

# 日本の電気事業におけるアヴァーチ・ジョンソン効果に関する実証研究

An Empirical Examination of the Averch-Johnson Effect in Japanese Electric Utilities

東京大学大学院経済学研究科現代経済専攻

前田 祐

## 概要

20世紀は、人類史上かつてないほどエネルギーを消費した時代であり、21世紀になった現在でも、その傾向に変わりはない。日本におけるエネルギー消費量も年々増加する一方であり、電力への依存がますます強まる傾向にある。1995年及び2000年に電気事業法が改正され、電気事業を取り巻く環境は大きく変わりつつある。その変化の一つが、国際的に割高とされる電気料金の制度改革である。これまで電気事業では公正報酬率規制が採用されてきた。公正報酬率規制に関する代表的な議論として、Averch and Johnson (1962) が挙げられる。Averch and Johnson (1962) は、公正報酬率規制下にある独占企業が過剰に資産を保有し、事業報酬を増大させようとすることを指摘した。これがいわゆるアヴァーチ・ジョンソン効果である。このアヴァーチ・ジョンソン効果に関する理論並びに実証研究は、多くの州で公正報酬率規制を採用していたアメリカでなされてきたが、日本の電気事業に関する研究はほとんどない。しかも、1988年の事業報酬率変更後における検証は行われていない。そこで本研究では、事業報酬率変更後の期間も含めた日本の9電力会社における経営全体を対象に、アヴァーチ・ジョンソン効果の有無に関する実証分析を行った。本研究の推定モデルは、これまで日本の電気事業におけるアヴァーチ・ジョンソン効果に関する実証研究が少ないこともあり、直接的にアヴァーチ・ジョンソン効果の存在を検証する Spann (1974) に倣った。Spann のモデルは、トランスログ型生産関数から要素シェア方程式を導出し、公正報酬率規制に対するラグランジュ乗数  $\lambda$  を含んだ方程式の推定を行うものである。結果として、日本の電気事業において、アヴァーチ・ジョンソン効果が存在したことを明らかにした。アヴァーチ・ジョンソン効果が生じていることを確認できたのは、1987, 88, 95, 96年度であった。この期間では、電気料金改定が行われており、原価算定の際に、公正報酬率規制の下で利潤を最大化しようと資本過剰になったと考えられる。

*Keywords:* アヴァーチ・ジョンソン効果, 公正報酬率, 電気事業

## 1 緒論

20世紀は、人類史上かつてないほどエネルギーを消費した時代であり、21世紀になった現在でも、その傾向に変わりはない。日本におけるエネルギー消費量も年々増加する一方であり、快適さや利便性を追求するライフスタイルの浸透などにより、特に電力に対する需要が増加の一途を辿っている。今後も電力への依存がますます強まる傾向にあり、そのような社会的要請に応じるべく、これからも電気事業は現代社会における重要な役割を担い続けることになる。日本の電気事業における問題点としては、電力市場の自由化、二酸化炭素など地球規模の環境対策、原子力発電の安全性、冷房需要の増大に起因する電力負荷平準化などが挙げられる。そうした折、1995年及び2000年に電気事業法が改正され、電気事業を取り巻く環境は大きく変わりつつある。その変化の一つが、国際的に割高とされる電気料金の制度改革である。これまで、電気料金に反映される電気事業者の適正利潤、つまり事業報酬の算定については、資産の投資額に対して一定の報酬率を乗じた額を公正報酬額として与えるレートベース方式が採用されてきた。このレートベース方式は、公正報酬率の決定が中心であり、公正報酬率規制と呼ばれる。公正報酬率規制に関する代表的な議論として、Averch and Johnson (1962) が挙げられる。Averch and Johnson (1962) は、公正報酬率規制下にある企業は、資産を過剰に保有することにより事業報酬を増大させようとする傾向がある、つまり、所与の生産量に対して費用最小化ではない非効率的な生産を行うと指摘した。これがいわゆるアヴァーチ・ジョンソン効果である。

このアヴァーチ・ジョンソン効果に関する理論並びに実証研究は、多くの州で公正報酬率規制を採用していたアメリカでなされてきたが、日本の電気事業に関する研究は、Tawada and Katayama (1990) や小林 (1994) の実証研究しかない。しかも、事業報酬率に変更された1988年以前を分析の対象としており、事業報酬率変更後の検証は行われていない。さらには、火力発電部門及び原子力発電部門を検証しており、経営全体を分析の対象としている訳ではない。むしろ自然独占性の強い送配電部門も分析の対象に含める必要がある。また、1960年に導入されて以降、据え置かれていた事業報酬率が初めて改定された1980年代後半は、その事業報酬率の引き下げや消費税の導入などもあり、短期間で2度も電気料金の改定が実施されており、アヴァーチ・ジョンソン効果が存在した可能性もあり得る。したがって、日本の電気事業において、アヴァーチ・ジョンソン効果に関する総括的な視点からの研究が必要であると考えられる。ゆえに、本研究では、そうした方針の下で、これまでの研究では検証されなかった事業報酬率変更後の期間も含めた日本の9電力会社における経営全体を分析対象に、アヴァーチ・ジョンソン効果の有無に関する実証分析を行う。

本論文の構成は、以下の通りである。

- 1 緒論 では、本研究の概要及び目的について述べる。
- 2 アヴァーチ・ジョンソンモデル では、アヴァーチ・ジョンソンモデルを簡単に説明する。
- 3 実証分析の方法 では、過去の研究の動向並びに本研究の分析方法について述べる。
- 4 実証分析の結果及び考察 では、実証分析の推計結果及び考察について述べる。
- 5 結論 では、本研究の結論について述べる。

## 2 アヴァーチ・ジョンソンモデル

まず、アヴァーチ・ジョンソンモデルから導くことができるいくつかの興味深い結果を以下に示す。

1. 規制下にある独占企業は、規制のない場合に比べ、より多くの資本を使用する。
2. 規制下にある独占企業の資本・労働比率は、所与の生産量に対し非効率的に高い。つまり、規制下にある独占企業は、資本量を減少させ労働量を増加させれば、その生産量をより費用を低下させて生産できる。
3. 規制下にある独占企業は、必ず限界収入が正であるような、需要が弾力的な領域で生産する。
4. 規制下にある独占企業は、資本と労働を所与とすると、最大限の生産を行う。
5. 公正報酬率が資本コストの水準へ近付くと、規制下にある独占企業は、資本量を増加させる。
6. 公正報酬率が資本コストに等しい場合、企業は生産停止を含め、生産量と投入要素の選択に無差別となる。
7. 公正報酬率が資本コスト以下に設定される場合、企業は生産を行わない。

