

## 論 文

## 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—

秋 岡 弘 紀\*

## 要 約

実証経済学においては、使用する経済モデルの経済理論との整合性と、そのモデルによって推定されたパラメーターの統計学的な有意性とは、しばしば両立しない。当然のことながら、実証研究における結論は、実際に採用されたモデルに完全に依拠する。なお、従来の研究においては、統計学的な有意性の方が重視されることが多かった。それゆえ、経済理論との整合性のないモデルにもとづいて実証結果が導出されるケースも起こり得た。本論文の主眼は、過去の拙実証研究に立ち戻り、変数選択基準によってこの問題を総合的に再検証してみることにある。

キーワード：AIC；Average Cost Function；CES Function；Cobb-Douglas Function；Criterion of Variable Selection；CUSUM；CUSUMSQ；Econometric Analysis；Information Criterion；OLSQ；Privatization Policy；Productivity；Public Corporation；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、過去十年以上にわたり、わが国の公企業民営化政策の実証研究を行なってきた。しかし、その都度問題となったのは、使用する経済モデルの関数型である。すなわち、経済理論と整合性のあるモデルを実証分析に使用しても、必ずしも統計学的に有意な結果を示すわけではない。またその逆に、統計学的には有意な結果を示したモデルが、経済理論と整合性のあるものとは限らない。最も重要な点は、実証研究における結論が、実際に使用されたモデルに完全に依拠しているということである。

過去の研究において、われわれは統計学的な有意性の方を重視して結論を出してきた。なぜならば、実証分析においてモデルが示す有意性は、結論の説得力自体を示すと判断されたからである。

\* E-mail: hiroki\_akioka@post.harvard.edu

しかし、モデルに有意性があるからといって、経済理論との整合性の問題を全く無視して良いというわけではないことは明らかである。真理は、この両極端の中間にあるかもしれない。幸いにして、最近の計量経済学の研究の発展に伴い、この両者を総合的に評価する統計量がいくつか提案されている。それゆえ、過去の拙実証研究に立ち戻り、この問題を再検証してみることは、有益なことであると考え。これが、本論文の執筆動機である。

これにもとづき、まず第2章においては、上に示した問題の所在を詳細に述べた上で、公企業民営化に関する過去の拙実証研究の中から、沖縄電力の完全民営化を研究対象とするもの〔秋岡（2002）および秋岡（1993c）〕と、わが国のたばこ事業の民営化を研究対象とするもの〔秋岡（2000）および秋岡（1993b）〕との2組の研究を抽出してその概要を再述し、各実証結果を比較再覧する。併せて今回使用する上述の諸統計量の説明を行なう。

次に、第3章においては、上記2組の民営化研究を対象に冒頭の問題の再検証を行なうため、本論文におけるモデル群を提示する。

具体的には、対象の民営化ごとに、経済理論との整合性を持つ基本モデル（Translog型）から始めて、同じくCobb-Douglas型（本論文2.1の②参照）に至るまで、項数を順次1個ずつ減少させて行く。そして、この減少の過程で逐次得られる関数型を、本論文のモデル群として設定する。なお、統計学的な有意性を持つ、過去の拙民営化研究における各最終モデルは、これらモデル群の中に含まれている。

そして第4章においては、第3章で設定されたモデル群を用いて回帰分析を行ない、そこから得られる諸統計量を一斉比較する。これにもとづき、果たしてどの関数型を採用したらよいのか、またその場合、過去の拙実証研究と結論が異なるかどうかを検証する。

なお、上記回帰分析に使用するデータは、過去の拙民営化研究におけるものとそれぞれ同一のものである。ただし、前記の通り対象の民営化ごとに2論文ずつ存在するので、本論文においては、研究時期の新しい論文からデータを転用した。

最後に、第5章において、本論文における結論を述べて、これを結びとする。

## 2. モデルの経済理論との整合性と統計学的な有意性

### 2.1 問題の所在

第1章で述べた通り、実証研究においては、モデルの経済理論との整合性と、統計学的な有意性とは必ずしも両立しない。以下にその具体例を示す。

今、実際のデータにもとづいて、ある企業の費用関数を推定することを考える。推定の手順は次の通りである。

まず、代表的企業の生産関数を

$$Q=F(K, L) \quad (2-1)$$

ただし、 $Q$ ：企業の生産量

$F(\cdot)$ ：企業の生産関数

$K$ ：企業の資本投入量

$L$ ：企業の労働投入量

とおく<sup>1)</sup>。

経済理論にもとづくと、(2-1) 式と双対な費用関数は、

$$C=C(P_K, P_L, Q) \quad (2-2)$$

ただし、 $C$ ：企業の総費用

$C(\cdot)$ ：企業の費用関数

$P_K$ ：資本価格

$P_L$ ：労働価格

と記述することができる<sup>2)</sup>。

(2-2) 式は、費用関数推定のための説明変数が  $P_K$ ,  $P_L$ , および  $Q$  であることを示してはいるが、その具体的な関数形については何も示していない。そこで、費用関数を推定するために、関数形の特定化が必要となる。

通常、企業の費用関数の関数形の候補としては、次の3関数を挙げることができる。

### ① Translog 型関数

Christensen 他 (1973) によって提案された関数形であり、未知の関数の関数形を2次の Taylor 展開によって近似したものである。ゆえにこの3関数の中では、一般性が最も高いことになる。

この場合、(2-2) 式は、計量経済モデルとして下式のように特定化される<sup>3)</sup>。

$$\begin{aligned} \ln(C/P_L) = & \beta_0 + \beta_Q \ln Q + \beta_K \ln(P_K/P_L) + \beta_{QK} \ln Q \ln(P_K/P_L) \\ & + (1/2) \beta_{QQ} (\ln Q)^2 + (1/2) \beta_{KK} [\ln(P_K/P_L)]^2 + \varepsilon \end{aligned} \quad (2-3)$$

ただし、 $\beta$ ：推定すべきパラメター

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

(他の変数および定数は従前の通り)

### ② Cobb-Douglas 型関数

Douglas（1948）によって提唱された関数形であり、企業の生産活動に関する長年の研究の蓄積にもとづくものである。すなわち、①の Translog 型関数と異なり、経験的に得られた関数形である<sup>4)</sup>。

この場合、(2-2) 式は下式のように特定化される。

$$\ln(C/P_L) = \beta_0 + \beta_Q \ln Q + \beta_K \ln(P_K/P_L) + \beta_{QK} \ln Q \ln(P_K/P_L) + \varepsilon \quad (2-4)$$

ただし、 $\beta$ ：推定すべきパラメーター

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

(他の変数および定数は従前の通り)

### ③ CES 型関数

Arrow 他（1961）によって提唱された関数形であり、②の Cobb-Douglas 型関数と比較して、関数形の一般性が高いという特徴がある。なぜならば、Cobb-Douglas 型生産関数は、当関数の生産要素間の代替の弾力性が1の場合の特殊形だからである<sup>5)</sup>。

この場合、(2-2) 式は下式のように特定化される。なお、

$$\ln C = \ln \Gamma + M \ln Q + (1/\theta) \ln(A_1 P_K^\theta + A_2 P_L^\theta) + \varepsilon \quad (2-5)$$

ただし、 $\Gamma$ ,  $M$ ,  $A_1$ ,  $A_2$ ,  $\theta$ ：推定するパラメーター

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

(他の変数および定数は従前の通り)

このように、上記3関数は、その一般性に若干の差がありこそすれ、それぞれ理論的・実証的研究の蓄積にもとづいて導出されたものである。それゆえ、これら3関数は、経済理論と整合性のある代表的な経済モデルとみなすことができる<sup>6)</sup>。

さて、基本モデルを前記①～③のどれかに決定した後、そのモデルの被説明変数および説明変数に実際のデータをあてはめ、これに最小二乗法などの計量経済学的推定法を適用すれば、各パラメーターの推定値を得ることができる。以上が、実証研究の標準的な実施手順である。

しかし、ほとんどの場合、ここに至って重大な問題が発生する。それは、上記基本モデルにもとづいて得られたパラメーター推定値が、必ずしもすべて統計学的に有意ではないということである<sup>7)</sup>。

「パラメーター推定値が統計学的に有意ではない」ということは、「当該パラメーターに係る説

明変数が、被説明変数に何ら影響を与えていない」という帰無仮説を、統計学的に棄却できないことを意味している。したがって、データ自体に誤りがないということを前提とすれば、このような場合、当該説明変数を除外した上で改めて推定を行なわなければならない<sup>8)</sup>。

このような場合の実証研究の手順としては、上記に示したように、統計学的に有意でない説明変数をモデルから除外する作業を繰り返し、残されたパラメータ推定値がすべて有意となった時点で、それを当該研究の「最終モデル」として採用するのが通常である<sup>9)</sup>。したがって、当初の基本モデルにおけるパラメータの推定値の中に有意でないものが存在する場合、この「最終モデル」は、前述①～③の経済理論上のモデル（基本モデル）とは一致しなくなる<sup>10)</sup>。

一方、この最終モデルにもとづき、研究対象の事項（当該例においては企業の生産活動）に関して得られた所見が、当該研究の結論となる。当然のことながら、その結論は最終モデルに完全に依拠している。したがって、どのような最終モデルが分析に採用されるかによって、実証研究の結論が左右されることになる。

結局、ここで留意すべき点は以下の2点である。すなわち、多くの実証研究の結論が、必ずしも経済理論と完全な整合性を持つモデルから導出されたものではないということと、実証研究における結論は、実際に採用されたモデルに完全に依拠しているということである。

つまり、実証経済学においては、モデルの経済理論との整合性と、そのモデルによって推定されたパラメータの統計学的な有意性とは必ずしも両立しない。これが問題の所在であり、本論文の出発点である。これにもとづき、次節以下においては、公企業民営化に関する過去の拙実証研究の結論を再検証する。

## 2.2 公企業民営化に関する過去の拙実証研究の概要と結論の比較

公企業民営化に関する過去の拙実証研究の概要と結論を一表にまとめたものが、本論文末尾の表2-1である。

当表に記載されている5論文のうち、同一企業を研究対象としながらも、研究時点の関係で標本期間の異なる論文の組合せが2組4論文ある。すなわち、秋岡（2002）と秋岡（1993c）、および秋岡（2000）と秋岡（1993b）である。前者の組合せの研究対象は沖縄電力の完全民営化（1988年）であり、後者の組合せのそれは日本たばこ事業の民営化（1985年）である。以下、研究対象別に各論文の結論を比較する。

### 2.2.1 沖縄電力の完全民営化（1988年）

表2-1に示したように、秋岡（2002）と秋岡（1993c）との結論は相異なっている。すな

わち、前者は民営化による生産性向上の効果ありとし、後者はその効果なしとしている。これは、最終モデルのみならず、データの標本期間もそれぞれ異なっていることに起因する。

なお、標本期間の差が両論文の結論に与えた影響については、秋岡（2002）の第4章第5節に詳細に検証されているので、これを参照されたい。また、秋岡（2002）における、秋岡（1993c）からの主たる変更点については、表2-1の「秋岡（2002）」欄に太字で示されているのでこれを参照のこと。

以下、本項では両論文におけるモデルの相違について述べる。すなわち、いずれの論文も、基本モデルとしては経済理論と整合性のあるものを設定し、これを研究の出発点としている。両論文の場合、それはTranslog型関数（本論文2.1の①）である<sup>11)</sup>。

