

国・本館

報告番号	乙第	5107	号
------	----	------	---

生産関数と生産要素需要モデルの  
応用に関する研究

根本 二郎

名古屋大学図書	
和	1253562

## 目次

序言 .....	1
第1章 生産要素需要モデルの発展 .....	4
1. はじめに .....	4
2. 静学的生産要素需要モデル .....	4
3. 可変要素需要モデル .....	7
4. 動学的生産要素需要モデル .....	9
5. おわりに .....	12
第2章 エネルギーと非エネルギー生産要素の間の代替 可能性 - 静学モデルの応用 .....	16
1. はじめに .....	16
2. データと分析対象の選定 .....	16
3. 資本とエネルギーの代替・補完論争 .....	17
4. 仮説 I ~ III とデータの性質 .....	20
5. 多重CES型生産関数モデル .....	22
6. タイプの決定 .....	26
7. 計測結果 .....	29
8. 比較 .....	32
9. おわりに .....	36
第3章 電気事業の規模の経済性の計測 - 可変要素需要モデルの応用 1 .....	46
1. はじめに .....	46
2. モデル .....	47
3. モデルの特定化とデータ .....	50
4. 推定結果 .....	52
5. おわりに .....	57

第3章付論	電気事業の規模の経済性：展望	63
1.	はじめに	63
2.	規模の経済性とその計測方法	63
3.	アメリカの電気事業の規模の経済性	64
4.	日本の電気事業の規模の経済性	67
5.	おわりに	71
第4章	最適社会資本水準の計測	
	－ 可変要素需要モデルの応用2	75
1.	はじめに	75
2.	モデル	76
3.	計測方法	80
4.	結果	83
5.	おわりに	88
第5章	トービンの平均 $q$ アプローチに基づく動学的 生産要素需要システム－動学モデルの応用1	95
1.	はじめに	95
2.	モデル	96
3.	データ	100
4.	推定結果	102
5.	おわりに	105
第6章	電気事業の設備投資行動モデル	
	－ 動学モデルの応用2	113
1.	はじめに	113
2.	エーベル型投資関数	114
3.	実証モデル	116
4.	推定結果およびシミュレーション	118
5.	おわりに	121

第7章 資本ストックに調整費用が存在する場合の 経済成長要因指数	
－ 非パラメトリック・アプローチの応用 .....	126
1. はじめに .....	126
2. 方法 .....	126
3. 計測結果 .....	131
4. おわりに .....	133

## 序言

経済学の理論が生産を扱う場合、最も基本的な方程式はインプットとアウトプットの技術的關係を記述する生産関数である。生産活動に関わる様々な経済現象が生産関数のパラメータを介して説明され、また数多くの政策的命題が生産関数の形状を条件として述べられる。したがって実証研究においては、生産関数、あるいはそれと同等な双対表現である費用関数や利潤関数を推定することが大きな課題となる。そこで本研究は、様々な問題に応じて生産関数（ないしその双対形）がいかにかに推定され、それに基づく分析がいかにかに成されるかを検討し、かつ分析によって得られた結果を報告するものである。

生産関数のパラメータに関わる推定問題は、計量経済分析の歴史の中で最初期から取り組まれてきたもののひとつであるが、計量経済学の理論と計算機の飛躍的進歩のおかげで、今日では数多くのアプローチが利用可能である。分析者は、対象とすべき問題やデータの性質に応じて、それらの中から最適なものを選択することができる。いま、そうした選択肢を便宜的に、直接推定、生産要素需要モデル、非パラメトリック・アプローチの三種のカテゴリーに分類してみたい。直接推定というのは、文字どおり生産関数をそのまま推定することを指す。生産関数は観測可能な変数だけで構成されるので、関数型さえ特定化すればこれを直接に推定することが可能である。たとえばコブ・ダグラス型生産関数は、観察されたインプットとアウトプットに直接あてはめることができるし、非線形回帰モデルの考え方をういればCES型生産関数も直接推定できる。しかし、1970年代以降、そうした比較的単純な関数形を越えて分析の適用範囲を拡大する動きが本格化する。直接推定アプローチの限界は、複数のアウトプットが扱えないこと、インプットも事実上二つまでに限定されること、および想定されている理論モデルとの整合性をどう保証するかという問題にある。