本章では、一般的にアヴァーチ・ジョンソン効果として知られている 1. について説明を行う<sup>1</sup>。アヴァーチ・ジョンソンモデルでは、2 つあるいはそれ以上の財を投入して単一の財を生産する独占企業は、公正報酬率規制の下で利潤を最大化する、と仮定されている。本研究において、公正報酬率規制下にある独占企業は、資本  $K$ 、燃料  $F$ 、労働  $L$  の 3 つを投入要素とし<sup>2</sup>、単一の財である電力の生産を行うとする。独占企業の生産関数を  $Q = Q(K, F, L)$  とし、以下を仮定する。

$$K \geq 0, F \geq 0, L \geq 0, Q(K, 0, 0) = Q(0, F, 0) = Q(0, 0, L) = 0,$$

$$Q_K > 0, Q_F > 0, Q_L > 0, Q_{KK} < 0, Q_{FF} < 0, Q_{LL} < 0$$

ここで、添え字の  $K, F, L$  は、 $Q$  をそれぞれで偏微分したものであり、1 階微分はそれぞれの限界生産性を示す。逆需要関数を  $P = P(Q)$  とすると、独占企業の利潤  $\Pi$  は、

$$\Pi = PQ - rK - qF - wL \tag{1}$$

である。ここで、 $r$  は資本コスト、 $q$  は燃料価格、 $w$  は賃金価格であり、所与とする。また、公正報酬率を  $s (s > r)$  とすると、公正報酬率規制制約は、

$$PQ - sK - qF - wL \leq 0 \tag{2}$$

と表される。公正報酬率  $s$  も外生的に決定され、所与とする。この制約の下で利潤最大化を行う目的関数  $H$  は、ラグランジュ乗数  $\lambda$  及び収入関数  $R(K, F, L) = P \cdot Q(K, F, L)$  を用いて、

$$H = R(K, F, L) - rK - qF - wL - \lambda\{R(K, F, L) - sK - qF - wL\} \tag{3}$$

<sup>1</sup>その他に関しては、トレイン (1998) 参照

<sup>2</sup>通常、アヴァーチ・ジョンソンモデルでは投入要素を 2 つと仮定するが、投入要素が 3 つの場合に一般化できる。

となる。1階条件は式(3)を $K, F, L, \lambda$ でそれぞれ微分することにより得られる。 $\partial R/\partial K \equiv R_K, \partial R/\partial F \equiv R_F, \partial R/\partial L \equiv R_L$ とすると、極大の必要条件は、

$$R_K = r - \frac{\lambda}{1-\lambda}(s-r) \quad (4)$$

$$R_F = q \quad (5)$$

$$R_L = w \quad (6)$$

$$R(K, F, L) = sK + qF + wL \quad (7)$$

である。また、2階条件などより $0 < \lambda < 1$ である<sup>3</sup>。したがって、式(4)及び $0 < \lambda < 1$ という条件より、資本による限界収入 $R_K$ が資本コスト $r$ を下回ることから、公正報酬率規制下にある独占企業は資本過剰となる。つまり、利潤を増大させようと、所与の生産量に対して非効率的な要素投入している。これがアヴァーチ・ジョンソン効果である。

### 3 実証分析の方法

#### 3.1 過去の研究

これまでに行われたアヴァーチ・ジョンソン効果に関する実証研究は、ほとんどがアメリカの電気事業を対象にしており、その分析方法は大きく2つに分けることができる<sup>4</sup>。

1つ目の方法として、Spann (1974), Boyes (1976), Nelson and Wohar (1983)らが行った、式(3)におけるラグランジュ乗数 $\lambda$ の推定が挙げられる。それらは、帰無仮説 $\lambda = 0$ を統計的に棄却できるかどうかを検定するというものである。もし $\lambda = 0$ であるならば、規制が有効ではなく、アヴァーチ・ジョンソン効果が生じていないことになる。Spann (1974)は、1959～63年のアメリカの汽力発電及び企業全体を対象に、トランスログ型生産関数から導出した要素シェア方程式を用いて検証しており、アヴァーチ・ジョンソン効果が存在するという結論を示した。一方、Boyes (1976)は、1957～64年の汽力発電を対象に、CRES型生産関数から導出した要素シェア方程式を用いて検証したが、アヴァーチ・ジョンソン効果の存在を否定する結論を示した。Nelson and Wohar (1983)は、1950～78年の汽力発電を対象に、トランスログ型費用関数を用いて検定を行った結果、アヴァーチ・ジョンソン効果の存在の有無が期間によって変化したことを示した。

2つ目の方法として、Courville (1974)が行った、資本と労働の限界代替率が要素価格比に等しいかどうか、つまり帰無仮説 $R_K/R_L = r/w$ に関する検定が挙げられる。Courville (1974)は、1948～66年の汽力発電を対象に、コブダグラス型生産関数を用いて検定を行った結果<sup>5</sup>、アヴァーチ・ジョンソン効果が存在するという結論を示した。また、日本における実証研究としてTawada and Katayama (1990)や小林 (1994)が挙げられる。これらは、Courville (1974)の分析方法に倣い、1965～72年、1978～85年の日本の汽力発電部門及び原子力発電部門を対象に検定を行い、その結果として、どちらの研究もアヴァーチ・ジョンソン効果の存在を否定する結論を示した。

一方で、間接的にアヴァーチ・ジョンソン効果の存在を検証した実証研究としてNemoto, Nakanishi and Madono (1993)が挙げられる。Nemoto et al. (1993)は、1981～85年の日本国内9電力会

<sup>3</sup>Baumol and Klevorick (1970) 参照。

<sup>4</sup>服部 (1997) 参照。

<sup>5</sup>ただし、資本と労働の限界代替率ではなく、資本と燃料の限界代替率を用いて分析を行っている。

社の経営全体を対象に、各社ごとにトランスログ型費用関数を推定して最適資本ストックを求めた結果、資本過剰である場合が多いことを示した。渡辺・北村(1998)でも同様の方法で検証を行った結果、資本過小である場合が多いという Nemoto et al. (1993) とは反対の結果を示した。

したがって、これまでの日本の電気事業に関する研究では、事業報酬率が変更された1988年以前の研究がほとんどであり、Tawada and Katayama (1990) や小林 (1994) の電気事業の一部の部門を対象にしたものや、Nemoto et al. (1993) や渡辺・北村 (1998) の間接的にアヴァーチ・ジョンソン効果の存在を検証したものしかない。つまり、日本の電気事業におけるアヴァーチ・ジョンソン効果に関しては、総括的な研究がなされていない。

本研究では、これまでの研究で分析されなかった事業報酬率変更後の期間も含めた日本の9電力会社における経営全体を対象に、アヴァーチ・ジョンソン効果の有無に関する総括的な実証分析を行う。ゆえに、本研究は、これまでの先行研究を補完する役割を担っているとも考えている。

### 3.2 データ

本研究で使用したデータ<sup>6</sup>を表1に示す。データは、1980～99年度までの9電力会社のプーリングデータを使用した。その各年度のデータを3年ごとに分け、それを1期間とした。