しかし、上記基本モデルを使用して推定されたパラメータから統計学的に有意でないものを除外した結果、それぞれの論文で採用された最終モデルは異なるに至った。すなわち、秋岡（2002）における最終モデルは、基本モデル（Translog型関数；本論文2.1の①）から2次項をすべて除外したCobb-Douglas型関数（本論文2.1の②）である。

一方、秋岡（1993c）におけるそれは、基本モデル（Translog型関数；本論文2.1の①）から、 $(1/2)\beta_{qq}(\ln Q_t)^2$ のみ残して他の2次項をすべて除外した特殊な関数形である<sup>12)</sup>。

以上の再覧所見を比較しまとめると、下表のようになる。

表 沖縄電力の完全民営化（1988年）に関する拙実証研究の再覧比較

| 論文            | 標本期間                 | 基本モデル                 | 最終モデル  | *結論 |
|---------------|----------------------|-----------------------|--|-----|
| 秋岡<br>(2002)  | 1972-1998<br>(標本数27) | Translog型関数<br>(項数14) | Cobb-Douglas型関数<br>(項数8)   | ○   |
| 秋岡<br>(1993c) | 1972-1991<br>(標本数20) | Translog型関数<br>(項数13) | 基本モデルから $\beta_{DP}DP_t$ を除外し、さらに、 $(1/2)\beta_{qq}(\ln Q_t)^2$ 以外の他の2次項をすべて除外した特殊な関数形 (項数7) | ×   |

\*民営化による生産性向上の効果があったと認められる場合は○、認められない場合は×  
(民営化による経済効果の具体的な検証方法については、上記各論文および本論文第3章を参照のこと)

## 2.2.2 日本たばこ事業の民営化（1985年）

表2-1を見ると、秋岡（2000）と秋岡（1993b）との結論は同じである。すなわち、両者とも、民営化による生産性向上の効果はなしとしている。なお、両論文の最終モデルおよび標本期間は、それぞれ異なっている。ちなみに、秋岡（2000）における、秋岡（1993b）からの主たる変更点については、表2-1の「秋岡（2000）」欄に太字で示されているのでこれを参照されたい。

以下、本項では両論文におけるモデルの相違について述べる。2.2.1の沖縄電力の完全民営化のケースと同様、いずれの論文も、基本モデルとしては経済理論と整合性のあるTranslog型関数（本論文2.1の①）を使用し、これを研究の出発点としている<sup>13)</sup>。

そして、上記基本モデルを使用して推定されたパラメーターから統計学的に有意でないものを除外した結果、それぞれの論文で採用された最終モデルは異なるに至った。各論文の最終モデルについては、下表を参照されたい<sup>14)</sup>。

以上の再覧所見を比較しまとめると、下表のようになる。

表 日本たばこ事業の民営化（1985年）に関する拙実証研究の再覧比較

| 論文            | 標本期間                 | 基本モデル                 | 最終モデル  | *結論 |
|---------------|----------------------|-----------------------|--|-----|
| 秋岡<br>(2000)  | 1955-1997<br>(標本数43) | Translog型関数<br>(項数11) | 基本モデルから $\beta_D D_t$ および $(1/2)\beta_{LL}\{\ln(P_L/P_M)\}^2$ を除外した特殊な関数形(項数9)                                       | ×   |
| 秋岡<br>(1993b) | 1955-1989<br>(標本数35) | Translog型関数<br>(項数11) | 基本モデルから $\beta_D D_t$ 、 $(1/2)\beta_{LL}\{\ln(P_L/P_M)\}^2$ および $(1/2)\beta_{KK}\{\ln(P_K/P_M)\}^2$ を除外した特殊な関数形(項数8) | ×   |

\* 民営化による生産性向上の効果があつたと認められる場合は○、認められない場合は×（民営化による経済効果の具体的な検証方法については、上記各論文および本論文第3章を参照のこと）

### 2.3 本論文で使用する諸統計量について

本節では、和合・伴（1996）の記述にもとづき、本論文で使用する2種類の諸統計量について簡単な説明を行なう。

第一は、変数選択関連諸統計量である。これは、異なるモデルが提示された場合に、どのモデルを採用すべきかという問題に関し、一つの判断基準を示す統計量である。ちなみに、この問題を「変数選択基準の問題」という。

第二は、構造変化関連統計量である。本論文においてここまで述べてきたように、公企業民営化に関する過去の拙実証研究においては、あくまでも統計学的な有意性、すなわち推定されたパラメーター（民営化ダミー変数の係数）の符号ならびにそのt値が所定の閾値を超えているかどうかを重視して結論を出してきた<sup>15)</sup>。しかし、上記のように、これとは異なる判断基準を用いる場合には、民営化の効果に関し、別の統計量を代用して判断する必要がある。すなわちこれが、構造変化諸統計量である。

これは、標本期間中のどの時点で、データに構造変化があつたかを探るための統計量である。公企業の民営化は、その企業にとっては大きな構造変化であるといえる。それゆえ、当該統計量は前述のような民営化の実証研究に応用が可能である。

ただし、上記の各統計量とも、モデルの採用基準に関し、従来の統計学的優位性（各パラメータ推定値の  $t$  値）に代わり得る基準ではあるが、これらの基準によって選ばれたモデルが必ずしも経済理論と整合性のあるものであるとは限らない。

すなわち、モデルの統計学的な有意性と、変数選択基準との合致、そして経済理論との整合性は、それぞれ別個の問題である。したがって、モデルの経済理論との整合性については、変数選択基準諸統計量を分析した後、別途検証する。

以下、種類別に各統計量の簡単な説明を行なう。なお、各統計量の詳細については、前掲書を参照されたい。

### 2.3.1 変数選択関連諸統計量

#### 2.3.1.1 $R^2$ -Adjusted（自由度修正済み決定係数）

$R^2$ （決定係数）とは、実際の被説明変数の変動のうち、モデルで説明できる部分がどれくらいの割合になるかを示す比率である。すなわちこれは、モデルの説明力の一つの指標である。

今、下式のような線形回帰モデルを考える。

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t$$

ただし、 $y_t$  :  $t$  期の被説明変数 ( $t=1, \dots, T$ )

$\beta_i$  : 推定するパラメーター ( $i=1, \dots, K$ )

$x_{it}$  :  $t$  期の第  $i$  番目の説明変数 ( $t=1, \dots, T$ ) ( $i=2, \dots, K$ )

$u_t$  :  $t$  期の確率誤差項 ( $t=1, \dots, T$ )

上式に最小二乗法（OLSQ）を適用して各パラメーターの推定値  $\hat{\beta}_i$  および推定残差  $\hat{u}_t$  を求める。

この時、 $R^2$  は下記の通り定義される。

$$R^2 = 1 - \text{SSR} / \{ \sum^T (y_t - \bar{y})^2 \}$$

ただし、SSR : 残差二乗和 ( $= \sum^T \hat{u}_t^2$ )

$T$  : 標本数

$\bar{y}$  :  $y_t$  の平均

(他の変数および定数は従前の通り)

しかし、この  $R^2$  には、説明変数の有意性に関係なく、その数が多くなればなるほど数値が単調に 1 に近づくという欠点がある。そこで、推定の自由度、すなわち「標本数 - 推定す



るパラメーターの数」を考慮に入れ、上記の欠点を緩和したものが、次の  $R^2$ -Adjusted（自由度修正済み決定係数）である。

具体的には、 $R^2$ -Adjusted は、下式で定義される。

$$R^2\text{-Adjusted} = 1 - \{SSR / (T - K)\} / \{\Sigma^T (y_t - \bar{y})^2 / (T - 1)\}$$

ただし、 $K$ ：推定するパラメーターの数（定数項を含む）

（他の変数および定数は従前の通り）

この  $R^2$ -Adjusted も、1に近いほどモデルの適合度が高いということが言える。

ただし、これはモデルに含まれている説明変数全体の適合度を示す指標であって、 $t$  値のように、個々の説明変数自体の適合度を示すものではない。

### 2.3.1.2 AIC (Akaike Information Criterion)

これは、Akaike (1969) によって提唱された統計量である。F 検定や尤度比検定などの場合、制約なしのモデルと制約付のモデルとを比較し仮説検定することになるので、一方のモデルが他方のモデルの特別型（包含型；入れ子型）になっていなければならない。

したがって、上記のような仮説検定では、そのような包含関係にはない2つのモデルの適合度を比較することはできない。そこで考案されたのがこの統計量である。

具体的には、AIC は下式によって定義される。

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

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

定義式中の  $\hat{\sigma}_K^2$  値は、モデルのデータへの適合度を示す統計量の一つではあるが、係数が有意であるかどうかに関係なく、モデル中の説明変数の数が多ければ多いほど、この値は単調に減少する。一方  $K$  は、定数項も含めた説明変数の数そのものである。したがってこの AIC は、トレード・オフの関係にあるこの両者を総合的に評価するための統計量であり、次の SBIC とともに、情報量基準 (Information Criterion) とも呼ばれている。

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。

### 2.3.1.3 SBIC (Schwarz Bayes information Criterion)

Schwarz (1978) によって提唱された統計量である。AICと同様、包含関係にはない2つのモデルの適合度を比較する場合に用いられる。このSBICは、下式によって定義される。なお、統計量の趣旨や適合度の判断基準はAICと同じである。

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

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

以上の3統計量 ( $R^2$ -Adjusted, A I C, S B I C) は、多数のモデルを同時に比較するための変数選択諸統計量である。

### 2.3.1.4 F-Statistics (F統計量)

F統計量は、「本論文2.3.1.1の線形回帰モデル中、定数項 ( $\beta_1$ ) を除くすべての説明変数が、被説明変数に何ら影響を与えていない」という帰無仮説を検定するための統計量である。

この帰無仮説、

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_K = 0$$

が真であれば、統計量

$$F_{K-1, T-K} = \{R^2 / (K-1)\} / \{(1-R^2) / (T-K)\}$$

ただし、 $R^2$ ：2.3.1.1の決定係数

(他の変数および定数は従前の通り)

は、自由度 ( $K-1, T-K$ ) のF分布にしたがうことが知られている。したがって、このF統計量の値が、所定の有意水準 (5%あるいは1%) の閾値を超えていれば、モデルに含まれている説明変数全体に一括有意性 (すなわち、「定数項を除くすべてのパラメーターが同時に0である」という帰無仮説が棄却されること) が認められることになる。

上記のように、この統計量は、あくまでも仮説検定をするためのものである。したがって、その値が所定の閾値を超えている限り、数値の大小比較は意味をなさなくなる。

### 2.3.1.5 RESET (REgression Specification Error Test)

Ramsey (1974) によって提唱された統計量である。これは、TheilのBLUS残差を利用して関数型の特特定化の問題を検証するものである。

RESET 検定は以下のような手続きにより行なわれる。すなわち、真のモデルとして加えるべき説明変数が未知である時、その代理変数として、被説明変数  $y_t$  の推定値  $\hat{y}_t$  の二乗項、三乗項、 $\dots$ 、 $m$  乗項をモデルに追加する。そして、これら追加された説明変数の一括有意性を  $F$  検定により検証するのである。検定の結果、一括有意性が認められたならば、それは、当初のモデルに何らかの適切な説明変数を追加する必要があるということを示している。

具体的には、まず、2.3.1.1の線形回帰モデルを下記の通り修正する。

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \beta_{k+1} \hat{y}_t^2 + \beta_{k+2} \hat{y}_t^3 + \dots + \beta_{k+m-1} \hat{y}_t^m + u_t$$