これに対して生産要素需要モデルでは、生産関数ないし費用、利潤関数を、複数のアウトプットの供給方程式、多数のインプットの需要方程式と共に体系推定するという方法を取る。これによって扱えるインプットとアウトプットの数に関する制約が大幅に緩和されただけでなく、想定している理論モデルに応じて導出されるアウトプット供給方程式やインプット需要関数を共に推定することで、より直接的な明快さをもって理論モデルをテストすることができるようになった。1973年の第一次石油危機は、資本、労働に加えてインプットとしてのエネルギーに対する関心を高めたが、同時に生産要素需要モデルに格好の応用問題を提供するものであった。エネルギーを生産要素として含む生産関数の実証研究が多数行われ、その中から様々な生産要素需要モデルが開発された。特に、すべてのインプット投入量の調整が瞬時に行われる静学的生産要素需要モデルに対して、調整に時間を要するイン

プットの存在を許す可変要素需要モデルが開発された。また、準固定要素の調整経路もモデルに含むのが動学的生産要素需要モデルである。これは、変数の将来の値に対する期待形成の取り扱いによって、さらに多くのバリエーションがある。

こうした生産要素需要モデルの精緻化は、他方では、理論から要請される非線形制約の下で多数のパラメータを推定するという実証研究上厄介な作業を不可避とする。実際、ミクロ理論と完全に整合的な生産要素需要モデルを得ることは必ずしも容易でなく、無理に条件に適合するモデルを探索することは、データに straight jacket を着せることだという批判をしばしば受ける。また、大量のマイクロデータが利用できる場合を除き、限られた大きさの標本によって多数のパラメータを推定することは、大標本理論に基づく推定量の妥当性を損なう危険性も大きい。そのため、非パラメトリックかつ非計量経済学的なアプローチも途切れることなく用いられてきた。これには、成長会計やTFPを利用するもの、指数理論を応用するもの、顕示選好理論の考え方をデータ分析に使えるようにしたものがある。

本研究は、こうした多くのアプローチの中のいくつかのものについて、それが実際のデータに対してどのように適用されるかを示す。ここでは直接推定法は除き、五つの生産要素需要モデルと一つの非パラメトリック・アプローチの適用例を取り上げる。それぞれが扱うトピックスは、一見して相互に何の関係もないように見えるが、いずれも生産関数の実証的な取り扱いに関する共通の枠組みを実証分析の方法として持っている。まず第1章では、生産要素需要モデル全体について簡単に概観し、続く2章から7章までで用いられる各モデルの位置づけを明らかにする。第2章では、多重CES型生産関数を用いた静学的生産要素需要モデルによって、製造業の資本とエネルギーの間の代替可能性を計測し、資本とエネルギーの代替・補完をめぐる論争に新しい視点を加える。第3章と第4章は可変要素モデルを用いた研究で、3章ではわが国の電気事業の規模の経済性を計測し、従来通説に反してわが国の電気事業が必ずしも規模の経済性を享受していないことを示す。第4章では、社会的割引率の公式をわが国の製造業に適用し、実際の社会資本ストックと最適な資本ストックの水準の時系列的な推移を明らかにする。第5章と第6章は、動学的生産要素需要モデルによる分析である。第5章では、トービンの平均 $q$ の利用によって資本のオイラー方程式の推定を回避した形の動学的生産要素需要モデルを用い、静学的生産要素需要モデルから得られた結果の妥当性を検討する。第6章では、電気事業の設備投資関数を、合理的期待形成の下でオイラー方程式から誘導した方程式に非線形3段階最小2乗法を適用することによって推定する。第7章は、6章までと異なり、従来の非パラメトリック・アプローチに動学的調整の要素を導入して拡張した新しい方法によって経済成長の要因分解を行う。韓国の経済成長を要因分解し、韓国の経済成長が生産性効果と資本ストックの蓄積というサプライサイドの充実に支えられたものであること、そしてそれがGNP成長率では必ずしも明確に見えないことを示す。