収入  $PQ$  には、損益計算書の電力料及び電灯料の合計を用いた。資本ストック  $K$  として、レートベースを1995年の資本財価格指数で実質化したものを用いた。これは、事業報酬がレートベースに事業報酬率を乗じて算出されるためであり、本研究でも供給約款料金算定規則に則った方法で算出した<sup>7</sup>。資本費  $rK$  に関しては、減価償却費、修繕費、支払利息の合計を同じく資本財価格指数で実質化したものを用いた。 $sK$  は、実質化した減価償却費、修繕費及び、レートベースに事業報酬率を乗じたものを合計した値である。事業報酬率は1987年度までを8.0%、1988～95年度を7.2%、1996・97年度を5.25%、1998・99年度を4.4%とした<sup>8</sup>。燃料  $F$  は、重油換算消費量及び核燃料物質消費量をそれぞれ熱量換算した値<sup>9</sup>の合計である。労働  $L$  に関しては、各設備及び建設に従事する従業員数の合計を用いた。使用したデータの基礎統計量を表2に示す。

<sup>6</sup>データ出所は、各社の「有価証券報告書」、通商産業省資源エネルギー庁公益事業部監修「電気事業便覧」、電気事業連合会「電力統計情報」である。

<sup>7</sup>大島(2000)参照。

<sup>8</sup>事業報酬率変更に伴う料金改定は、1988年1月、1996年1月、1998年2月に実施されている。

<sup>9</sup>これまでの実証研究のほとんどが、熱量の単位として cal を用いているが、国際単位系(SI)である J で表記した。

表 1: 使用データ一覧

変数	データ	単位
$PQ$	電力料 + 電灯料	百万円
$K$	レートベース	百万円
$rK$	減価償却費 + 修繕費 + 支払利息	百万円
$sK$	減価償却費 + 修繕費 + 事業報酬率・レートベース	百万円
$qF$	燃料費	百万円
$F$	熱量換算燃料消費量	$10^7$ MJ
$L$	各設備従業員及び建設従事者の合計	人

表 2: 使用データ基礎統計量

	平均値	標準偏差	最大値	最小値	単位
収入 $PQ$	1392756	1178062	5113600	311457	百万円
レートベース $K$	3222607	2865655	12956900	485514	百万円
減価償却費	225688	218343	1022613	19623	百万円
修繕費	158767	144415	669618	19591	百万円
支払利息	147198	132326	566935	26474	百万円
燃料費 $qF$	267743	266128	1338038	17119	百万円
燃料消費量 $F$	58577	58934	259080	3860	$10^7$ MJ
従業員数 $L$	15695	10848	43431	5075	人

### 3.3 推定モデル

本研究の推定モデルは、これまで日本の電気事業におけるアヴァーチ・ジョンソン効果に関する実証研究が少ないこともあり、直接的にアヴァーチ・ジョンソン効果の存在を検証する Spann (1974) に倣った。Spann のモデルは、トランスログ型生産関数を式 (4)～式 (7) と関連させ、公正報酬率規制に対するラグランジュ乗数  $\lambda$  を含んだ要素シェア方程式を導出し、その推定を行うものである。投入要素として、資本  $K$ 、労働  $L$ 、燃料  $F$  を考えると、トランスログ型生産関数は、

$$\begin{aligned} \log Q = & \log \alpha_0 + \beta_1 \log K + \beta_2 \log L + \beta_3 \log F \\ & + \beta_4 (\log K)^2 + \beta_5 (\log L)^2 + \beta_6 (\log F)^2 \\ & + \beta_7 \log K \log F + \beta_8 \log K \log L + \beta_9 \log L \log F \end{aligned} \quad (8)$$

と表すことができる<sup>10</sup>。この生産関数を用いて、式 (3) で示すように、式 (2) の制約の下で式 (1) の最大化を行う。

まず、規制下にある独占企業が直面している需要曲線の弾力性は一定であるとすると、式 (3) で示した目的関数  $H$  に対する、資本  $K$  に関する 1 階条件である式 (4) は、

$$P \left( 1 + \frac{1}{\eta} \right) Q_K = r - \frac{\lambda}{1 - \lambda} (s - r) \quad (9)$$

となる<sup>11</sup>。ここで、 $Q_K$  は資本の限界生産性である。対数微分の定義より、

$$Q_K = \frac{\partial \log Q}{\partial \log K} = \frac{Q}{K} \frac{\partial \log Q}{\partial \log K} \quad (10)$$

である。したがって、式 (8) を資本  $K$  に関して対数微分すると、

$$\frac{\partial \log Q}{\partial \log K} = \beta_1 + 2\beta_4 \log K + \beta_7 \log F + \beta_8 \log L \quad (11)$$

となることから、式 (9)、式 (10) 及び式 (11) より、資本に関する要素シェア方程式、

$$\mu_K = b_1 + b_2 \log K + b_3 \log F + b_4 \log L + \lambda Z \quad (12)$$

が得られる<sup>12</sup>。ここで、 $\mu_K = \frac{rK}{PQ}$  は収入に占める必要資本費の割合を表し、 $Z = \frac{sK}{PQ}$  は収入に占める認可資本費の割合を表している。

式 (12) を推定し、帰無仮説  $\lambda = 0$  を検定することによって、アヴァーチ・ジョンソンモデルを検証することは可能ではある。しかし、他の投入要素に関する 1 階条件を含んだ方程式の推

<sup>10</sup> トランスログ型生産関数の日本の電気事業に対する適用については、熊倉・大山 (1981) 参照。

<sup>11</sup>  $R(K, F, L) = P(Q) \cdot Q(K, F, L)$  より、式 (4) の左辺  $R_K$  は、

$$\frac{\partial R}{\partial K} = \frac{\partial P(Q)Q}{\partial K} = P(Q) \frac{\partial Q}{\partial K} + \frac{\partial P(Q)}{\partial K} Q = \left( P(Q) + \frac{\partial P(Q)}{\partial Q} Q \right) \frac{\partial Q}{\partial K} = P(Q) \left( 1 + \frac{\partial P(Q)}{\partial Q} \frac{Q}{P(Q)} \right) \frac{\partial Q}{\partial K}.$$

また、 $\eta$  は需要弾力性であり、

$$\eta = \frac{\partial Q}{\partial P} \frac{P}{Q}.$$

<sup>12</sup> 式 (10) 及び式 (11) を式 (9) へ代入すると、

$$\frac{PQ}{K} \left( 1 + \frac{1}{\eta} \right) (\beta_1 + 2\beta_4 \log K + \beta_7 \log F + \beta_8 \log L) = r - \frac{\lambda}{1 - \lambda} (s - r)$$