ただし、 $\hat{y}_t$ ：当初のモデルにもとづき最小二乗推定を行なった結果得られた被説明変数  $y_t$  の推定値  
(他の変数および定数は従前の通り)

次に、「追加された  $(m-1)$  個の代理変数は、被説明変数  $y_t$  に全く影響を与えていない」という帰無仮説  $H_0$  を立てる。すなわち、

$$H_0 : \beta_{k+1} = \beta_{k+2} = \dots = \beta_{k+m-1} = 0$$

この  $H_0$  が真であれば、

$$\text{RESET 統計量 } F_{m-1, T-K-m+1} = \{(\text{SSR}_R - \text{SSR}_U) / (m-1)\} / \{\text{SSR}_U / (T-K-m+1)\}$$

は、自由度  $(m-1, T-K-m+1)$  の  $F$  分布にしたがうことが知られている。

したがって、この統計量の値が、所定の有意水準（5%あるいは1%）の閾値を超えていれば、すなわちそれは、当初のモデルに何らかの適切な説明変数を追加する必要があるということを示している。ただし、それが何であるかは、他の変数選択諸統計量と組み合わせて判断されることになる。

なお、本論文で使用する RESET 統計量は、 $m=2$  の場合の RESET 2 統計量である。

### 2.3.2 構造変化関連統計量

CUSUM 統計量および CUSUMSQ 統計量

CUSUM 統計量および CUSUMSQ 統計量は、回帰分析から得られた逐次残差を利用して、標本期間中のモデルの特定化の誤りや構造変化を見つけるための統計量である。逐次残差とは、最小二乗推定で得られた1期先予測誤差のことである。

逐次残差は下式の通り定義される。

$$v_t = y_t - x_t \hat{\beta}_{t-1} \quad (t=K+1, \dots, T)$$

ただし、 $v_t$  :  $t$  期の逐次残差

$y_t$  :  $t$  期の被説明変数

$x_t$  :  $t$  期の説明変数

$\hat{\beta}_{t-1}$  :  $t-1$  期の最小二乗推定で得られたパラメーターの推定値

$K$  : 推定するパラメーターの数

上式の意味は次の通りである。まず、第1期から  $T$  期までの全標本期間のうち、初めから  $t-1$  期までの部分標本により最小二乗推定を行なってパラメーター推定値  $\hat{\beta}_{t-1}$  を求める。次に、それにもとづいて1期先の  $t$  期の被説明変数  $y_t$  の予測値を算定すると、それは  $x_t \hat{\beta}_{t-1}$  となる。その予測誤差が上式左辺の  $v_t$  である。したがって、 $v_t$  は、標本数  $T$  の回帰推定では、 $T-K$  個算定されることになる。

逐次残差は、パラメーターの時間変化に何らかの特定化の誤りがあると、0からシステマティックな乖離傾向を示す。また、標本期間中に構造変化があると、その前後の逐次残差の軌跡に明らかなトレンドの変化が検出される。

逐次残差のこのような性質を利用して、モデルの特定化の誤りや構造変化を見つけるために考案されたものが、CUSUM 統計量および CUSUMSQ 統計量である。両統計量とも、逐次残差  $v_t$  を、それぞれ別の観点から標準化したものである。

上記の通り、この CUSUM 統計量および CUSUMSQ 統計量を時間軸に対してプロットし、その時間的推移を視覚的に観察すれば、モデルの特定化の誤りや構造変化を探索するための判断材料を得ることができる。ちなみに、この両統計量は、一方の所見が明確でない時に他方の所見を参考とするというように、互いに補完し合って判断の材料に供すべき性格のものである。当該統計量の詳細については、和合・伴（1996）を参照のこと。

なお、本論文末尾の表4-1-2および表4-2-2に記載した CUSUM 統計量および CUSUMSQ 統計量は、最終期（第  $T$  期）の値である。当該統計量の時系列プロットについては、第4章を参照のこと。

### 3. モデル

第1章で述べたように、本論文の目的は、変数選択基準の観点から、公企業民営化に関する過去の拙実証研究を再検証することにある。それゆえ、本論文におけるモデル群を以下のように設定する。

すなわち、各研究ごとに、経済理論との整合性を持つ基本モデル〔Translog 型関数（本論文2.1の①）〕から始めて、同じく Cobb-Douglas 型（本論文2.1の②）に至るまで、

項数を順次1個ずつ減少させて行く<sup>16)</sup>。次に、この減少の過程で逐次得られる関数型を本論文のモデル群とする。なお、統計学的な有意性を持つ、過去の拙民営化研究における各最終モデルは、これらモデル群の中に含まれている。

そして、本論文第4章において、これらモデル群から変数選択基準に関する諸統計量（本論文2.3参照）をそれぞれ算定し、それらを比較検討するのである。

計量経済学においては、これを減少法と呼ぶが、このような検証方式が可能なのは、本論文2.1に示した通り、Cobb-Douglas型関数がTranslog型関数の入れ子型（Nested Form）になっているからである。以下、各民営化研究ごとにモデルを提示する

### 3.1 沖縄電力におけるモデル（Translog型関数）

本論文2.2.1で示した通り、当該研究における基本モデルは、下記のTranslog型平均費用関数である。本論文においても、これを基本モデルO-1とする。

なお、2.1の①で述べた特定化例とは異なり、当該研究における本源的説明変数は、 $(P_K, P_L, P_M, Q)$ の4個である。しかも、被説明変数は総費用ではなく平均費用である。したがって、モデルO-1は、これら4個の説明変数からなる未知の平均費用関数をTaylor展開によって数学的に近似し、さらに1次の諸ダミー変数項およびタイム・トレンド変数項を加えたものである。〔Translog型平均関数導出過程の詳細は、秋岡（1993c）の第3章を参照されたい〕

#### 3.1.1 モデルO-1

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

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

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

$\beta$  : 推定するパラメター

(3-1-1) 式は、当該研究の主眼たる「民営化企業の生産性」を、計量経済学の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 $\beta$ 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) 式の各パラメター $\beta$ 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 $\beta_{DP}$ 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ことにある。

なお、当基本モデル0-1の詳細については、秋岡（2002）の第3章を参照のこと。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」、および秋岡（2002）ならびに秋岡（2000）を参照のこと。

### 3.1.2 モデル0-2

モデル0-2は、モデル0-1より、最後尾の  $(1/2)\beta_{LL}\{\ln(P_{Lt}/P_{Mt})\}^2$  という項を除外したものである。モデル0-3以降の設定も、このモデル推移基準にしたがうものとする。

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

### 3.1.3～9 モデルO-3～9

紙幅の都合上、本章でのモデル提示は割愛する。モデルの推移基準は3.1.2の通りである。各モデルの関数形については、本論文末尾の表4-1-1を参照されたい。

なお、このうちモデルO-7は秋岡（2002）の最終モデルであり、当該表を見ると、Cobb-Douglas型関数となっていることがわかる。また、モデルO-8以降は、モデルO-7からそれぞれダミー変数項およびタイム・トレンド変数項を順次除外したものである。

### 3.2 たばこ事業におけるモデル（Translog型関数）

本論文2.2.2で示した通り、当該研究における基本モデルも、Translog型平均費用関数である。ただ、秋岡（2000）とは異なり、本論文における基本モデルの説明変数には、当該論文で使用した変数に加え、タイム・トレンド変数 $T_t$ も使用するものとする。これは、本論文3.1の沖縄電力におけるモデルとトーンを合わせるためである。本論文では、これを基本モデルJ-1とする。したがって、本論文における基本モデルJ-1と、秋岡（2000）における基本モデルとは一致しない。

なお、3.1と同様、Translog型平均関数導出過程の詳細については、秋岡（1993c）の第3章あるいは秋岡（1993b）の第3章を参照されたい。

## 3.2.1 モデルJ-1

$$\begin{aligned}
\ln(AC_t/P_{Mt}) = & \beta_{0t} + \beta_Q \ln Q_t + \beta_K \ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \\
& + \beta_L \ln(P_{Lt}/P_{Mt}) + \beta_T \ln T_t + \beta_{DP} DP_t \\
& + \beta_{QK} \ln Q_t \ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \\
& + \beta_{QL} \ln Q_t \ln(P_{Lt}/P_{Mt}) \\
& + \beta_{KL} \ln(P_{Kt}/P_{Mt}) \ln(P_{Lt}/P_{Mt}) \\
& + (1/2) \beta_{QQ} (\ln Q_t)^2 \\
& + (1/2) \beta_{KK} \{\ln(P_{Kt}/P_{Mt})\}^2 \\
& + (1/2) \beta_{LL} \{\ln(P_{Lt}/P_{Mt})\}^2 + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3-2-1}$$

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

$C$  :  $t$ 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）

$P_{Kt}$  :  $t$ 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（後述）

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

$\beta$  : 推定するパラメーター

(3-2-1) 式の意味については、(3-1-1) 式と同様であるので、詳しくはそちらを参照されたい。また、当モデルJ-1の詳細については、秋岡（2000）の第3章を参照のこと。また、各データの出典については、本論文末尾の「データ出典」を参照されたい。

## 3.2.2~12 モデルJ-2~12

本論文3.1と同様にして、本章でのモデル提示を割愛する。なお、モデルの推移基準は3.1.2および3.1.3の通りである。各モデルの関数形については、本論文末尾の表4-2-1を参照されたい。

ちなみに、モデルJ-10は、秋岡（2000）の基本モデルである。本論文3.2で述べた通り、これは、モデルJ-1よりタイム・トレンド変数項 $\beta_T \ln T_t$ を除外したものである。また、モデルJ-11は、秋岡（2000）の最終モデルである。本論文2.2.2で述べた通り、これは、



モデルJ-10より、民営化ダミー変数項  $\beta_D D_t$  および  $(1/2) \beta_{LL} \{\ln(P_{Lt}/P_{Mt})\}^2$  を除外したものである。最後のモデルJ-12は、モデルJ-1から有意水準10%で有意でないパラメーター推定値 ( $\hat{\beta}_K, \hat{\beta}_{QK}$ ) が係数となる項を除外したものである。

#### 4. 実証分析

本論文第3章で示したモデル群に、それぞれ秋岡（2002）および秋岡（2000）で使用したものと同一データをあてはめ、最小二乗法（OLSQ）により、各パラメーター推定値および諸統計量を求めた。これらを一括して表にしたものが、本論文末尾の表4-1-1～2（沖縄電力）ならびに4-2-1～2（たばこ事業）である。

なお、標本期間およびサンプル数については、それぞれの表を参照のこと。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」、および秋岡（2002）ならびに秋岡（2000）を参照のこと。以下、各民営化別に分析を行なう。

##### 4.1 沖縄電力の完全民営化（1988年）

###### 4.1.1 所見

本論文末尾の表4-1-1にモデル別のパラメーター推定値を、表4-1-2に変数選択関連および構造変化関連諸統計量を示した。表4-1-1を見ると、民営化の経済効果を示すパラメーター推定値  $\hat{\beta}_{DP}$  の符号は、本論文および秋岡（2002）の基本モデル（0-1）から、秋岡（2002）の最終モデル（0-7）に至るまで、すべて負である。しかし、その  $t$  値の方は、モデル0-1からモデル0-6に至るまで有意水準5%で有意とはならず、このことが秋岡（2002）の結論に直接影響を与えている。なぜならば、本論文第1章で示した通り、過去の拙実証研究においては、パラメーター推定値の統計学的有意性を第一の判断基準としていたからである<sup>17)</sup>。