本研究を進める過程で、多くの諸先生ならびに先輩、同僚から貴重な指導と助言を頂いた。特に、名古屋大学経済学部と同研究科を通じて指導教官であった木下宗七名古屋大学経済学部教授には、研究科の大学院生として研究を始める段階から今日に至るまで、一貫したご指導と激励を頂いており心から感謝している。また、斉藤光雄帝塚山学院大学教授、豊田利久神戸大学教授、新庄浩二神戸大学教授、北坂真一神戸大学助教授、吉岡完治慶応大学教授、伴金美大阪大学教授、小川一夫大阪大学助教授、中村慎一郎早稲田大学教授、伊藤成康武蔵大学教授、松川勇武蔵大学助教授、室田泰弘先生（湘南エコノメトリクス）、ロドニー・ステューブソン教授（ウィスコンシン大学）をはじめとする方々からは、本研究に対し有益かつ具体的なコメント、批判を頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。本研究の基礎となる論文のいくつかは、中西泰夫帝塚山学院大学助教授、真殿誠志専修大学助教授、河村真法政大学助教授、釜田公良中京大学助教授との共同研究によっている。共同研究を通じて多くのことを学ばせていただいたが、共同研究の成果を本研究の一部としてとりまとめることに承諾をいただいたこととあわせ、各氏に感謝の意を表したい。さらに、本研究の計算作業の大部分は、名古屋大学大型計算機センターで行った。本研究は、同センターの提供する資源とサービスに非常に多くのものを依存している。それはハードウェアばかりではなくソフトウェアについても、たとえば、第3章では電気事業の最適資本ストックを求める数値計算で、同センターの研究開発部で二宮市三教授（当時）を中心に開発され学会で高い評価を得ているFORTRANライブラリー「NUMPACK」(Nagoya University Mathematical Package) を利用している。このようなすぐれた計算機環境が利用可能でなければ、本研究を進めることは困難であったろう。ここに改めて、同センターとそのスタッフの方々にお礼申し上げたい。最後に、名古屋大学経済学部卒業生の佐原可奈子さんに、面倒な数式、図表を含む原稿のワープロ入力をお願いした。彼女の努力がなければ、こうして無事印刷を完了することはできなかつたであろう。いくつかの図表については、どうやって入力されたのかいまだに私にはわからない。

# 第1章 生産要素需要モデルの発展

## 1. はじめに

この章では生産要素需要モデルの発展を概観し、本研究で用いられる分析方法の特徴と位置づけを明らかにする。また、最後の節では、分析法の選択について議論する。網羅的な文献サーベイを意図したものではないので、本研究以外に膨大に存在する応用研究の紹介は原則として行っていない。わが国の実証研究における生産要素需要モデルのサーベイについては、木下・根本・北坂(1993)のIV節を参照のこと。

## 2. 静学的生産要素需要モデル

生産要素需要モデルでは、生産技術の構造パラメータを識別するのに生産要素需要関数を用いる。生産要素需要関数の導出には双対アプローチが便利であるので、生産関数そのものでなくそれに双対な費用関数や利潤関数が特定化されることが多い。その際に、生産関数から費用関数ないし利潤関数への双対変換がどのような仮定の上で成されるかによって、静学的生産要素需要モデル（以下静学モデル）、動学的生産要素需要モデル（以下動学モデル）、可変要素需要モデルが区別され、動学モデルは期待変数に関する仮定によりさらにいくつかに分類される。

まず、静学モデルでは、すべての生産要素の投入量が常に最適な水準に調整され得ると仮定する。生産要素ベクトルを  $x=(x_1, \dots, x_n)'$ 、これに対応する要素価格ベクトルを  $p=(p_1, \dots, p_n)'$ 、生産量を  $Q$ 、生産関数を  $F(x)$  とする。静学モデルでは、所与の  $Q$  を生産するのに費用が最小になるような  $x$  が選択される。よって、費用関数  $C(p, Q)$  と生産関数は次のような関係を持つ。

$$C(p, Q) = \min_x \{p'x \mid Q \leq F(x)\} \quad (1)$$

あるいは、 $Q$  が所与でなく利潤を最大にするように  $x$  と  $Q$  が選択されると仮定する時は、利潤関数  $\Pi(\hat{p})$  を

$$\Pi(\hat{p}) = \max_{x, Q} \{Q - \hat{p}'x \mid Q \leq F(x)\} \quad (2)$$

によって定式化する。ただし、 $p_0$  をアウトプットの価格とし、 $\hat{p}=p/p_0$  である。生産要素需要関数は、費用関数の場合は Shephard の補題によって  $x(p, Q)=\partial C/\partial p$ 、利潤関数の場合は Hotelling の補題によって  $x(\hat{p})=-\partial \Pi/\partial \hat{p}$  のように得られるから、 $C(p, Q)$  ないし  $\Pi(\hat{p})$  を具体的に特定化すれば生産要素需要モデルを  $C(p, Q)$  または  $\Pi(\hat{p})$  と要素需要関数  $x(p, Q)$  ないし  $x(\hat{p})$  によって構成することができる。

たとえば、CES型生産関数の場合、生産関数

$$Q = \gamma \left[ \sum_{i=1}^n \delta_i x_i^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}}, \quad \sum_{i=1}^n \delta_i = 1, \quad m > 0, \quad \gamma > 0, \quad \rho > -1 \quad (3)$$

に対して双対変換(1)を行うと、次のように費用関数が得られる。

$$C = \left[ \sum_{i=1}^n \delta_i p_i^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} Q^m, \quad \sigma = \frac{1}{1+\rho} \quad (4)$$

(4)に対してShephardの補題を使って $x_i$ と $x_j$ の要素需要比率を求めると

$$\ln \frac{x_i}{x_j} = \sigma \frac{\delta_i}{\delta_j} - \sigma \ln \frac{p_i}{p_j}, \quad i, j = 1, 2, \dots, n, \quad i \neq j \quad (5)$$