定がなされないため、式(12)の推定のみでは不十分である。そこで、資本  $K$  の場合と同様に、燃料  $F$  について考える。燃料  $F$  に関する1階条件である式(5)は、

$$P\left(1 + \frac{1}{\eta}\right)Q_F = q \quad (13)$$

となる、ここで、 $Q_F$  は燃料の限界生産性である。対数微分の定義より、

$$Q_F = \frac{\partial Q}{\partial F} = \frac{Q}{F} \frac{\partial \log Q}{\partial \log F} \quad (14)$$

である。したがって、式(8)を燃料  $F$  に関して対数微分すると、

$$\frac{\partial \log Q}{\partial \log F} = \beta_3 + 2\beta_6 \log F + \beta_7 \log K + \beta_9 \log L \quad (15)$$

となることから、式(13)、式(14)及び(15)より、燃料に関する要素シェア方程式、

$$\mu_F = b_5 + b_6 \log K + b_7 \log F + b_8 \log L \quad (16)$$

が得られる<sup>13</sup>。ここで、 $\mu_F = \frac{qF}{PQ}$  は収入に占める燃料費の割合である。

式(12)及び式(16)を用いて、帰無仮説  $\lambda = 0$  を検定することによって、アヴァーチ・ジョンソンモデルを検証する。ただし、この2式における全ての係数は、互いに独立ではない。なぜなら、 $b_6$  を  $b_3$  で除すると、

$$\frac{b_6}{b_3} = \frac{\left(1 + \frac{1}{\eta}\right)\beta_7}{(1 - \lambda)\left(1 + \frac{1}{\eta}\right)\beta_7} = \frac{1}{1 - \lambda} \quad (17)$$

となり、

$$b_3 = (1 - \lambda)b_6 \quad (18)$$

が得られる。この式(18)は、式(12)及び式(16)の要素シェア方程式に対して、公正報酬率規制下での利潤最大化を示す制約である。したがって、アヴァーチ・ジョンソン効果の検定を行うためには、この制約を用いることが必要である。

アヴァーチ・ジョンソン効果は、独占企業が公正報酬率規制下で利潤最大化を行うと仮定しているため、以下の2つの条件が両方とも当てはまらなければ、その意義を失う。

A. 規制制約が独占企業の目的関数に入っている。→  $\lambda \neq 0$

B. 規制下にある独占企業が利潤最大化を行っている。→  $b_3 = (1 - \lambda)b_6$

これらの条件とアヴァーチ・ジョンソン効果に関して、表3にまとめた。

となり、これを变形すると、

$$\frac{rK}{PQ} = (1 - \lambda)\left(1 + \frac{1}{\eta}\right)(\beta_1 + 2\beta_4 \log K + \beta_7 \log F + \beta_8 \log L) + (1 - \lambda)\frac{\lambda}{1 - \lambda}\frac{sK}{PQ}.$$

したがって、式(12)における係数は、

$$b_1 = (1 - \lambda)\left(1 + \frac{1}{\eta}\right)\beta_1, \quad b_2 = 2(1 - \lambda)\left(1 + \frac{1}{\eta}\right)\beta_4, \quad b_3 = (1 - \lambda)\left(1 + \frac{1}{\eta}\right)\beta_7, \quad b_4 = (1 - \lambda)\left(1 + \frac{1}{\eta}\right)\beta_8.$$

<sup>13</sup>ここで、

$$b_5 = \left(1 + \frac{1}{\eta}\right)\beta_3, \quad b_6 = \left(1 + \frac{1}{\eta}\right)\beta_7, \quad b_7 = 2\left(1 + \frac{1}{\eta}\right)\beta_6, \quad b_8 = \left(1 + \frac{1}{\eta}\right)\beta_9.$$

表 3: アヴァーチ・ジョンソン効果

	$b_3 = (1 - \lambda)b_6$	$b_3 \neq (1 - \lambda)b_6$
$\lambda = 0$	×	—
$\lambda \neq 0$		—

: アヴァーチ・ジョンソン効果あり

×: アヴァーチ・ジョンソン効果なし

これら 2 つの条件を同時に検定することはできないので、以下に述べる 2 通りの検定を行った。まずは、A. に関する検証である。これは、規制下にある独占企業の利潤最大化を所与とし、規制制約が独占企業の目的関数に含まれるかどうかを検定する。この場合は、式 (18) の制約の下で、式 (12) 及び式 (16) を推定し、帰無仮説を  $\lambda = 0$  として検定を行った。

次に、B. に関する検証である。これは、規制制約が目的関数に含まれることを所与として、被規制企業が利潤最大化を行うかどうかを検定する。この場合は、 $\lambda \neq 0$  という制約の下で再び式 (12) 及び式 (16) を推定し、帰無仮説を  $b_3 - (1 - \lambda)b_6 = 0$  として検定を行った。

これら 2 つの検定を同時に満たせば、アヴァーチ・ジョンソン効果が存在したと判断できる。本研究では、Zellner の SUR 法により各式の係数の推定を行った。

## 4 実証分析の結果及び考察

### 4.1 報酬率規制に関する検定

利潤最大化を行っているという式 (18) の制約の下，式 (12) 及び式 (16) を推定し，帰無仮説  $\lambda = 0$  に関するワルド検定を行った．その結果を表 4 に示す．ここで，帰無仮説  $\lambda = 0$  が採択される場合というのは，報酬率規制が独占企業の目的関数に含まれておらず，つまり，公正報酬率規制が有効ではなく，アヴァーチ・ジョンソン効果が存在しないことを意味する．1980～99 年の全ての期間において，帰無仮説  $\lambda = 0$  は有意水準 1% で棄却された．これは，全ての期間で，規制制約は有効であったことを示している．

しかし，1990～92，1991～93 年度の 2 期間で  $\lambda$  の推定値が 1 を超えている．そこで， $\lambda$  が 2 階条件である  $0 < \lambda < 1$  を満たしているかを検証するため，帰無仮説  $\lambda = 1$ ，対立仮説  $\lambda < 1$  とした片側検定を行った．その結果も表 4 に示す．ここでの数値は  $t$  値である．2 階条件  $0 < \lambda < 1$  を有意に満たしている期間は，1981～83，1982～84，1985～87，1986～88，1987～89，1988～90，1993～95，1994～96，1995～97，1996～98 年の計 10 期間であるという結果が得られた．したがって，この 10 期間でアヴァーチ・ジョンソン効果が存在した可能性があることを示している．

表 4:  $\lambda$  に関する検定の結果

期間	$\lambda$	$H_0 : \lambda = 0$	$H_0 : \lambda = 1$	$0 < \lambda < 1$
1980～82	0.976	4195.77**	-1.608	—
1981～83	0.956	3312.17**	-2.653**	○
1982～84	0.964	2869.18**	-2.012*	○
1983～85	0.972	2536.85**	-1.450	—
1984～86	0.990	1934.35**	-0.442	—
1985～87	0.933	547.75**	-1.672*	○
1986～88	0.786	287.72**	-4.612**	○
1987～89	0.731	202.83**	-5.228**	○
1988～90	0.787	167.47**	-3.502**	○
1989～91	0.951	434.14**	-1.062	—
1990～92	1.002	499.78**	0.043	—
1991～93	1.026	405.75**	0.512	—
1992～94	0.939	307.58**	-1.140	—
1993～95	0.874	258.32**	-2.310*	○
1994～96	0.542	31.46**	-4.738**	○
1995～97	0.479	37.94**	-6.687**	○
1996～98	0.889	295.48**	-2.147*	○
1997～99	0.990	287.44**	-0.173	—