なお、表4-1-1を見ると、モデル0-5以降の  $\hat{\beta}_{DP}$  の  $t$  値も、有意水準10%では有意となっているが、秋岡（2002）において最終モデルとなったものは0-7である。これは、当該論文における統計学的有意性の基準が、「 $\hat{\beta}_{DP}$  については、有意水準5%以上、他のパラメーター推定値については、10%以上」であったことにもとづくものである。

また、4-1-1右側のダービン・ワトソン比を見ると、すべてのモデルについて、誤差項の系列相関は検出できないという所見を得る。

ちなみに、費用関数の経済理論上の条件の一つである「単調性」（企業の生産量が増加すれば総費用も単調に増加するということが、推定されたモデル上保証されていること）については、表4-1-1のすべてのモデルに対して確認済みである。「要素価格に関する1次同次

性」など、他の諸条件に関しては、モデル構築時にすでに確認済みである。この件の詳細については、秋岡（1993c）を参照のこと。

次に、表4-1-2の変数選択関連統計量別に所見を述べる<sup>18)</sup>。

#### 4.1.1.1 変数選択関連諸統計量

第3章で述べた通り、本論文の主眼は、従来の統計学的有意性という基準に代わり、**変数選択基準**という観点から過去の拙実証研究を再検証し、併せて、この基準で選ばれたモデルが経済理論との整合性を持つかどうかを検証することである。以下、統計量別に所見を述べる。

##### 4.1.1.1.1 $R^2$ -Adjusted（自由度修正済み決定係数）

当該統計量に関しては、モデルO-1が最も高い適合度（最大値）を示している。

##### 4.1.1.1.2 AIC（Akaike Information Criterion）

当該統計量に関しては、モデルO-1が最も高い適合度（最小値）を示している。

##### 4.1.1.1.3 SBIC（Schwarz Bayes information Criterion）

当該統計量に関しては、モデルO-3が最も高い適合度（最小値）を示している。

##### 4.1.1.1.4 $F$ -Statistics（ $F$ 統計量）

すべてのモデルについて、有意水準1%の閾値を超えている。すなわち、各モデルとも、「定数項を除くすべてのパラメーターが同時に0である」という帰無仮説は棄却される。したがって、全モデルに関して、その説明変数の一括有意性が認められる。

##### 4.1.1.1.5 RESET（REgression Specification Error Test）

本論文2.3.1.5で述べたように、当該統計量は、多数のモデルを同時に比較するためのものではない。当該統計量については、後に別途検証を行なう。

#### 4.1.1.2 構造変化関連統計量

##### CUSUM 統計量および CUSUMSQ 統計量

本論文2.3.2で述べたように、当該統計量も、多数のモデルを同時に比較するためのものではない。当該統計量については、後に別途検証を行なう。

以上、大小比較可能な統計量別の所見をまとめると、下表のようになる。

表 多数のモデルを同時に比較するための各統計量 ( $R^2$ -Adjusted, AIC, SBIC) がそれぞれ最も高い適合度を示したモデル（沖縄電力）

| 統計量             | モデル |
|-----------------|-----|
| $R^2$ -Adjusted | 0-1 |
| AIC             | 0-1 |
| SBIC            | 0-3 |

#### 4.1.2 分析

4.1.1.2の表に示したように、多数のモデルを同時に比較するための変数選択諸統計量 ( $R^2$ -Adjusted, AIC, SBIC) を基準にして見ると、全モデル中、モデル0-1が3統計量のうち2つにおいて最も高い適合度を示している。すなわち、変数選択基準を用いた減少法にもとづけば、モデル0-1が選択されることになる。

本論文第3章および表4-1-1を見れば明らかなように、モデル0-1はTranslog関数の基本形であり、モデル群全体から見ると、最も項数の多い関数形である。さらに、本論文2.1で示したように、モデル0-1は経済理論との整合性をも併せ持っている。

次に、民営化の効果を検証する。表4-1-1を見ると、モデル0-1においては、民営化の経済効果を示すパラメーター推定値 $\hat{\beta}_{DP}$ の符号は確かに負である。これは、民営化に同社の生産性を向上させる効果があったことを示すための第一の条件である<sup>19)</sup>。しかし、その $t$ 値は有意水準10%で有意ではない。さらに当モデルでは、この他にも有意ではないパラメーター推定値がいくつか含まれている。

本論文2.3で既に述べたように、モデルの統計学的な有意性と、変数選択基準との合致、そして経済理論との整合性は、それぞれ別個の問題である。したがって、変数選択基準にもとづいてモデルを選択する以上、このような所見を得ることは十分予想されたことである。無論、ここで当該基準により採択されたモデル0-1のパラメーター推定値をそのまま使い、同社の生産活動に関して種々の検証を行なっても、論理的に瑕疵のあることではない。

ただ本論文においては、上記実証結果を補足する意味で、同社の民営化の効果を、「パラメーター推定値 $\hat{\beta}_{DP}$ の符号」とは別の観点からも分析してみることにする。すなわち、この分析に用いられる統計量が、本論文2.3.2のCUSUM統計量およびCUSUMSQ統計量である。

当該統計量の詳細については、2.3.2を参照されたいが、これらの趣旨を端的に表現すると、当初のモデルに構造変化や特定化の誤りがなかったかどうかを、時系列プロットによ

り視覚的に確かめるための統計量であるということである。

具体的な検証法としては以下の通りである。まず、0-1から民営化ダミー変数項 $\beta_{DP} \cdot DP$ のみを除外したモデルを設定し、それにもとづいてCUSUM統計量およびCUSUMSQ統計量の時系列プロットを出力する。もし民営化を境として「真のモデル」に構造変化が認められるとすれば、上記のように民営化を反映していないモデルは、その特定化に誤りがあることになる。それゆえ、このようなモデルにおいては、民営化の時期（1988年）以降、時系列プロットに特有の所見（後述）が認められることになる。

ただ、これだけでは、その構造変化や特定化の誤りの真の原因が民営化であるとは断定できない。そこで、民営化ダミー変数項 $\beta_{DP} \cdot DP$ をモデルに戻し、そのモデル（0-1）から、再びCUSUM統計量およびCUSUMSQ統計量の時系列プロットを出力する。もし民営化がモデルの構造変化や特定化の誤りの真の原因であるとすれば、「民営化」という説明変数を反映している今回のモデルから得られた時系列プロットにおいては、一転して前回のモデルのような所見は認められないはずである。

既に2.3.2で述べたように、表4-1-2に示されているCUSUM統計量およびCUSUMSQ統計量は、標本期間の最終期のもののみである。したがって、その時系列プロットについては、本論文末尾の図4-1-1（モデル0-1；民営化ダミー変数項除外）および図4-1-2（モデル0-1；民営化ダミー変数項含む）を参照されたい。

なお各図とも、左側がCUSUM統計量、右側がCUSUMSQ統計量のプロットである。（図4-2-1および図4-2-2についても同様）また、民営化が行なわれた年度には、それを示す水平線が引かれている。ちなみに、時系列プロットの始期が標本期間のそれと一致しないのは、算定されるCUSUM統計量およびCUSUMSQ統計量の個数が、推定の自由度と連動しているからである。

まず、図4-1-1を見る。モデルに構造変化や特定化の誤りがなければ、CUSUM統計量(C)は0から下がる垂直線の近傍にランダムに分布していなければならない。しかるに、当モデルの当該統計量は、1988年の民営化を境に0の近傍から負の領域（左）へとシステムティックに乖離する傾向を示している。

ちなみに、標本期間中に、当該統計量(C)が一時的に左右の閾値（図中の「U」および「L」）を超えている期がある場合、それは構造変化というよりも、むしろ当該期の被説明変数が「外れ値」であるということの意味するものと解釈される。ただし、当図においては、このような所見は確認できない。

一方、CUSUMSQ統計量(C)の方は、CUSUM統計量ほど明確ではないが、1988年以降、平均線(M)の左側の領域から徐々に右側の領域へと推移して行く傾向が見受けられる。こ

これらの所見を総合すると、0-1から民営化ダミー変数項を除外したモデルにおいては、1988年ごろを境に、モデルの構造変化や特定化の誤りを示す兆候が出現すると言える。表4-1-1におけるモデル0-1の $\beta_{DP}$ の符号が負であることから、これは、民営化を境に同社の平均費用関数が下方へシフトしたことを意味している。

次に、図4-1-2を見る。これによれば、CUSUM 統計量 (C) および CUSUMSQ 統計量 (C) とともに、それぞれ0から下がる垂直線および平均線 (M) の近傍を推移しており、ここからのシステムティックな乖離傾向は認められない。すなわち、民営化ダミー変数項を含めたモデル (0-1) においては、全標本期間を通じて、モデルの構造変化や特定化の誤りを示す兆候は認められないと言える。

以上のことから、本項の結論として次の2点を導くことができる。まず、変数選択基準にもとづけば、沖縄電力の平均費用関数は、経済理論との整合性も併せ持つモデル0-1となるということである。次に、1988年の民営化は、確かに同社の生産活動に影響を与えており、それは、表4-1-1のモデル0-1の欄に示したように、同社の平均費用を引き下げる効果を持っていたということである。後者の結論は、秋岡（2002）におけるそれと一致している。

#### （参考）RESET 統計量

参考までに、沖縄電力のモデル群における RESET 統計量を検証する。本論文2.3.1.5で示したように、当該統計量は、あるモデルに何らかの説明変数を加えるべきかどうかを検証するためのものであり、 $R^2$ -Adjusted, AIC, SBIC のように、多数のモデルを同時に比較するための変数選択統計量ではない。

したがって、これまでの検証法とは逆に、項数の少ないモデルから項数の多いモデルへと順次対象を推移させて行かなければならない。すなわち、その検証手順は、減少法ではなく増加法となる。

そこで、表4-1-2の RESET 統計量の欄を、最も項数の少ないモデル0-9から始めて0-1まで順に見て行く。これによると、すべてのモデルについて、当該統計量は有意水準10%の閾値を下回っている<sup>20)</sup>。

これは、最初のモデル0-9に新たな説明変数を加える必要が全くないということを示している。表4-1-1の通り、モデル0-9は、民営化ダミー変数項はおろかタイム・トレンド変数項も除外した純然たる Cobb-Douglas 型関数であって、本論文4.1.2における分析とは全く対照的なモデル選択結果となる。

ただ、当該統計量は、モデルに何か説明変数を追加すべきであるかどうかという点につい

では、われわれに一定の判断材料を与えてくれるが、ではいかなる説明変数を加えるべきかという点については何も語ってはいない。したがって、この検証結果はあくまでも参考である。

#### 4.2 日本たばこ事業の民営化（1985年）

本節においても、前節4.1の沖縄電力の完全民営化（1988年）の事例と同様の手順にて検証を行なうものとする。それゆえ本節においては、説明すべき事項のうち内容が前節と重複する部分は割愛するので、それらの詳細は4.1の該当箇所を参照されたい。