であるから、パラメータ  $\delta_i, p_i$  の推定値を得るには(5)を体系推定すればよい。つまり、静学的生産要素需要モデルを利用すれば、CES型生産関数のパラメータ推定値を得るのに非線形回帰を用いる必要がない。

CES型に基づく静学モデルはこのように推定式が単純な形になるが、一方で生産技術に少なからぬ制約が課されている。第一に、(5)式に $Q$ が現れないことからわかるように、CES型生産関数ではホモセティシティが仮定される。また第二に、アレンの偏代替弾力性は、どの生産要素のペアについても等しく $\sigma$ となる。すべての生産要素のペアが補完的にはなり得ないことを想起すれば、このことはすべての要素が代替的、すなわち補完的な関係の存在を先験的に排除することになる。

こうした制約を回避するために、二通りの方法がある。ひとつは、生産要素間に分離可能性を仮定し、生産関数（あるいは費用関数、利潤関数）を互いに分離可能な要素からなる副関数に分割した上で、個々の副関数を独立の要素需要モデルとして推定していく方法である。第2章でエネルギーと非エネルギー生産要素の間の代替・補完関係の計測に用いている多重CES型生産関数は、この考え方に基づく定式化である。これに対して、分離可能性を仮定することなく、かつ先験的な制約を避けるために考案されたのが、二階までのテーラー級数近似による伸縮的関数型である。この方法では、推定式がCES型によるものより複雑になることは避けられないが、それでも十分に操作可能な要素需要モデルを構成することができる。

たとえば、次のような二次形式型の生産関数

$$Q = \alpha_0 + \alpha'x + \frac{1}{2}x'Bx \quad (6)$$

(ただし、 $\alpha$ は $n \times 1$ パラメータベクトル、 $B$ は $n \times n$ パラメータ行列)は伸縮的関数型の一つであるが、双対変換(2)によって利潤関数

$$\Pi = -\alpha_0 + \frac{1}{2}(\hat{p} - \alpha)'B^{-1}(\hat{p} - \alpha) \quad (7)$$

に変換される。(7)に対してHotellingの補題を適用すれば、要素需要関数

$$x = B^{-1}\alpha - B^{-1}\hat{p} \quad (8)$$

を得る。今度は、生産要素需要モデルは(7)と(8)により構成される。利潤関数(7)ではなくて生産関数(6)と(8)を推定することも不可能ではないが、その場合には同時方程式を推定することになるので計量経済学的により難しい推定となる。第4章では、(7)(8)に社会資本ストックを固定要素として導入したモデルを推定し、社会資本の最適水準を計測している。その際、最適社会資本の計測に生産関数のパラメータが必要となるので、推定した利潤関数(7)から生産関数(6)を識別するという作業を行っている。

しかし、そうした必要がある場合を除けば、費用関数ないし利潤関数と生産関数の明示的な関係は必ずしも必要なわけではない。第2章で行う要素間の代替弾力性の計測や第3章の目的である規模の経済性の判定等では、費用関数のパラメータが得られれば十分である。そのような場合に最もよく用いられているのがトランスログ型費用関数モデルである。トランスログ型費用関数は、

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \alpha' \ln p + \alpha_Q \ln Q + \frac{1}{2}(\ln p)'B(\ln p) \\ & + \beta_Q(\ln p)(\ln Q) + \frac{1}{2}\beta_{QQ}(\ln Q)^2 \end{aligned} \quad (9)$$

と書ける。ただし、 $\alpha_0$ と $\beta_{QQ}$ は定数、 $\alpha$ と $\beta_Q$ は $n \times 1$ ベクトル、 $B$ は $n \times n$ の対称行列、また $\ln p = (\ln p_1, \ln p_2, \dots, \ln p_n)'$ である。Shephardの補題より、要素需要関数はコストシェアの形で

$$S = \alpha + B \ln p + \beta_Q \ln Q \quad (10)$$

となる。ただし、 $S = (S_1, S_2, \dots, S_n)'$ 、 $S_i = p_i x_i / C$ である。推定は(9)と(10)を体系推定する。コストシェア $S_i$ は合計すると1になるので、 $n$ 本のコストシェア式のうち1本は独立でない。そのため、推定は(10)のうちの $n-1$ 本のコストシェア式と費用関数