\*\* 及び \* は，有意水準 1%，5% で帰無仮説を棄却できることを示す．

## 4.2 利潤最大化に関する検定

規制制約は有効であるという  $\lambda \neq 0$  の制約の下，式 (12) 及び式 (16) を推定し，帰無仮説  $b_3 - (1 - \lambda)b_6 = 0$  に関するワルド検定を行った．その結果を表 5 に示す．ここで，帰無仮説が棄却される場合というのは，規制下にある独占企業が利潤最大化を行っておらず，アヴァーチ・ジョンソンモデルの仮定を満たさないことを意味する．1981～83，1991～93 年度の 2 期間で，帰無仮説  $b_3 - (1 - \lambda)b_6 = 0$  は有意水準 5% 以内で棄却された．したがって，この 2 期間にあった独占企業は利潤最大化の条件を満たしていない．それ以外の期間では利潤最大化を行っていると考えられる．

表 5:  $b_3 = (1 - \lambda)b_6$  に関するワルド検定の結果

期間	$b_3 - (1 - \lambda)b_6$	$H_0 : b_3 - (1 - \lambda)b_6 = 0$	$H_0 : b_3 = (1 - \lambda)b_6$
1980～82	0.014	3.043	○
1981～83	0.024	6.780**	—
1982～84	0.010	1.393	○
1983～85	-0.002	0.039	○
1984～86	0.020	2.246	○
1985～87	0.004	0.070	○
1986～88	-0.016	1.923	○
1987～89	-0.004	0.047	○
1988～90	0.024	1.737	○
1989～91	0.035	3.488	○
1990～92	0.031	1.536	○
1991～93	0.041	4.709*	—
1992～94	0.026	2.562	○
1993～95	0.001	0.003	○
1994～96	0.003	0.017	○
1995～97	-0.015	0.245	○
1996～98	0.006	0.305	○
1997～99	0.016	1.324	○

\*\* 及び \* は，有意水準 1%，5% で帰無仮説を棄却できることを示す．

## 4.3 アヴァーチ・ジョンソン効果の検定

前節までの結果を表6にまとめた。  $0 < \lambda < 1$  及び利潤最大化条件を同時に満たしているのは、1982～84, 1985～87, 1986～88, 1987～89, 1988～90, 1993～95, 1994～96, 1995～97, 1996～98年度の計9期間であるという結果が得られた。つまり、この9期間で、公正報酬率規制下で利潤最大化を行い、資本が過剰となる、アヴァーチ・ジョンソン効果が存在すると考えられる。

表6: アヴァーチ・ジョンソン効果の有無

期間	$0 < \lambda < 1$	$b_3 = (1 - \lambda)b_6$	アヴァーチ・ジョンソン効果
1980～82	—	○	—
1981～83	○	—	—
1982～84	○	○	○
1983～85	—	○	—
1984～86	—	○	—
1985～87	—	○	○
1986～88	○	○	○
1987～89	○	○	○
1988～90	○	○	○
1989～91	—	○	—
1990～92	—	○	—
1991～93	—	—	—
1992～94	—	○	—
1993～95	○	○	○
1994～96	○	○	○
1995～97	○	○	○
1996～98	○	○	○
1997～99	—	○	—

$b_3 = (1 - \lambda)b_6$  を制約として式(12)及び式(16)を推定した結果を表8に示す。また  $\lambda \neq 0$  を制約として式(12)及び式(16)を推定した結果を表9に示す。

#### 4.4 各年度の評価

本研究では、3年を1期間として分析を行っているため<sup>14</sup>、アヴァーチ・ジョンソン効果が1年だけもしくは2年存在しなくとも、すなわち3年のうち1年でも存在していれば、その期間全体においてもアヴァーチ・ジョンソン効果が存在したという結果が得られてしまう可能性がある。逆を言えば、アヴァーチ・ジョンソン効果が、ある1年だけに存在しても、他の2年の影響を受け、3年という期間全体では存在しないという結果も考えられる。そこで、1つの年度が対象となる期間は3つあることから、1つの年度に着目し、その年度が対象となる3期間でアヴァーチ・ジョンソン効果が存在するか確認したものを表7に示す。ここでは、3期間ともにアヴァーチ・ジョンソン効果が存在する年度、3期間のうち2期間でアヴァーチ・ジョンソン効果が存在する年度、3期間のうち1期間だけでアヴァーチ・ジョンソンが存在する年度、そして3期間ともアヴァーチ・ジョンソン効果が存在しない年度の4通りがある。3期間ともにアヴァーチ・ジョンソン効果が存在したという結果が得られたのは、1987、88、95、96年度の計4年間である。他年度でもアヴァーチ・ジョンソン効果が存在した可能性はあるが、その年度が属する3期間全てで存在したわけではないため、これら4年間のいずれかの影響を受けた結果であるとも考えられる。それらの結果を表7に示す。

表7: 年度別アヴァーチ・ジョンソン効果の有無

1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
-	-	△	△	△	△	○			○
1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
△	-	-	△	○			○	△	-

：アヴァーチ・ジョンソン効果あり

○：アヴァーチ・ジョンソン効果あり(2期間)

△：アヴァーチ・ジョンソン効果あり(1期間)

-：アヴァーチ・ジョンソン効果なし

##### 4.4.1 1980～84年度に関して

1980年4月、第2次石油危機による原油価格の値上がりや、為替レートが円安傾向であったことに伴い、電気料金改定が実施された<sup>15</sup>。表7より、1980～84年度の多くは、帰無仮説 $\lambda = 1$ を棄却できない。つまり、アヴァーチ・ジョンソン効果の存在を否定する結果である。 $\lambda = 1$ という状況は、式(4)より、資本コスト $r$ と公正報酬率 $s$ が等しくなることであり、投入要素の選択に無差別となることを示す。また、一度認可された電気料金は、暫定的な変更は行われるもの

<sup>14</sup>料金改定は、原則的に3年を原価計算期間として、予想原価を基に行われる。

<sup>15</sup>北海道電力のみ1980年2月及び1981年10月。

の、新たな改定までの期間は据え置かれる。事業報酬率も同様である。その据え置かれている期間では、レートベースを増大させたとしても、適正利潤である事業報酬額が大きくなる訳ではなく、逆に営業費<sup>16</sup>を増大させてしまい、企業の経営を圧迫してしまう可能性が考えられる。したがって、新たな料金改定までの間、独占企業は、電力需要の変化に対応しつつ、現行の料金体系によって利潤を最大化するような投入要素配分を行うと考えられる。ゆえに、アヴァーチ・ジョンソン効果が生じるとは限らない。そうした傾向を示しているのが、1980～84年度までの期間であると考えられる。