##### 4.2.1 所見

本論文末尾の表4-2-1にモデル別のパラメータ推定値を、表4-2-2に変数選択関連および構造変化関連諸統計量を示した。表4-2-1を見ると、民営化の経済効果を示すパラメータ推定値 $\hat{\beta}_{DP}$ の符号は、すべて負である。しかしその $t$ 値は、本論文の基本モデル（J-1）およびモデルJ-12以外は、有意水準5%で有意とはなっていない。基本モデル（J-1）の $\hat{\beta}_{DP}$ は、確かに負かつ有意ではあるが、当モデルの他のパラメータ推定値の中には、有意水準5%で有意ではないものも含まれている。また、すべてのパラメータ推定値が有意水準5%で有意となっているモデルは、統計学的有意性を基準にして採用された、秋岡（2000）の最終モデル（J-11）以外にはない。

ちなみに、4-2-1右側のダービン・ワトソン比を見ると、すべてのモデルについて、誤差項の系列相関は検出できないという所見を得る。なお、本論文4.1.1と同様にして、「単調性」については、表4-2-1のすべてのモデルについて確認済みである。

次に、表4-2-2の変数選択関連統計量別に所見を述べる。

##### 4.2.1.1 変数選択関連諸統計量

以下、統計量別に所見を述べる。

###### 4.2.1.1.1 $R^2$ -Adjusted（自由度修正済み決定係数）

当該統計量に関しては、モデルJ-1が最も高い適合度（最大値）を示している。

###### 4.2.1.1.2 AIC（Akaike Information Criterion）

当該統計量に関しては、モデルJ-1が最も高い適合度（最小値）を示している。

#### 4.2.1.1.3 SBIC (Schwarz Bayes information Criterion)

当該統計量に関しては、モデルJ-1が最も高い適合度（最小値）を示している。

#### 4.2.1.1.4 F-Statistics (F 統計量)

すべてのモデルについて、有意水準1%の閾値を超えている。すなわち、各モデルとも、「定数項を除くすべてのパラメーターが同時に0である」という帰無仮説は棄却される。したがって、全モデルに関して、その説明変数の一括有意性が認められる。

#### 4.2.1.1.5 RESET (REgression Specification Error Test)

本論文2.3.1.5で述べたように、当該統計量は、多数のモデルを同時に比較するためのものではない。当該統計量については、後に別途検証を行なう。

### 4.2.1.2 構造変化関連統計量

#### CUSUM 統計量および CUSUMSQ 統計量

本論文2.3.2で述べたように、当該統計量も、多数のモデルを同時に比較するためのものではない。当該統計量については、後に別途検証を行なう。

以上、大小比較可能な統計量別の所見をまとめると、下表のようになる。

表 多数のモデルを同時に比較するための各統計量 ( $R^2$ -Adjusted, AIC, SBIC) がそれぞれ最も高い適合度を示したモデル（日本たばこ事業）

| 統計量             | モデル |
|-----------------|-----|
| $R^2$ -Adjusted | J-1 |
| AIC             | J-1 |
| SBIC            | J-1 |

### 4.2.2 分析

4.2.1.2の表に示したように、多数のモデルを同時に比較するための変数選択諸統計量 ( $R^2$ -Adjusted, AIC, SBIC) を基準にして見ると、全モデル中、モデルJ-1が3統計量すべてにおいて最も高い適合度を示している。すなわち、変数選択基準を用いた減少法にもとづけば、モデルJ-1が選択されることになる。

本論文第3章および表4-2-1を見れば明らかなように、モデルJ-1はTranslog関数の基本形であり、モデル群全体から見ると、最も項数の多い関数形である。さらに、本論文2.1で示したように、モデルJ-1は経済理論との整合性をも併せ持っている。

次に、民営化の効果を検証する。表4-2-1を見ると、モデルJ-1においては、民営化の経済効果を示すパラメータ推定値 $\hat{\beta}_{DP}$ の符号は確かに負であり、その $t$ 値は有意水準5%で有意である。しかし、当モデル中には、有意水準5%で有意ではないパラメータ推定値がいくつか見受けられる。

そこで、本論文4.1.2と同様、本節においても、上記実証結果を補足する意味で、同事業の民営化の効果を、CUSUM統計量およびCUSUMSQ統計量にもとづいて検証する。

具体的な検証手順は、前節4.1.2の通りである。すなわち、まずJ-1から民営化ダミー変数項 $\beta_{DP} \cdot DP$ のみを除外したモデルを設定し、それにもとづいてCUSUM統計量およびCUSUMSQ統計量の時系列プロットを出力する。次に、民営化ダミー変数項 $\beta_{DP} \cdot DP$ をモデルに戻し、そのモデル(J-1)から、再びCUSUM統計量およびCUSUMSQ統計量の時系列プロットを出力する。そして、この両者のプロットを視覚的に比較するのである。その時系列プロットについては、本論文末尾の図4-2-1（モデルJ-1；民営化ダミー変数項除外）および図4-2-2（モデルJ-1；民営化ダミー変数項含む）に示した。

まず、図4-2-1を見る。これによれば、左側のCUSUM統計量・右側のCUSUMSQ統計量とも、垂直線あるいは平均線(M)から、それぞれの統計量(C)がシステマティックに乖離して行くといった所見は得られない。ましてや、1985年の民営化を境に統計量(C)のトレンドが変わるといった印象も得られない。これは、J-1から民営化ダミー変数項を除外したモデルにおいては、全標本期間を通じて、モデルの構造変化や特定化の誤りを示す兆候は認められないということの意味している。

したがって、説明変数としての民営化ダミーが、同事業の平均費用に与える影響は確認できないということになる。よって、この時点で、前節4.1.2とは異なり、本節においては民営化ダミー変数項 $\beta_{DP} \cdot DP$ に戻したモデル(J-1)のCUSUM・CUSUMSQプロットを視認する必要がなくなる。

しかし、念のため図4-2-2を見る。これによれば、CUSUM統計量の方はそれほど明確ではないが、CUSUMSQ統計量(C)の方は、1985年の民営化を境に、それまで平均線(M)の左側を推移していた数値が右側に移るといった軌跡を示している。すなわち、民営化ダミー変数をモデルの説明変数に加えた場合、民営化の時期ごろからモデルの構造変化や特定化の誤りを示す所見が視認されるということである。これは、前述の、J-1から民営化ダミー変数項を除外したモデルにおける所見を補足するものである。

以上のことから、本項の結論として次の2点を導くことができる。まず、変数選択基準にもとづけば、日本たばこ事業の平均費用関数は、経済理論との整合性も併せ持つモデルJ-1となるということである。次に、1985年の民営化は、同社の平均費用を引き下げる効果を



持っていたとは言えないということである。後者の結論は、秋岡（2000）におけるそれと一致している。

### （参考） RESET 統計量

前節 4.1 と同様、参考までに、沖縄電力のモデル群における RESET 統計量を検証する。表 4-2-2 の RESET 統計量の欄を見ると、J-1、J-5、J-6、J-12 の 4 モデルについては、当該等計量が有意水準 5% の閾値を超えている。これは、この 4 モデルについては、何か説明変数を 1 つ追加する必要があることを示している。

ただ、このことを裏返して言えば、この他のモデルには何も説明変数を加えなくてよいということであり、そうであれば、他のモデルはそれぞれ最終モデルの候補たり得るということになってしまう。

したがって、本論文 4.1.2 において述べたことと同様の理由により、この検証結果はあくまでも参考ということになる。

## 5. 結論

### 5.1 結論

第 4 章の議論をもとに、本論文における結論を簡潔にまとめると、表 5-1 のようになる。

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）

| 研究<br>項目              | 本論文  | （参考）過去の拙実証研究*                |                                  |
|-----------------------|--|------------------------------|----------------------------------|
|                       |  | 秋岡（2002）                     | 秋岡（1993c）                        |
| 標本期間<br>（標本数）         | 1972～1998(27)<br>〔秋岡（2002）と同一の<br>データを使用〕  | 1972～1998(27)                | 1972～1991(20)                    |
| 推定法                   | 最小二乗法<br>（OLSQ）                            | 最小二乗法<br>（OLSQ）              | 最小二乗法<br>（OLSQ）                  |
| モデルの採用基準              | 変数選択基準<br>（ $R^2$ -Adjusted, AIC,<br>SBIC） | 統計学的な有意性<br>（ $t$ 値）         | 統計学的な有意性<br>（ $t$ 値）             |
| 採用されたモデル              | Translog型<br>（本論文のモデルO-1）                  | Cobb-Douglas型                | 特殊な関数形<br>（本論文 2.2.1 を参照<br>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○）      | ○<br>（CUSUM・CUSUMSQ法<br>にもとづく）             | ○<br>（ダミー変数法とChow<br>Test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。

## ②たばこ事業の民営化（1985年）

| 研究<br>項目              | 本論文  | （参考）過去の拙実証研究*                        |                                |
|-----------------------|--|--------------------------------------|--------------------------------|
|                       |  | 秋岡（2000）                             | 秋岡（1993b）                      |
| 標本期間<br>（標本数）         | 1955～1997(43)                              | 1955～1997(43)<br>〔本論文と同一のデータ<br>を使用〕 | 1955～1989(35)                  |
| 推定法                   | 最小二乗法<br>（OLSQ）                            | 最小二乗法<br>（OLSQ）                      | 最小二乗法<br>（OLSQ）                |
| モデルの採用基準              | 変数選択基準<br>（ $R^2$ -Adjusted, AIC,<br>SBIC） | 統計学的な有意性<br>（ $t$ 値）                 | 統計学的な有意性<br>（ $t$ 値）           |
| 採用されたモデル              | Translog型<br>（本論文のモデルJ-1）                  | 特殊な関数形<br>（本論文2.2.2を参照<br>のこと）       | 特殊な関数形<br>（本論文2.2.2を参照<br>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○）      | ×  | ×                                    | ×                              |

\*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。

表5-1の通り、本論文ではモデルの採用基準を変更したが、民営化の経済効果に関しては、両民営化とも直近の拙実証研究と結論が同じであった。これは、今後変数選択基準を活用した場合、より多角的あるいは総合的な見地からの研究が可能になるという意味で、大いに示唆に富む結果である。

## 5.2 今後の課題

まず第一は、変数選択基準の多角化である。今回は、紙幅の制約から、ごく一部の統計量および分析手法しか用いることができなかった。しかし、当該分野に関しては、近年ますます研究が盛んに行なわれており、種々の有効な統計量および手法が提唱されてきている。惜しむらくは、未だ絶対的な基準が存在しないことである。今後は、それらを吟味した上で、研究に活用したいと考えている。

第二は、データに関することである。本論文では、公表されている種々のデータを収集して使用したが、データ自体に誤差があれば、実証結果への影響は避けられない。本論文中においても触れたが、データ自体に観測誤差があることを前提にして、分析手法を選択することも考慮する必要がある。