(9)を体系推定する。推定に最尤法を用いるならば、最尤法のinvariance特性よりど  
 のコストシェア式を落とすかは結果に影響しない。

費用関数(9)に対して双対な生産関数を明示的に導くことは不可能であるが、代替  
 弾力性や規模の弾性値は(9)のパラメータから容易に得られる。特に、第*i*要素と第  
*j*要素間のアレンの偏代替弾力性を $\sigma_{ij}$ とすると、これは(9)式のトランスログ型費  
 用関数のパラメータ $B=(\beta_{ij})$ から

$$\begin{aligned} \sigma_{ij} &= \frac{\beta_{ij} + S_i S_j}{S_i S_j} & i \neq j, \quad i, j = 1, 2, \dots, n \\ \sigma_{ii} &= \frac{\beta_{ii} - S_i + S_i^2}{S_i} & i = j, \quad i, j = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (11)$$

によって、極めて容易に計測できる。これがトランスログ・モデルを普及させる一  
 つの大きな要因となった。

### 3. 可変要素需要モデル

静学的生産要素需要モデルでは、すべての生産要素が瞬時に最適な投入量に調整  
 可能であること、つまりすべての要素が可變的であることを前提にしていた。しか  
 し、この前提が明らかに不適當である場合も少なくない。第3章では電気事業の費用  
 関数を推定して規模の経済性を検討しているが、電気事業の資本の主要部分は建設  
 に数年を要するような発電所をはじめ、可變要素とは考え難い大規模設備から成っ  
 ている。

そこで、生産要素をすべて可變的とするのではなく、少なくとも短期的には最適な  
 水準に調整されない準固定要素の存在を認め、双対変換(1)ないし(2)を修正して可  
 變費用関数ないし可變利潤関数を定式化することを考える。生産要素を準固定要素  
 と可變要素に区別して、可變要素ベクトルを  $x=(x_1, \dots, x_n)'$ 、準固定要素ベクトルを  
 $z=(z_{n+1}, \dots, z_n)'$ 、可變要素価格ベクトルを  $p_x=(p_1, \dots, p_n)'$  とすれば、可變費用関  
 数は

$$VC(p, z, Q) = \min_x \{ p_x' x \mid Q \leq F(x, z) \} \quad (12)$$

また可變利潤関数は

$$\pi(\hat{p}_x, z) = \max_{x, Q} \{ Q - \hat{p}_x' x \mid Q \leq F(x, z) \} \quad (13)$$

によって定義できる。ただし、 $\hat{p}_x = p_x / p_0$  である。可變費用関数(12)に対して  
 Shephardの補題を適用するか、可變利潤関数(13)に対してHotellingの補題を適用す

れば可変要素需要関数が得られる。この可変要素需要関数と、可変費用関数または可変利潤関数との組み合わせで構成される方程式体系が、静学的生産要素需要モデルに代わる可変要素需要モデルである。

たとえば、可変費用関数をトランスログ型で

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \alpha'_x \ln p_x + \alpha'_z \ln z + \alpha_Q \ln Q \\ & + \frac{1}{2} (\ln p_x)' B_{xx} (\ln p_x) + \frac{1}{2} (\ln z)' B_{zz} (\ln z) + (\ln p_x)' B_{xz} (\ln z) \\ & + \beta'_{Qx} (\ln p_x) (\ln Q) + \beta'_{Qz} (\ln z) (\ln Q) + \frac{1}{2} \beta_{QQ} (\ln Q)^2 \end{aligned} \quad (14)$$

のように特定化したとする。ここで、 $\alpha_0$ 、 $\alpha_Q$ と $\beta_{QQ}$ は定数、 $\alpha_x$ と $\beta_{Qx}$ は $m \times 1$ ベクトル、 $\alpha_z$ と $\beta_{Qz}$ は $(n-m) \times 1$ ベクトル、 $B_{xx}$ は $m \times m$ 対称行列、 $B_{zz}$ は $(n-m) \times (n-m)$ 対称行列、 $B_{xz}$ は $m \times (n-m)$ 行列である。Shephardの補題より可変要素需要関数は

$$S_x = \alpha_x + B_{xx} \ln p_x + B_{xz} \ln z + \beta_{Qx} \ln Q \quad (15)$$

となる。ただし、 $S_x$ は可変コストシェアのベクトルで、 $S_x = (p_1 x_1 / p_x' x, p_2 x_2 / p_x' x, \dots, p_m x_m / p_x' x)'$ である。可変要素需要モデルのパラメータは(14)と(15)式を体系推定することで得られる。第3章では、電気事業に対してその資本の固定性を考慮し、資本を準固定要素、燃料と労働を可変要素とするトランスログ型可変要素需要モデルを定式化し推定している。

可変要素需要モデルでは、準固定要素に対してはその需要関数を考えないことから、社会資本のように生産者がその投入量を決められないような生産要素を扱うのにも適している。第4章では、社会資本の(社会的に)最適な水準を計測するために、社会資本を含む生産関数を推定している。しかし、社会資本がどのようなルールに基づいて供給されているか不明であるため、社会資本を準固定要素として扱っている。