小林(1994)では、1978～81年の原子力発電部門及び、1983～85年の火力発電部門以外の全ての期間(1978～85年)において、効率的な生産が行われていたと結論付けた。このことは、分析対象の違いや生産関数の違いがあるものの、本研究の同期間における結果とアヴァーチ・ジョンソン効果が存在していないという意味で整合的である。

1982～84年度の1期間に関して、この3年間においては、2期間以上でアヴァーチ・ジョンソン効果を確認できた年度がないため、あまり正確なことを述べられないが、1982年度をピークに下落した原油価格による影響が一因ではないかと思われる。

#### 4.4.2 1985～89年度に関して

1988年1月の電気料金改定では、1960年度以降8.0%であった事業報酬率が7.2%へと変更された。この料金改定は、為替レートや金利水準などの動向が不安定であることを考慮され、原価計算期間を1年として行われた。また、消費税導入に伴い、1989年4月に再び料金改定が行われた。表7より、1985～89年度では、1987、88年度にアヴァーチ・ジョンソン効果が存在したとする結果が得られた。料金改定後は、1980～84年度のように、営業費の削減や利潤を増大させることへ繋がると考えられるが、料金改定前は、式(2)を満たす原価算定の際、公正報酬率規制下で利潤を最大化しようと資本過剰になる、つまりアヴァーチ・ジョンソン効果が存在すると考えられる。したがって、1987、88年度にアヴァーチ・ジョンソン効果が存在したとする結果は、この料金改定の実施に起因することを示唆している。

ただし、1985年9月、政府から電力及びガス業界に対して、内需拡大の効果を高めるため設備投資を積み増すようにとする旨の要請があった。これらの要請に応えるため、各電力会社は、1985年度から1988年度まで総額1兆円にのぼる設備投資の追加を行っている。これは、同期間の総設備投資額の約10%に相当する。したがって、この期間にアヴァーチ・ジョンソン効果が存在したとする結果は、アヴァーチ・ジョンソンモデルから導かれる公正報酬率規制による資本過剰だけでなく、社会的な要請による資本過剰が含まれている可能性も考慮に入れておく必要がある。ただし、原油価格の低下や1985年9月のプラザ合意による円高の影響を受け、消費者などからも差益還元のための料金引き下げが要求された<sup>17</sup>。

<sup>16</sup>総括原価算定の際、営業費として認められているのは、人件費、燃料費、修繕費、減価償却費、公租公課などである。

<sup>17</sup>1986年6月、87年1月に差益還元のための暫定的な料金引き下げが行われた。

#### 4.4.3 1990～99年度に関して

1996年1月、電気料金改定が行われた<sup>18</sup>。これは、1995年12月に施工された新しい電気事業法に伴うものであり、総括原価方式の枠組みを維持しつつもヤードスティック査定<sup>19</sup>や燃料費調整制度の導入が図られたこと、新規電源の競争入札制度が導入され、独立系発電事業者が電気事業者に対して電力の供給を開始するなど、電気事業に大きな変革がもたらされた。

表7より、1990～99年度の前半は、アヴァーチ・ジョンソン効果の存在を否定する結果となった。これは、1980～84年度の結果と同様に、帰無仮説 $\lambda = 1$ を棄却できないことから、投入要素の選択に無差別となり、新たな料金改定までの間は、現行の料金による収入で利潤を最大化するような投入要素配分を行ったため、アヴァーチ・ジョンソン効果が存在しなかったと考えられる。

1996年1月の料金改定では、事業報酬率が7.2%から5.25%へと引き下げられた。この料金改定は、為替レートや金利水準などの動向が不安定であることを考慮され、原価計算期間を1年として行われた。表7より、1995、96年度にアヴァーチ・ジョンソン効果が存在したとする結果が得られた。これは、1988年の料金改定の場合と同様に、公正報酬率規制下で利潤を最大化しようとしてレートベースを増大させ、効率的な投入要素配分と比べ、資本過剰になったことを支持するものであると考えられる。しかも、この料金改定では、経営の効率化を図るためヤードスティック査定方式が導入されているにも関わらず、アヴァーチ・ジョンソン効果が存在したという結果になっている。これは、電気事業審議会料金制度部会において、1995年1月に中間取りまとめとして新しい料金制度の方向性が示されてから、10月までの料金申請までの期間が短かったことで、新しい制度に対応する時間的な余裕がなかったと推測できる。

1998年2月の料金改定では、事業報酬率が5.25%から4.4%へと引き下げられた。表7より、1998年度前後では、料金改定に伴うアヴァーチ・ジョンソン効果の存在を否定する結果となったことが判る。1996年から実施された新しい料金制度では、ヤードスティック査定方式が導入されただけでなく、経営効率化計画及び料金の定期的評価が行われるようになった。これは、次回の料金改定に影響を及ぼす。また、1990年代半ばから、電気料金などの国際的な比較に対する社会の関心が高まり、電力自由化が議論されるようになった。このような情勢を背景に、各社の資本費の抑制が図られたことで、アヴァーチ・ジョンソン効果が存在しなかったと考えられる。

## 5 結論

本研究によって得られたことを以下に示す。

- ・日本の電気事業において、アヴァーチ・ジョンソン効果が存在したことを明らかにした。
- ・アヴァーチ・ジョンソン効果の存在が、料金改定の時期と重なることを明らかにした。
- ・料金改定後は、アヴァーチ・ジョンソン効果が存在しないことを明らかにした。

<sup>18</sup>1993年11月、94年10月、95年7月に暫定的な料金引き下げが行われた。

<sup>19</sup>ヤードスティック査定方式では、原価項目を電源設備、非電源設備、一般経費の3分野に分け、各社の単価水準及び変化率を用いて、それぞれの効率化度合いが比較される。そして、この査定の評価に応じて、申請原価が減額される。電気事業講座編集委員会(1997)参照。