上記のことを踏まえて、今後も公企業民営化に関する実証研究を発展させていきたいと考えている。

以上

- \* 本論文は、平成14年度関西大学学部共同研究費によって行なわれた。特にここに記して当大学に謝意を表するものである。

## 注 記

- 1) 簡略化のため、本節においては、企業の生産要素が2種類であると仮定している。
- 2) 双対性の詳細については、秋岡（1993c）を参照のこと。
- 3) Tannslog 型関数特定化の詳細については、秋岡（1993c）を参照のこと。ただし、当該論文においては、生産要素は3種類である。
- 4) (2-4) 式を見れば明らかなように、奇しくも Cobb-Douglas 型関数は、未知の費用関数 (2-2式) に対して1次の Taylor 展開を行なった形となっている。
- 5) CES 型関数の詳細については、秋岡（2002）の「参考」を参照されたい。
- 6) 厳密に述べると、経済理論と整合性を持つためには、費用関数は「単調性」、「要素価格に関する1次同次性」、「対称性」などの諸仮定を満たす必要がある。本論文の2-3~5式は、すべてこれらの仮定を満たしている。なお、この件についての詳細は、本論文4.1.1および秋岡（1993c）を参照のこと。
- 7) 本論文における「統計学的な有意性」とは、「パラメーター推定値の  $t$  値が所定の閾値を超えていること」を意味している。
- 8) これは、データに観測誤差が含まれていないという前提のもとでの議論である。もしデータ自体に観測誤差が含まれていれば、いわゆる標準線形回帰モデルの仮定が成立しないため、パラメーターの推定に最小二乗法 (OLSQ) を使用できない。このような場合には、操作変数法などの代替手法を用いる必要がある。
- 9) ここまでの議論で明らかなように、「統計学的な有意性」とは、実は変数選択基準の一種なのである。しかし、慣例にしたがい、本論文においては、この両者を別個のものとして取り扱っている。すなわち、本論文における「変数選択基準」とは、正確に述べると、「『 $t$  値』以外の変数選択基準」ということになる。
- 10) この唯一の例外が、有意性にもとづいて Tannslog 型関数の2次項をすべて除外し、結果的に Cobb-Douglas 型関数が最終モデルとして採用された場合である。なぜならば、本論文の (2-3) 式と (2-4) 式とを比較すれば明らかなように、Cobb-Douglas 型関数は Tannslog 型関数の「入れ子型」になっているからである。
- 11) ただし、本論文の (2-3) 式と異なり、両論文における Tannslog 型関数の生産要素は3種類である。この件の詳細については、本論文第3章および両論文を参照のこと。
- 12) 各論文における最終モデルおよびその採用過程の詳細については、それぞれ秋岡（2002）および秋岡（1993c）を参照のこと。また、公企業民営化に関する拙実証研究の具体的方法論については、本論文の次章以下を参照のこと。
- 13) 注11に同じ
- 14) 各論文における最終モデルおよびその採用過程の詳細については、それぞれ秋岡（2000）および秋岡（1993b）を参照のこと。また、公企業民営化に関する拙実証研究の具体的方法論については、本論文の次章以下を参照のこと。
- 15) 過去の拙実証研究における分析手法の詳細については、本論文3.1.1および秋岡（2002）および秋岡（2000）を参照のこと。

- 16) CES形関数（本論文2.1の③）については、秋岡（2002）の「参考」において考察が行なわれているが、本論文ではモデルとして使用しない。その理由については、当該論文を参照されたい。
- 17) この議論の詳細は、本論文3.1.1および秋岡（2002）を参照のこと。
- 18) 各統計量の詳細については、本論文2.3を参照のこと。
- 19) 民営化の経済効果判定の詳細については、秋岡（2002）の第3章を参照のこと。
- 20) RESET 統計量の詳細については、本論文2.3.1.5を参照のこと。

### 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
- 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
- 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 Demension 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
- 山本拓 (1988) 「経済の時系列分析」, 創文社

### 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。詳細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の概要

| 項目            | 研究の対象       | 民営化の分類<br>〔秋岡（2002）<br>2.1による〕   | 民営化年      | 標本期間                         | 標本数<br>①合計<br>②民営化前<br>③民営化後   | モデル<br>（詳細は各<br>論文を参照<br>のこと）   | 計量経済学<br>的メソッド<br>（詳細は各<br>論文を参照<br>のこと）   | 検証結果<br>（民営化<br>後の有意<br>な有意な<br>生産性上<br>昇は認め<br>られる<br>か？）<br>○：認め<br>られる<br>×：認め<br>られない |
|---------------|-------------|--|-----------|------------------------------|--|---|--|---|
| 論文            |             |  |           |                              |  |   |  |   |
| 秋岡<br>(1993a) | 日本ガス<br>事業  | —<br>(同一事業内<br>に公営企業と<br>私営企業とが<br>多数混在)                                     | —<br>(同左) | 1985<br>-1989<br>(パネル<br>分析) | ①246<br>(クロス<br>セクショ<br>ン計)<br>②73<br>(公営企<br>業計)<br>③173<br>(私営企<br>業計) | Translog型<br>平均費用関<br>数   | ・ OLSQ<br>(最小二乗<br>法)<br>・ パネル分<br>析<br>・ 構造変化<br>の検定<br>(F-Test)  | ×<br>(有意な<br>私営企業<br>の生産性<br>の優位性<br>は認めら<br>れない)   |
| 秋岡<br>(1993b) | 日本たば<br>こ事業 | 広義の民営化<br>(①)  | 1985      | 1955<br>-1989                | ①35<br>②30<br>③5   | Translog型<br>平均費用関<br>数   | ・ OLSQ<br>(最小二乗<br>法)  | ×   |
| 秋岡<br>(1993c) | 沖縄電力        | 完全民営化<br>(②-b)   | 1988      | 1972<br>-1991                | ①20<br>②16<br>③4   | Translog型<br>平均費用関<br>数   | ・ OLSQ<br>(最小二乗<br>法)<br>・ F-Test  | ×   |
| 秋岡<br>(2000)  | 日本たば<br>こ事業 | 広義の民営化<br>(①)、後に部<br>分民営化 (②<br>-a)<br>(1994年に政<br>府所有の株式<br>の1/3を市場<br>で売却) | 1985      | 1955<br>-1997                | ①43<br>②30<br>③13  | Translog型<br>平均費用関<br>数   | ・ OLSQ<br>(最小二乗<br>法)<br>・ F-Test<br>・ Chow-<br>Test   | ×   |
| 秋岡<br>(2002)  | 沖縄電力        | 完全民営化<br>(②-b)   | 1988      | 1972<br>-1998                | ①27<br>②16<br>③11  | Translog型<br>平均費用関<br>数、Cobb-<br>Douglas型<br>平均費用関<br>数および<br>(参考)<br>CES型 平均<br>費用関数 | ・ OLSQ<br>(最小二乗<br>法)<br>・ Chow-<br>Test<br>・ F-Test<br>・ 回帰診断<br>・ 変数選択<br>基準<br>・(参考)LSQ<br>(非線形最<br>小二乗法) | ○   |

表中太字は、同一企業を研究対象としながらも標本期間の異なる論文の組合せ〔すなわち、秋岡（2002）と秋岡（1993c）、および秋岡（2000）と秋岡（1993b）の2組〕について、それぞれ新しい論文から見た旧来の論文との変更点を示している。

表4-1-1 沖縄電力の平均費用関数：最小二乗法による各パラメータの推定結果〔被説明変数 =  $\ln(AC_t/P_M)$ 〕標本期間： $t = 1, \dots, 27$  [1972年～1998年] 27年間( ) 内  $t$  値

|   | パラメータの推定値            |                  |                    |                   |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                       |                       |                       |       | SSR残<br>差二乗<br>和 | D. W.<br>ダービ<br>ン・ワ<br>トソン<br>比 | df<br>自由度 |
|---|----------------------|------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------|------------------|---------------------------------|-----------|
|   | Translog型            |                  |                    |                   |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                       |                       |                       |       |                  |                                 |           |
|   | Cobb-Douglas型        |                  |                    |                   |                    |                    |                    |                    | $\beta_{OK}$       | $\beta_{OL}$       | $\beta_{KL}$       | (1/2)<br>$\beta_{QQ}$ | (1/2)<br>$\beta_{KK}$ | (1/2)<br>$\beta_{LL}$ |       |                  |                                 |           |
|   | $\beta_0$            | $\beta_{DD}$     | $\beta_{UR}$       | $\beta_Q$         | $\beta_K$          | $\beta_L$          | $\beta_T$          | $\beta_{DP}$       |                    |                    |                    |                       |                       |                       |       |                  |                                 |           |
| ①モデルO-1<br>(3-1-1式)<br>本論文および<br>秋岡(2002)<br>の基本モデル | -77.845<br>(-1.763)  | 0.383<br>(6.378) | -0.185<br>(-0.733) | 16.617<br>(1.183) | -5.843<br>(-0.506) | 3.794<br>(0.422)   | 0.435<br>(-0.745)  | -0.047<br>(-0.790) | 1.006<br>(0.567)   | -0.732<br>(-0.528) | -0.894<br>(-0.970) | -0.818<br>(-0.741)    | 0.415<br>(0.693)      | 0.634<br>(1.379)      | 0.030 | 2.158            | 13                              |           |
| ②モデルO-2<br>(3-1-2式)                                 | -122.366<br>(-3.937) | 0.386<br>(6.218) | -0.328<br>(-1.383) | 31.518<br>(3.404) | 6.482<br>(0.859)   | -8.125<br>(-3.170) | -0.776<br>(-1.421) | -0.067<br>(-1.109) | -0.936<br>(-0.840) | 1.118<br>(3.112)   | 0.268<br>(0.697)   | -2.024<br>(-2.921)    | -0.239<br>(-0.633)    | -                     | 0.034 | 2.236            | 14                              |           |
| ③モデルO-3<br>(3-1-3式)                                 | -111.369<br>(-4.409) | 0.383<br>(6.317) | -0.272<br>(-1.261) | 27.739<br>(3.998) | 2.298<br>(0.643)   | -7.404<br>(-3.291) | -0.730<br>(-1.377) | -0.056<br>(-0.989) | -0.288<br>(-0.670) | 0.977<br>(3.534)   | 0.051<br>(0.299)   | -1.712<br>(-3.584)    | -                     | -                     | 0.035 | 2.339            | 15                              |           |
| ④モデルO-4<br>(3-1-4式)                                 | -23.007<br>(-3.189)  | 0.357<br>(4.499) | -0.329<br>(-1.160) | 3.039<br>(2.911)  | -8.416<br>(-3.260) | -2.035<br>(-0.919) | -1.041<br>(-1.509) | -0.112<br>(-1.568) | 1.012<br>(3.327)   | 0.230<br>(0.961)   | -0.324<br>(-1.830) | -                     | -                     | -                     | 0.065 | 2.106            | 16                              |           |
| ⑤モデルO-5<br>(3-1-5式)                                 | -23.767<br>(-3.094)  | 0.406<br>(5.089) | -0.652<br>(-2.752) | 3.492<br>(3.228)  | -5.606<br>(-2.532) | 0.060<br>(0.030)   | -1.787<br>(-3.007) | -0.136<br>(-1.812) | 0.653<br>(2.632)   | 0.058<br>(0.247)   | -                  | -                     | -                     | -                     | 0.078 | 1.791            | 17                              |           |
| ⑥モデルO-6<br>(3-1-6式)                                 | -25.104<br>(-4.721)  | 0.402<br>(5.312) | -0.676<br>(-3.219) | 3.697<br>(5.463)  | -5.821<br>(-2.935) | 0.559<br>(4.797)   | -1.900<br>(-5.097) | -0.135<br>(-1.851) | 0.677<br>(3.022)   | -                  | -                  | -                     | -                     | -                     | 0.078 | 1.813            | 18                              |           |
| ⑦モデルO-7<br>(3-1-7式)<br>秋岡(2002)<br>の最終モデル           | -10.892<br>(-3.673)  | 0.503<br>(6.213) | -1.019<br>(-4.823) | 2.015<br>(4.381)  | 0.168<br>(1.720)   | 0.279<br>(3.304)   | -1.217<br>(-3.435) | -0.201<br>(-2.407) | -                  | -                  | -                  | -                     | -                     | -                     | 0.118 | 1.990            | 19                              |           |
| ⑧モデルO-8<br>(3-1-8式)                                 | -8.309<br>(-2.699)   | 0.548<br>(6.258) | -1.141<br>(-4.994) | 1.742<br>(3.509)  | 0.066<br>(0.675)   | 0.287<br>(3.054)   | -1.288<br>(-3.277) | -                  | -                  | -                  | -                  | -                     | -                     | -                     | 0.154 | 1.599            | 20                              |           |
| ⑨モデルO-9<br>(3-1-9式)                                 | 0.325<br>(.169)      | 0.402<br>(4.407) | -1.037<br>(-3.788) | 0.233<br>(1.038)  | 0.125<br>(1.079)   | 0.376<br>(3.454)   | -                  | -                  | -                  | -                  | -                  | -                     | -                     | -                     | 0.237 | 1.176            | 21                              |           |

