2}) / (T - 2K)\} = 1.447 (< F_{.10}(11, 21) = 1.896)$

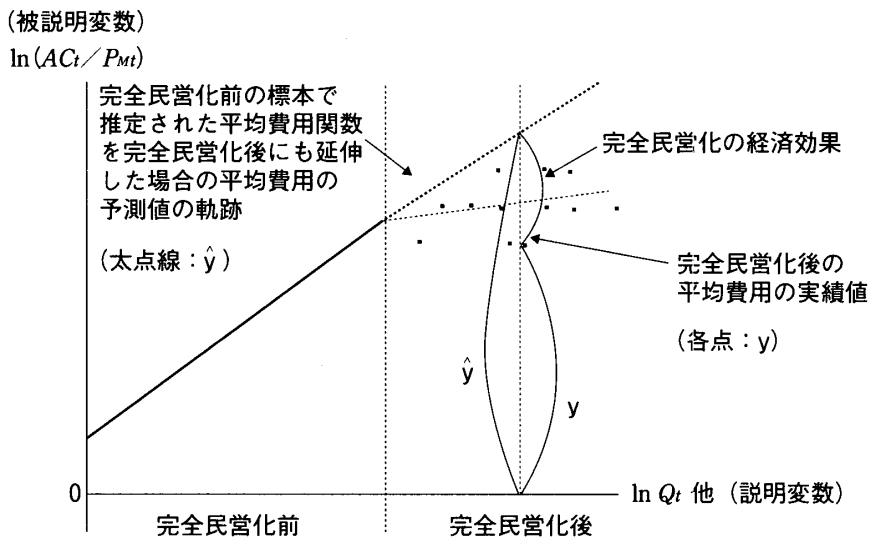
$C_b = \{(\text{SSR}_T - \text{SSR}_T) / T_2\} / \{\text{SSR}_T / (T_1 - K)\} = 1.121 (< F_{.10}(13, 19) = 1.894)$

D.W. (ダービン・ワトソン比) については、いずれも問題がないことを確認済みである。



* 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。

図 4-1 民営化の経済効果の計測 (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。

図 4-2 民営化の経済効果の計測 (民営化後の平均費用関数の推定が不可能な場合; イメージ)

表5-1 本論文における結論

①沖縄電力の完全民営化（1988年）

項目	研究 本論文	(参考) 過去の拙実証研究*		
		秋岡 (2003)	秋岡 (2002)	秋岡 (1993c)
標本期間 (標本数)	1972~1998(27) 〔秋岡(2002)と同一のデータを使用〕	1972~1998(27) 〔秋岡(2002)と同一のデータを使用〕	1972~1998(27)	1972~1991(20)
推定法	最小二乗法 (OLSQ)	最小二乗法 (OLSQ)	最小二乗法 (OLSQ)	最小二乗法 (OLSQ)
モデルの採用基準	変数選択基準 (R^2 -Adjusted, AIC, SBIC)	変数選択基準 (R^2 -Adjusted, AIC, SBIC)	統計学的な有意性 (t 値)	統計学的な有意性 (t 値)
採用されたモデル	Translog型 (本論文の3-2-3-1式)	Translog型 (当該論文のモデル0-1)	Cobb-Douglas型	特殊な関数形 〔秋岡(2003)の2.2.1を参照のこと〕
モデルの経済理論との整合性(ある場合に○)	○	○	○	×
民営化の経済効果(ある場合に○)	○ 〔Chow-Test(B)法にもとづく〕	○ (CUSUM・CUSUMSQ法にもとづく)	○ 〔ダミー変数法にChow Test(B)法も併用〕	×
上記の計測値 (コストの変化率)	(参考) -41.53% 完全民営化後平均	- (計測せず)	-20.10% (ダミー変数法)	-

*過去の拙実証研究の詳細については、本論文末尾の表2-1を参照のこと。

②たばこ事業の民営化 (1985年)

研究 項目	本論文	(参考) 過去の拙実証研究*		
		秋岡 (2003)	秋岡 (2000)	秋岡 (1993b)
標本期間 (標本数)	1955~1997(43) [秋岡 (2000) と同 一のデータを使用]	1955~1998(43) [秋岡 (2000) と同 一のデータを使用]	1955~1997 (43)	1955~1989 (35)
推定法	最小二乗法 (OLSQ)	最小二乗法 (OLSQ)	最小二乗法 (OLSQ)	最小二乗法 (OLSQ)
モデルの採用基準	変数選択基準 (R^2 -Adjusted, AIC, SBIC)	変数選択基準 (R^2 -Adjusted, AIC, SBIC)	統計学的な有意性 (t 値)	統計学的な有意性 (t 値)
採用されたモデル	Translog型 (本論文の3-2-3 -2式)	Translog型 (当該論文のモデ ルJ-1)	特殊な関数形 [秋岡(2003)の2.2.2 を参照のこと]	特殊な関数形 [秋岡(2003)の2.2.2 を参照のこと]
モデルの経済理論 との整合性 (ある 場合に○)	○	○	×	×
民営化の経済効果 (ある場合に○)	× [Chow-Test (A)法 にもとづく]	× (CUSUM・ CUSUMSQ法にも とづく)	× [ダミー変数法に Chow Test (A)法を 併用]	× (ダミー変数法に F-Test法も併用)

*過去の拙実証研究の詳細については、本論文末尾の表2-1を参照のこと。