表 8:  $b_3 = (1 - \lambda)b_6$  を制約とした式 (12) 及び式 (16) の推定結果

$$\mu_K = b_1 + b_2 \log K + b_3 \log F + b_4 \log L + \lambda Z \quad (b_3 = (1 - \lambda)b_6)$$

$$\mu_F = b_5 + b_6 \log K + b_7 \log F + b_8 \log L$$

期間	Coefficient of								Adjusted $R^2$		
	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_4$	$b_5$	$b_6$	$b_7$	$b_8$	$\lambda$	$\mu_K$	$\mu_F$
1980 ~ 82	-0.021 (0.036)	-0.014 (0.009)	-0.0042 (0.009)	0.023** (0.009)	0.874** (0.183)	-0.174** (0.041)	0.133** (0.022)	0.052 (0.046)	0.976** (0.015)	0.991	0.724
1981 ~ 83	-0.074* (0.037)	0.012 (0.009)	-0.0064 (0.009)	-0.006 (0.009)	0.631** (0.217)	-0.144** (0.045)	0.104** (0.024)	0.063 (0.047)	0.956** (0.017)	0.988	0.673
1982 ~ 84	-0.052 (0.034)	0.010 (0.009)	-0.0046 (0.009)	-0.008 (0.009)	0.521* (0.229)	-0.127** (0.046)	0.090** (0.024)	0.063 (0.046)	0.964** (0.018)	0.990	0.629
1983 ~ 85	-0.080* (0.040)	0.014 (0.011)	-0.0041 (0.011)	-0.012 (0.011)	0.708** (0.226)	-0.145** (0.045)	0.111** (0.024)	0.046 (0.047)	0.972** (0.019)	0.987	0.593
1984 ~ 86	-0.106 (0.070)	0.015 (0.017)	-0.0020 (0.017)	-0.015 (0.017)	1.042** (0.297)	-0.198** (0.063)	0.122** (0.027)	0.077 (0.069)	0.990** (0.023)	0.968	0.495
1985 ~ 87	-0.201* (0.091)	0.038 (0.024)	-0.0076 (0.027)	-0.032 (0.027)	0.724** (0.276)	-0.114* (0.060)	0.099** (0.024)	0.006 (0.067)	0.933** (0.040)	0.944	0.392
1986 ~ 88	-0.394** (0.092)	0.102** (0.021)	0.0006 (0.023)	-0.113** (0.023)	0.267 (0.148)	0.003 (0.029)	0.078** (0.014)	-0.105** (0.033)	0.786** (0.046)	0.968	0.615
1987 ~ 89	-0.400** (0.096)	0.106** (0.022)	0.0053 (0.024)	-0.121** (0.024)	0.112 (0.137)	0.020 (0.024)	0.073** (0.015)	-0.107** (0.030)	0.731** (0.051)	0.967	0.616

1988～90	-0.362** (0.107)	0.088** (0.025)	0.0044	-0.099** (0.027)	0.064 (0.178)	0.021 (0.033)	0.077** (0.017)	-0.108** (0.037)	0.787** (0.061)	0.964	0.599
1989～91	-0.232 (0.121)	0.035 (0.029)	-0.0051	-0.028 (0.029)	0.551* (0.253)	-0.106* (0.052)	0.091** (0.020)	0.022 (0.049)	0.951** (0.046)	0.941	0.627
1990～92	0.013 (0.136)	-0.025 (0.032)	0.0003	0.031 (0.031)	0.738** (0.249)	-0.155** (0.052)	0.089** (0.022)	0.079 (0.050)	1.002** (0.045)	0.919	0.584
1991～93	0.171 (0.131)	-0.067* (0.031)	0.0037	0.074* (0.029)	0.729** (0.203)	-0.143** (0.042)	0.088** (0.019)	0.062 (0.043)	1.026** (0.051)	0.886	0.591
1992～94	0.033 (0.106)	-0.033 (0.026)	-0.0073	0.052* (0.025)	0.624** (0.183)	-0.119** (0.037)	0.073** (0.018)	0.052 (0.038)	0.939** (0.054)	0.887	0.530
1993～95	-0.110 (0.097)	0.009 (0.024)	-0.0119	0.009 (0.023)	0.525** (0.163)	-0.095** (0.033)	0.067** (0.016)	0.031 (0.033)	0.874** (0.054)	0.913	0.492
1994～96	-0.426* (0.197)	0.133** (0.045)	-0.0260	-0.119** (0.046)	0.347* (0.141)	-0.057** (0.029)	0.057 (0.016)	0.001 (0.032)	0.542** (0.097)	0.701	0.382
1995～97	-0.488** (0.171)	0.169** (0.039)	-0.0357	-0.153** (0.038)	0.408** (0.124)	-0.069** (0.025)	0.057** (0.018)	0.012 (0.030)	0.479** (0.078)	0.807	0.276
1996～98	-0.316** (0.069)	0.074** (0.017)	-0.0048	-0.077** (0.019)	0.303 (0.183)	-0.043 (0.040)	0.046* (0.020)	-0.003 (0.045)	0.889** (0.052)	0.952	0.201
1997～99	-0.188* (0.089)	0.022 (0.020)	-0.0003	-0.019 (0.022)	0.250 (0.224)	-0.032 (0.048)	0.041 (0.024)	-0.011 (0.045)	0.990** (0.058)	0.929	0.163

()内は標準偏差を示す。

\*\*及び\*は、推定係数がそれぞれ1%、5%で統計的に有意であることを示す。

表9:  $\lambda \neq 0$  を制約とした式(12)及び式(16)の推定結果

$$\mu_K = b_1 + b_2 \log K + b_3 \log F + b_4 \log L + \lambda Z \quad (\lambda \neq 0)$$

$$\mu_F = b_5 + b_6 \log K + b_7 \log F + b_8 \log L$$

期間	Coefficient of								Adjusted $R^2$		
	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_4$	$b_5$	$b_6$	$b_7$	$b_8$	$\lambda$	$\mu_K$	$\mu_F$
1980 ~ 82	-0.019 (0.036)	-0.005 (0.010)	0.002 (0.004)	0.005 (0.013)	0.882** (0.183)	-0.179** (0.041)	0.130** (0.022)	0.062 (0.046)	0.934** (0.026)	0.991	0.725
1981 ~ 83	-0.032 (0.039)	0.020* (0.009)	0.005 (0.005)	-0.033** (0.012)	0.681** (0.218)	-0.161** (0.046)	0.101** (0.024)	0.088 (0.048)	0.882** (0.028)	0.989	0.676
1982 ~ 84	-0.032 (0.039)	0.014 (0.009)	0.000 (0.005)	-0.020 (0.012)	0.564** (0.235)	-0.136** (0.047)	0.093** (0.025)	0.069 (0.047)	0.926** (0.032)	0.990	0.629
1983 ~ 85	-0.091* (0.044)	0.016 (0.011)	-0.006 (0.005)	-0.012 (0.013)	0.670** (0.236)	-0.138** (0.047)	0.107** (0.025)	0.044 (0.047)	0.971** (0.032)	0.987	0.593
1984 ~ 86	-0.109 (0.065)	0.029 (0.016)	0.004 (0.007)	-0.039* (0.019)	1.079** (0.317)	-0.203** (0.065)	0.127** (0.031)	0.076 (0.069)	0.918** (0.039)	0.973	0.495
1985 ~ 87	-0.217* (0.101)	0.046 (0.024)	-0.007 (0.009)	-0.042 (0.028)	0.698* (0.321)	-0.109 (0.069)	0.097** (0.027)	0.003 (0.070)	0.902** (0.055)	0.946	0.392
1986 ~ 88	-0.432** (0.090)	0.105** (0.020)	-0.005 (0.007)	-0.109** (0.021)	0.018 (0.246)	0.061 (0.055)	0.070** (0.016)	-0.159** (0.054)	0.814** (0.045)	0.969	0.631
1987 ~ 89	-0.404** (0.098)	0.106** (0.022)	0.004 (0.008)	-0.120** (0.024)	0.065 (0.270)	0.031 (0.059)	0.071** (0.017)	-0.117* (0.057)	0.738** (0.052)	0.967	0.616