表4-1-2 沖縄電力の平均費用関数：諸統計量（表中\*印は、多数のモデル間で大小比較可能な統計量に関し、それぞれ最も好ましい数値を示す）  
 標本期間： $t=1, \dots, 27$  [1972年～1998年] 27年間

|   | 変数選択関連諸統計量             |            |             |                        |              | 構造変化関連統計量    |                |
|---|------------------------|------------|-------------|------------------------|--------------|--------------|----------------|
|   | (a)<br>$R^2$ -Adjusted | (b)<br>AIC | (c)<br>SBIC | (d)<br>$F$ -Statistics | (e)<br>RESET | (f)<br>CUSUM | (g)<br>CUSUMSQ |
| ①モデルO-1(3-1-1式)<br>本論文および<br>秋岡(2002)の基本モデル | 0.9821*                | -39.733*   | -30.662     | 110.688                | 0.342        | 0.252        | 0.132          |
| ②モデルO-2(3-1-2式)                             | 0.981                  | -38.891    | -30.468     | 112.516                | 0.536        | 0.772        | 0.437          |
| ③モデルO-3(3-1-3式)                             | 0.9817                 | -39.510    | -31.735*    | 127.813                | 1.103        | 0.507        | 0.398          |
| ④モデルO-4(3-1-4式)                             | 0.968                  | -32.160    | -25.033     | 80.059                 | 0.168        | 0.476        | 0.290          |
| ⑤モデルO-5(3-1-5式)                             | 0.964                  | -30.596    | -24.116     | 77.833                 | 1.426        | 0.425        | 0.297          |
| ⑥モデルO-6(3-1-6式)                             | 0.966                  | -31.547    | -25.716     | 92.372                 | 0.410        | 0.534        | 0.299          |
| ⑦モデルO-7(3-1-7式)<br>秋岡(2002)の最終モデル           | 0.951                  | -27.008    | -21.824     | 73.015                 | 0.333        | 0.521        | 0.262          |
| ⑧モデルO-8(3-1-8式)                             | 0.939                  | -24.414    | -19.879     | 67.933                 | 1.043        | 0.497        | 0.313          |
| ⑨モデルO-9(3-1-9式)                             | 0.911                  | -19.611    | -15.724     | 54.223                 | 1.763        | 0.588        | 0.390          |

表4-2-1 たばこ事業の平均費用関数：最小二乗法による各パラメータの推定結果〔被説明変数 =  $\ln(AC_t/P_{Mt})$ 〕  
 標本期間： $t=1, \dots, 43$  [1955年～1997年] 43年間

( ) 内  $t$  値

|  | パラメータの推定値            |                    |                    |                     |                    |                    |                    |                    |                  |                    |                    |                    | SSR残差<br>二乗和 | D.W.ダー<br>ビン・ワ<br>トソン比 | df<br>自由度 |
|--|----------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------|------------------------|-----------|
|  | Translog型            |                    |                    |                     |                    |                    |                    |                    |                  |                    |                    |                    |              |                        |           |
|  | Cobb-Douglas型        |                    |                    |                     |                    |                    | $\beta_{QK}$       | $\beta_{QL}$       | $\beta_{KL}$     | $(1/2)\beta_{QQ}$  | $(1/2)\beta_{KK}$  | $(1/2)\beta_{LL}$  |              |                        |           |
|  | $\beta_0$            | $\beta_Q$          | $\beta_K$          | $\beta_L$           | $\beta_T$          | $\beta_{DP}$       |                    |                    |                  |                    |                    |                    |              |                        |           |
| ①モデルJ-1(3-2-1式)<br>〔本論文の基本モデル〕               | -580.587<br>(-4.203) | 83.180<br>(4.210)  | 3.851<br>(1.363)   | -47.229<br>(-3.241) | 0.940<br>(2.948)   | -0.108<br>(-2.145) | -0.235<br>(-1.063) | 3.989<br>(-3.442)  | 0.618<br>(2.314) | -3.530<br>(-4.253) | 0.138<br>(2.676)   | -1.115<br>(-2.041) | 0.037        | 1.508                  | 31        |
| ②モデルJ-2(3-2-2式)                              | -347.863<br>(-3.620) | 57.578<br>(3.599)  | 6.591<br>(2.529)   | -20.451<br>(-3.079) | 0.746<br>(2.337)   | -0.055<br>(-1.219) | -0.427<br>(-2.043) | 1.905<br>(3.318)   | 0.971<br>(4.559) | -2.416<br>(-3.628) | 0.198<br>(4.429)   |                    | 0.042        | 1.449                  | 32        |
| ③モデルJ-3(3-2-3式)                              | -230.676<br>(-1.997) | 38.700<br>(2.007)  | 4.688<br>(1.459)   | -6.805<br>(-0.925)  | -0.032<br>(-0.097) | -0.072<br>(-1.284) | -0.382<br>(-1.461) | 0.659<br>(1.053)   | 0.310<br>(1.631) | -1.650<br>(-2.052) | -                  | -                  | 0.068        | 0.851                  | 33        |
| ④モデルJ-4(3-2-4式)                              | 5.818<br>(0.701)     | -0.852<br>(-1.323) | -0.098<br>(-0.042) | 7.737<br>(3.736)    | 0.081<br>(0.237)   | -0.012<br>(-0.247) | 0.010<br>(0.056)   | -0.578<br>(-3.287) | 0.074<br>(0.468) | -                  | -                  | -                  | 0.076        | 0.660                  | 34        |
| ⑤モデルJ-5(3-2-5式)                              | 3.808<br>(0.543)     | -0.682<br>(-1.298) | -0.295<br>(-0.131) | 7.905<br>(3.919)    | 0.075<br>(0.221)   | -0.004<br>(-0.088) | 0.029<br>(0.159)   | -0.613<br>(-0.886) | -                | -                  | -                  | -                  | 0.077        | 0.677                  | 35        |
| ⑥モデルJ-6(3-2-6式)                              | -19.916<br>(-4.883)  | 1.087<br>(3.518)   | -7.712<br>(-5.494) | 0.083<br>(0.540)    | 0.539<br>(1.439)   | -0.042<br>(-0.787) | 0.626<br>(5.646)   | -                  | -                | -                  | -                  | -                  | 0.110        | 0.839                  | 36        |
| ⑦モデルJ-7(3-2-7式)                              | 0.630<br>(0.252)     | -0.516<br>(-3.125) | 0.207<br>(2.884)   | 0.459<br>(2.438)    | 0.465<br>(0.917)   | -0.067<br>(-0.920) | -                  | -                  | -                | -                  | -                  | -                  | 0.207        | 0.357                  | 37        |
| ⑧モデルJ-8(3-2-8式)                              | -0.186<br>(-0.080)   | -0.393<br>(-4.072) | 0.206<br>(2.868)   | 0.423<br>(2.302)    | 0.279<br>(0.600)   | -                  | -                  | -                  | -                | -                  | -                  | -                  | 0.212        | 0.364                  | 38        |
| ⑨モデルJ-9(3-2-9式)                              | 1.042<br>(0.945)     | -0.414<br>(-4.661) | 0.166<br>(5.650)   | 0.521<br>(6.145)    | -                  | -                  | -                  | -                  | -                | -                  | -                  | -                  | 0.214        | 0.331                  | 39        |
| ⑩モデルJ-10(4-2-10式)<br>〔秋岡(2000)の基本モデル〕        | -430.595<br>(-3.265) | 71.345<br>(3.312)  | 6.217<br>(2.061)   | -31.871<br>(-2.103) | -                  | -0.064<br>(-1.191) | -0.454<br>(-1.964) | 2.755<br>(2.289)   | 0.573<br>(1.931) | -2.977<br>(-3.376) | 0.098<br>(1.765)   | -0.634<br>(-1.092) | 0.047        | 1.137                  | 32        |
| ⑪モデルJ-11(4-2-11式)<br>〔秋岡(2000)の最終モデル〕        | -302.691<br>(-3.363) | 50.681<br>(3.396)  | 6.863<br>(2.706)   | -14.854<br>(-2.393) | -                  | -                  | -0.479<br>(-2.439) | 1.413<br>(2.644)   | 0.751<br>(3.713) | -2.139<br>(-3.463) | 0.147<br>(3.823)   | -                  | 0.050        | 1.139                  | 34        |
| ⑫モデルJ-12(4-2-12式)<br>〔J-1から有意でない説明変数を除外したもの〕 | -567.397<br>(-4.526) | 91.722<br>(4.539)  | -                  | -60.872<br>(-4.092) | 0.696<br>(2.407)   | -0.158<br>(-3.179) | -                  | 4.966<br>(4.144)   | 0.047<br>(0.287) | -3.753<br>(-4.589) | -0.003<br>(-0.340) | -1.967<br>(-4.164) | 0.046        | 1.297                  | 33        |



表 4-2-2 たばこ事業の平均費用関数：諸統計量（表中\*印は、多数のモデル間で大小比較可能な統計量に関し、それぞれ最も好ましい数値を示す）  
 標本期間： $t=1, \dots, 43$  [1955年～1997年] 43年間

|  | 変数選択関連諸統計量             |            |             |                        |              | 構造変化関連統計量    |                |
|--|------------------------|------------|-------------|------------------------|--------------|--------------|----------------|
|  | (a)<br>$R^2$ -Adjusted | (b)<br>AIC | (c)<br>SBIC | (d)<br>$F$ -Statistics | (e)<br>RESET | (f)<br>CUSUM | (g)<br>CUSUMSQ |
| ①モデルJ-1(3-2-1式)<br>[本論文の基本モデル]               | 0.906*                 | -78.738*   | -68.171*    | 37.638                 | 4.506        | 0.392        | 0.157          |
| ②モデルJ-2(3-2-2式)                              | 0.896                  | -77.028    | -67.341     | 37.297                 | 0.699        | 0.301        | 0.225          |
| ③モデルJ-3(3-2-3式)                              | 0.838                  | -67.749    | -58.943     | 25.101                 | 3.519        | 0.595        | 0.318          |
| ④モデルJ-4(3-2-4式)                              | 0.822                  | -66.167    | -58.242     | 25.321                 | 3.414        | 0.609        | 0.241          |
| ⑤モデルJ-5(3-2-5式)                              | 0.826                  | -67.029    | -59.984     | 29.568                 | 4.354        | 0.475        | 0.223          |
| ⑥モデルJ-6(3-2-6式)                              | 0.758                  | -60.318    | -54.154     | 22.980                 | 14.496       | 0.525        | 0.336          |
| ⑦モデルJ-7(3-2-7式)                              | 0.557                  | -47.683    | -42.400     | 11.556                 | 0.114        | 0.882        | 0.360          |
| ⑧モデルJ-8(3-2-8式)                              | 0.559                  | -48.198    | -43.795     | 14.292                 | 0.326        | 0.824        | 0.345          |
| ⑨モデルJ-9(3-2-9式)                              | 0.566                  | -48.995    | -45.472     | 19.251                 | 0.049        | 0.582        | 0.235          |
| ⑩モデルJ-10(4-2-10式)<br>[秋岡(2000)の基本モデル]        | 0.883                  | -74.426    | -64.739     | 32.680                 | 3.972        | 0.935        | 0.197          |
| ⑪モデルJ-11(4-2-11式)<br>[秋岡(2000)の最終モデル]        | 0.884                  | -75.257    | -67.332     | 40.883                 | 2.947        | 0.777        | 0.202          |
| ⑫モデルJ-12(4-2-12式)<br>[J-1から有意でない説明変数を除外したもの] | 0.889                  | -75.877    | -67.071     | 38.319                 | 7.941        | 0.870        | 0.173          |