しかしながら、準固定要素に対する需要関数を全く定式化しないことは、一方ではモデルが完結していないことを意味する。可変要素に対して要素需要関数が導かれるのと同様に、準固定要素に対しては調整経路を記述する方程式が導出されるはずである。計量経済学的には、そうした調整経路が要素需要システムに加われば、モデルが正しい限り推定効率の改善に貢献するであろう。次に、そうした準固定要素の調整経路を明示的にモデルに取り込んだ、動学的生産要素需要モデルについて検討しよう。

#### 4. 動学的生産要素需要モデル

よく知られているように、準固定要素が短期的に最適水準に調整されないのは調整費用が存在するからである。そこで、準固定要素ベクトル  $z$  の時間に関する微分を  $\dot{z}$  とし調整費用をアウトプットで測れば、生産関数は

$$Q = F(x, z, \dot{z}), \quad \partial F / \partial \dot{z} < 0 \quad (16)$$

という形で拡張される。ここでもし  $\partial F / \partial \dot{z} = 0$  なら、コストなしで  $z$  の値が選べることになり準固定要素は可変要素に帰着してしまう。また、双対な費用関数は

$$VC(p_x, z, \dot{z}, Q) = \min_x \{p_x'x \mid Q \leq F(x, z, \dot{z})\} \quad (17)$$

と定式化できる。さて、 $z$  の変更、つまり準固定要素に対する投資は、今期から無限の将来に渡る総費用の期待割引現在価値が最小になるように決定されるものとする。この問題は、時間を  $\tau$  で表わし今期を  $\tau=t$  とすれば

$$\underset{z}{\text{minimize}} E_t \int_t^{\infty} R(\tau) TC(\tau) d\tau \quad (18)$$

$$TC(\tau) = VC(p_x(\tau), z(\tau), \dot{z}(\tau), Q(\tau)) + p_z(\tau)'(\dot{z}(\tau) + d(z(\tau))) \quad (19)$$

$$R(\tau) = \exp\left(-\int_t^{\tau} r(s) ds\right) \quad (20)$$

と書ける。<sup>1)</sup>ここで、 $E_t$  は  $t$  期に利用可能な情報の下で条件付き期待値を取ることを表わす。また、 $p_z$  は準固定要素の価格ベクトル  $p_z = (p_{m+1}, p_{m+2}, \dots, p_n)'$ 、 $d(z)$  は  $z$  の減耗を表わし、よって  $p_z'(\dot{z} + d)$  は準固定要素に対する粗投資である。<sup>3)</sup> $R$  は割引率で、 $r(\tau)$  は  $\tau$  における瞬間的な名目利子率とする。

$z$  の時間経路は (18)-(20) の最適解として決定されるが、それを次のような簡単な部分調整モデルで近似したものが、Berndt et al. (1981) の命名に従えば、第二世代の動学的生産要素需要モデルと呼ばれるものである。<sup>2)</sup>

$$\dot{z}(t) = M(z^*(t) - z(t)) \quad (21)$$

ただし、 $z^*(t)$  は  $t$  期において調整費用がなければ選択していたはずの準固定要素の投入量である。 $M$  は調整係数行列で、調整係数は時間を通じて一定としている。このような第二世代の代表的モデルは、Nadiri and Rosen (1969) である。Nadiri-Rosen モデルは雇用調整の研究を中心に広く用いられたが、(21) はあくまで (18)-(20) の解の近似に過ぎない。このため、 $z^*$  の決め方が恣意的にならざるを得ないことや、

Mと可変要素需要関数の間にある過剰識別制約が無視されるといった難点がある。

これを解決するためには、(18)-(20)を実際に解かねばならない。(18)-(20)の最小化は確率的な問題であるが、 $r, p_x, p_z, Q$  について静的期待形成を仮定すれば、つまりこれらの将来予想は今期の値のまま一定と考えるならば、非確率的な問題に置き換えることができる。この時VCが2次形式の場合は、 $z$ の最適経路は