1988～90	-0.328** (0.106)	0.089** (0.024)	0.012 (0.008)	-0.110** (0.025)	0.364 (0.299)	-0.046 (0.063)	0.089** (0.020)	-0.051 (0.059)	0.736** (0.058)	0.963	0.615
1989～91	-0.175 (0.123)	0.045 (0.028)	0.014 (0.011)	-0.064* (0.031)	0.601* (0.255)	-0.117* (0.052)	0.093** (0.020)	0.031 (0.049)	0.820** (0.071)	0.945	0.628
1990～92	0.021 (0.135)	-0.010 (0.033)	0.014 (0.014)	-0.004 (0.039)	0.743** (0.249)	-0.156** (0.052)	0.090** (0.022)	0.079 (0.050)	0.893** (0.089)	0.922	0.584
1991～93	0.158 (0.119)	-0.038 (0.029)	0.020 (0.011)	0.021 (0.033)	0.750** (0.204)	-0.145** (0.042)	0.093** (0.020)	0.058 (0.044)	0.855** (0.074)	0.901	0.591
1992～94	0.065 (0.107)	-0.025 (0.024)	0.005 (0.011)	0.028 (0.026)	0.684** (0.191)	-0.130** (0.038)	0.079** (0.019)	0.056 (0.038)	0.837** (0.066)	0.895	0.531
1993～95	-0.109 (0.108)	0.009 (0.024)	-0.012 (0.010)	0.009 (0.024)	0.528** (0.181)	-0.096** (0.037)	0.067** (0.016)	0.031 (0.035)	0.871** (0.059)	0.913	0.492
1994～96	-0.415 (0.213)	0.132** (0.047)	-0.024 (0.019)	-0.119** (0.046)	0.365 (0.199)	-0.061 (0.041)	0.057** (0.017)	0.004 (0.041)	0.540** (0.097)	0.701	0.382
1995～97	-0.507** (0.175)	0.173** (0.039)	-0.039** (0.015)	-0.153** (0.038)	0.309 (0.236)	-0.047 (0.051)	0.053** (0.020)	-0.007 (0.049)	0.481** (0.078)	0.807	0.280
1996～98	-0.289** (0.085)	0.068** (0.021)	-0.001 (0.009)	-0.075** (0.019)	0.391 (0.244)	-0.063 (0.053)	0.052* (0.023)	0.011 (0.052)	0.895** (0.052)	0.953	0.204
1997～99	-0.111 (0.112)	0.001 (0.027)	0.017 (0.015)	-0.015 (0.022)	0.312 (0.231)	-0.045 (0.049)	0.051 (0.026)	-0.008 (0.045)	1.023** (0.064)	0.931	0.164

()内は標準偏差を示す。

\*\* 及び \* は、推定係数がそれぞれ1%, 5%で統計的に有意であることを示す。

## 謝辞

本論文を終えるにあたり、御指導賜りました東京大学大学院経済学研究科金本良嗣教授、国際基督教大学八田達夫教授に深く感謝致します。また、研究の指針について御助言頂いた東京大学大学院経済学研究科田淵隆俊助教授には、深く御礼申し上げます。本論文の作成に様々な御協力を頂いた金本、八田研究室の皆様並びに都市経済ワークショップの皆様には、御礼申し上げます。最後に、31室(院生研究室433号室)の皆様並びに近経グループ修士2年の皆様にも大変お世話になりました。感謝の念に堪えません。

## 参考文献

- Averch, Harvey and Leland L. Johnson (1962) "Behavior of the Firm Under Regulatory Constraint." *The American Economic Review*. Vol. 52. No. 5. pp. 1052–1069.
- Baumol, William J. and Alvin K. Klevorick (1970) "Input choices and rate-of-return regulation: an overview of the discussion." *The Bell Journal of Economics and Management Science*. Vol. 1. No. 2. pp. 162–190.
- Boyes, William J. (1976) "An Empirical Examination of the Averch-Johnson Effect." *Economic Inquiry*. Vol. 14. pp. 25–35.
- Courville, Leon (1974) "Regulation and efficiency in the electric utility industry." *The Bell Journal of Economics and Management Science*. Vol. 5. No. 1. pp. 38–52.
- Nelson, Randy A. and Mark E. Wohar (1983) "Regulation, Scale Economies, and Productivity in Steam-Electric Generation." *International Economic Review*. Vol. 24. No. 1. pp. 57–79.
- Nemoto, Jiro, Yasuo Nakanishi, and Seishi Madono (1993) "Scale Economies and Over-Capitalization in Japanese Electric Utilities." *International Economic Review*. Vol. 34. No. 2. pp. 431–440.
- Spann, Robert M. (1974) "Rate of Return Regulation and Efficiency in Production: An Empirical Test of the Averch-Johnson Thesis." *The Bell Journal of Economics and Management Science*. Vol. 5. No. 1. pp. 53–74.
- Tawada, Makoto and Seiichi Katayama (1990) "On the Technical Efficiency Under Regulation: A Case for the Japanese Electric Power Industry." *The Economic Studies Quarterly*. Vol. 41. No. 1. pp. 34–47.
- トレイン (1998) 『最適規制 - 公共料金入門 -』文眞堂。山本哲三・金沢哲雄 監訳。
- 熊倉修・大山達雄 (1981) 「Translog 型生産関数理論の電気事業への適用」『電力中央研究所報告』第 580004 号。
- 小林千春 (1994) 「公正報酬率規制と生産の効率性-日本の電力産業に関する Averch-Johnson 効果の実証分析-」『六甲台論集』第 41 巻，第 3 号，31–44 頁。
- 大島堅一 (2000) 「有価証券報告書総覧に基づく発電単価の推計」『高崎経済大学論集』第 43 巻，第 1 号，45–78 頁。

電気事業講座編集委員会 (編) (1997) 『電気料金』 電気事業講座, 第 6 巻, 電力新報社 .

渡辺尚史・北村美香 (1998) 「わが国電気事業の長期費用構造の分析」 『電力中央研究所報告』 第 Y97016 号 .

服部徹 (1997) 「公正報酬率規制下の要素投入構造 - 電気事業を対象とした実証分析の展望 - 」 『電力経済研究』 第 38 号, 57-66 頁 .