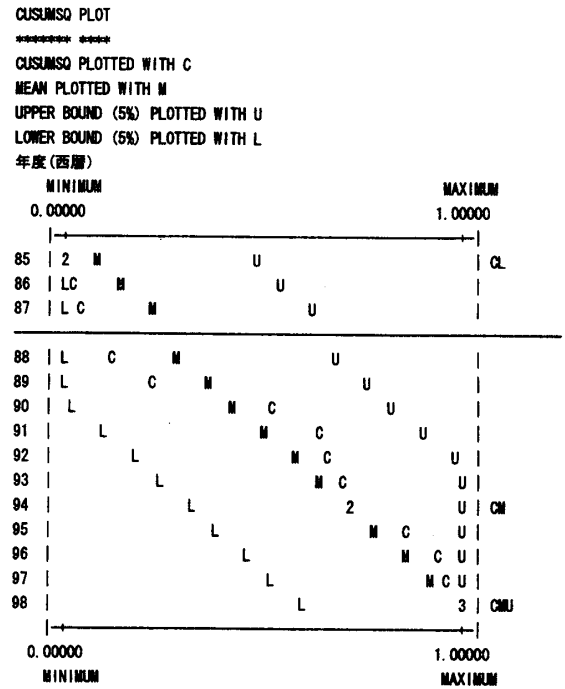
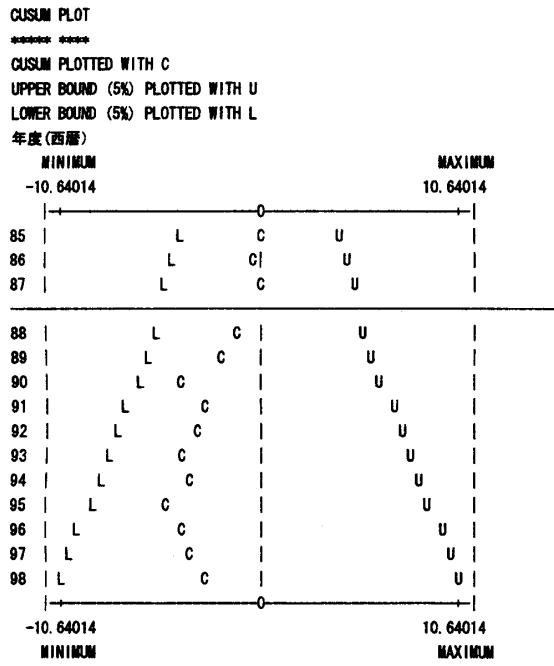


図4-1-1 CUSUM 統計量および CUSUMSQ 統計量の時系列プロット  
(モデル0-1；民営化ダミー変数項除外)

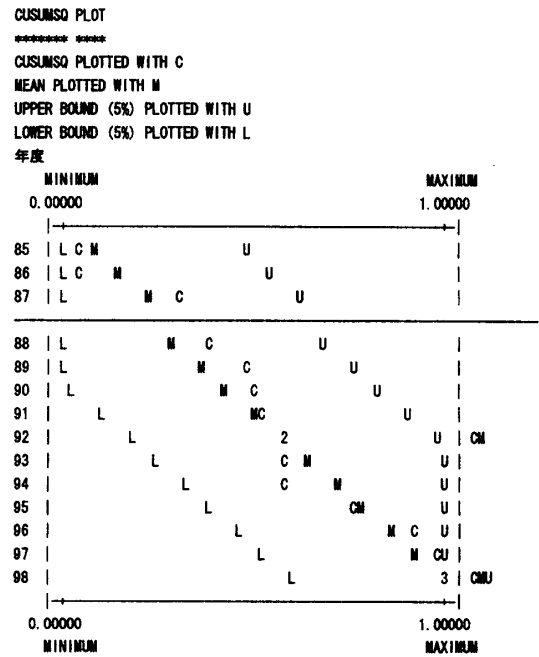
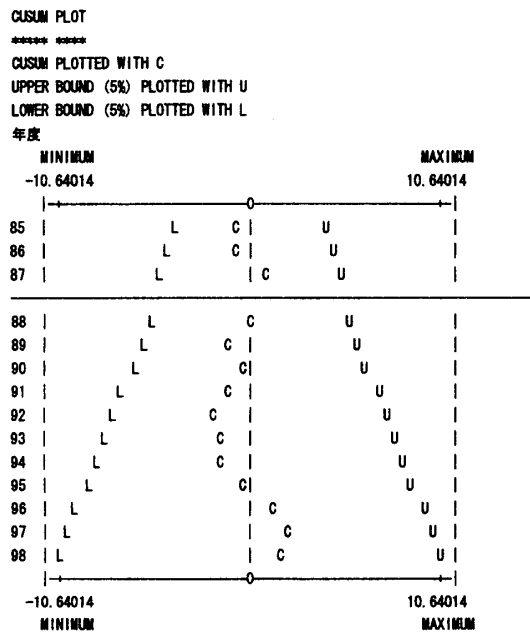


図4-1-2 CUSUM 統計量および CUSUMSQ 統計量の時系列プロット  
(モデル0-1；民営化ダミー変数項含む)

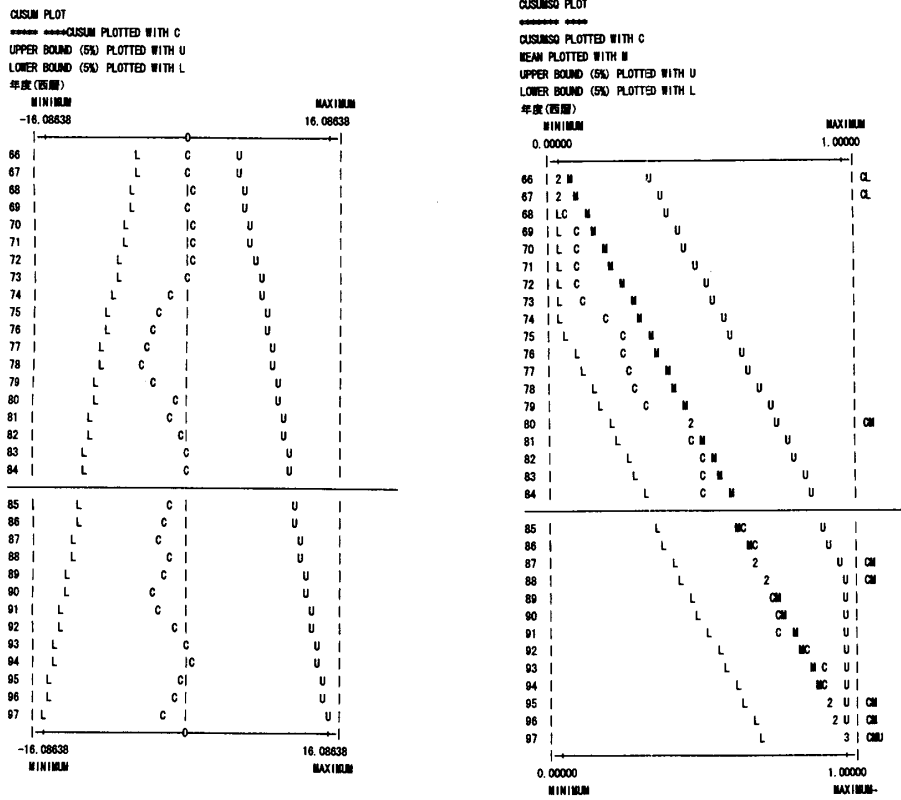


図 4-2-1 CUSUM 統計量および CUSUMSQ 統計量の時系列プロット  
(モデル J-1 ; 民営化ダミー変数項除外)

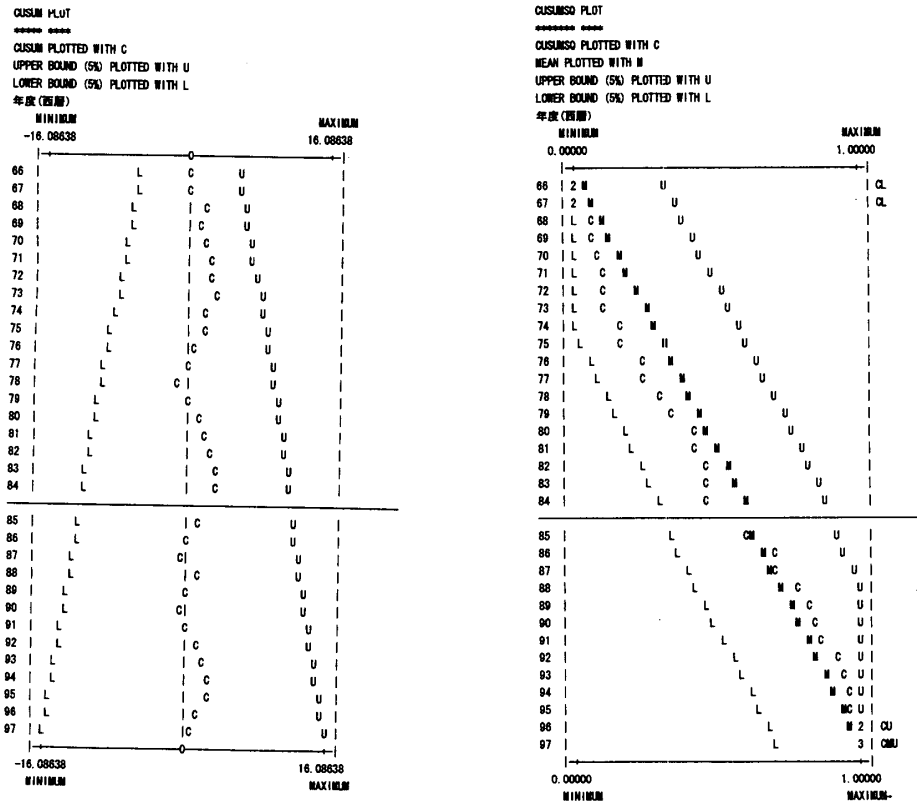


図 4-2-2 CUSUM 統計量および CUSUMSQ 統計量の時系列プロット  
(モデル J-1 ; 民営化ダミー変数項含む)