$$\dot{z} = M^*(r) (z^*(p_x, p_z, Q) - z) \quad (22)$$

という(21)を拡張した形で得られる。(22)において、 $M^*$ はVCのパラメータで表現され、(21)と異なって $r$ に依存する。 $z^*$ も

$$\frac{\partial VC(p_x, z^*, \dot{z}=0, Q)}{\partial z} = -p_z \quad (23)$$

を解いて得られる定常値で、やはりVCのパラメータに依存する。したがって、(22)とShephardの補題をVCに適用して得られる可変要素需要関数との間の係数制約は、VCのパラメータを介してすべて明示される。そうした係数制約の下で(22)と可変要素需要関数とVCとによって構成される体系が、Morrison and Berndt(1981)により提案された第三世代の動学的生産要素需要モデルである。このモデルの実用上の問題は、 $M^*$ を推定可能な形で導くことであるが、これを何らかの仮定を追加せずに行うことは難しい。通常は、 $M^*$ が対角行列になることを仮定する。その場合は、 $i$ 番目の対角要素を $M_{ii}^*$ とし、下付でその変数に関するVCの偏微分を表すことにすれば、

$$M_{ii}^* = -\frac{1}{2} \left[ r - \sqrt{\frac{r^2 + 4(VC_{z_i z_i} + rVC_{z_i \dot{z}_i})}{VC_{\dot{z}_i \dot{z}_i}}} \right] \quad (24)$$

となる。VCは2次形式型としているので、(24)の右辺で変数は $r$ だけである。

第三世代の特徴は静的期待形成であるが、より一般的な合理的期待形成を採用したモデルは第四世代と呼ばれる。<sup>3)</sup>第四世代モデルでは確率的最適化問題を解かなければならないので、closed formの解を一般の場合に得ることはできない。Hansen and Sargent(1981)は、VCが2次形式で $r$ が一定の場合には、アウトプットと要素価格が定常な確率過程にしたがえば、(18)-(20)を解いて推定可能な $z$ の決定ルールが導けることを示した。<sup>4)</sup>そこで、アウトプットと要素価格の確率過程を適当な時系列モデルで特定化すれば、準固定要素に対する需要関数、通常の変要素需要関数と共に生産要素需要モデルとして推定することができる。このような方法による代表的な実証研究は Meese(1980) である。また、Epstein and Yatchew(1985)は Hansen

and Sargent と同様の条件の下で別解法を提案している。

合理的期待形成を処理するもうひとつの方法は、最適化問題の解の代わりに、(18)-(20)の必要条件として得られる確率オイラー方程式を一般化モーメント法(GMM)によって推定するという方法である。<sup>5)</sup>最適化問題(18)-(20)の解の必要条件は

$$E_t \left[ \dot{\lambda} - (rI + D)\lambda - \frac{\partial VC}{\partial z} \right] = 0 \quad (25)$$

$$E_t \left[ \lambda - \frac{\partial VC}{\partial z} - p_z \right] = 0 \quad (26)$$

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} E_t R(\tau) \lambda(\tau) = 0 \quad (27)$$

である。ただし(25)左辺のIは単位行列である。(25)と(26)から $E_t \lambda$ を消去して得られるオイラー方程式は、GMMを使って推定可能である。したがって、オイラー方程式と可変要素需要関数および費用関数によって構成される体系にGMMを適用できて、第四世代の動学的生産要素需要モデルが推定できることになる。その際、要素価格やアウトプットの確率過程を特定化する必要もない上にVCの関数形も2次形式に限られることはない。この方法は、こうした利点の故に、Pindyck and Rotemberg(1983)によってはじめて生産要素需要モデルに適用されて以来、非常に多くの研究によって採用され続けている。第6章でもこのようなオイラー方程式アプローチを採用し、わが国の電気事業についてトランスログ型費用関数とそれに基づく可変要素(労働と燃料)需要関数を、資本の調整方程式と共に推定し生産要素の調整に関するシミュレーション分析を行う。

ただし、オイラー方程式アプローチがどんな場合でも closed form の最適解による方法より優れている訳ではない。オイラー方程式アプローチで要素価格とアウトプットの確率過程を仮定する必要のないことは、逆に言えば、確率過程が正しく特定化されてモデルが解かれた場合に比べ推定に用いる情報が少ないことを意味し、パラメータの推定効率が劣ることを意味する。伴(1991, 4-3節)では、正しく解かれた合理的期待形成モデルの誘導型を推定する方が、期待変数を実際の変数で置き換えた構造型方程式をGMMで直接推定するよりも、小標本ですっと望ましい結果が得られることをモンテカルロ実験で示している。問題は、要素価格とアウトプットに関して、正しく適切に時系列モデルを定式化できるかどうかという点にある。第6章では電気事業のパネルデータを用いるが、時系列方向には十分なサンプルが得られない。このため、時系列モデルの同定は事実上不可能であり、必然的にオイラー方程式アプローチが選択される。

さて、ある場合には、第四世代の動学的生産要素需要モデルを推定するもう一つ別の方法が可能である。(25)(26)式において、 $E_t \lambda$ は準固定要素zのシャドー・プラ

イスの期待値であるが、この値は $z$ が資産として完備された市場で取引されている場合には観察できる可能性がある。典型的には、資本ストックのシャドー・プライスは株式市場という良く整備された市場の評価を通じて観察できると考えられる。ただしその場合、株式市場で取引されるのは企業価値であって、これは企業が保有する全資本に対する評価だから、資本の限界的な価値を表す $\lambda$ そのものが評価されているわけではない。しかし、Hayashi (1982) はVCが  $z, \dot{z}$  および $Q$ に関して一次同次の時、市場で観察されるトービンの平均 $q$  (企業価値/資本ストック総量)でトービンの限界 $q$  (資本のシャドー・プライス/投資財価格)を近似できることを明らかにした。このため、準固定要素が資本ストックのみである場合、VCが  $z, \dot{z}$  および $Q$ に関して一次同次であることを仮定すれば、(26)において  $(E_t \lambda / p_2)$  をトービンの平均 $q$ の観測値で置き換えることにより、推定可能な式が得られることになる。第5章では、このような考え方を使って、Wills (1979) のアメリカ一次金属製造業のデータにより第四世代の動学的生産要素需要モデルを推定し、Wills自身が静学的生産要素需要モデルによって得た諸結果との比較を行っている。

## 5. おわりに

ここまで生産要素需要モデルの発展を追ってきたが、それではどのモデルを選択するのが最善かということが問題である。第四世代の動学的生産要素需要モデルが最も一般的な定式化であるので使いやすそうに思えるが、かなり複雑なパラメータ制約の下で厄介な非線形推定法を用いねばならず、実用上の困難は小さくない。実際、データのノイズが大きいと推定結果が非常に不安定になるという問題がしばしば生じる。結局、現段階では、分析目的に応じてモデル選択を行うということにならざるを得ない。

まず分析目的が動学的調整に関するものでないならば、静学モデルか可変要素需要モデルを用いるのがよいと思われる。静学モデルと可変要素需要モデルは、可変要素需要モデルの方が前提となる制約は緩いが、静学モデルの方がずっと扱いやすい。この優劣は一概に言えないが、静学モデルを可変要素需要モデルに対してテストする方法が知られている [Kulatilaka (1985), Schamkerman and Nadiri (1986), Conrad and Unger (1987)]<sup>6)</sup>ので、これらを適用して決めるのが一つの方法であろう。

動学モデルを用いる場合は、静的期待形成の第三世代モデルか合理的期待形成の第四世代モデルかという選択になるが、静的期待形成を仮定しても推定にかかる手間はあまり軽減されないので、特に理由のない限り第四世代モデルを選ぶのが自然である。第四世代モデルの中では、制約の強い closed form アプローチよりも、関数型を自由に選べるなど分析者が扱いやすいオイラー方程式アプローチが第一の選択肢であろう。しかし、既に述べたようにオイラー方程式アプローチは、効率性の点では closed form アプローチより劣るため、可能ならば両方を試みるのがよいの

ではないだろうか。今後は、第三のアプローチとして、closed form の解が得られない場合でも確率オイラー方程式の数値解を求める方法が登場して来ることになる。既に、Tauchen and Hussey(1991)の Quadrature法や Judd(1992)の Projection法を使って Asset Pricing Model や簡単な内生的経済成長モデルの数値解が得られるようになっており、ここで見てきたような動学的生産要素需要モデルについても同様の手法で解くことが可能になるものと思われる。

最後に、生産関数や費用関数を特定化する関数型の問題がある。1970年代以降、そうした関数型の特定化にはテーラー級数展開による2階近似が用いられるようになり、とりわけトランスログ型が広く採用されてきた。しかし、トランスログ型の最大の難点は、相対的に少数のデータで多数のパラメータを推定しなければならないことである。1980年代にはフーリエ級数展開による大域近似も試みられたが、これはさらに多数のパラメータの推定を要するものであった。データの不足は推定結果を不安定にするだけでなく、最尤法やモーメント法等の大標本推定量の妥当性を損なうことにもなる。

そうした場合には、計量モデルから離れて生産関数や費用関数をパラメトリックに特定化することなく、生産ないし費用構造を分析する非パラメトリックな方法群の適用が考慮されるべきである。これには数多くのバリエーションがあるが、大別すると顕示選好理論的な方法、指数理論による方法、線形計画法を使った包絡線分析の三種に分類できる。これらの方法を組み合わせれば、生産要素需要モデルによる分析をかなりの程度まで代替することが可能である。第7章では、このうち指数理論に基づく方法を用いて韓国の経済成長のパフォーマンスを評価している。そこで使われているデータは1972年から1983年までのマクロ時系列であり、このデータ数では生産要素需要モデルの推定は不可能である。そのため指数理論のアプローチを援用して、可変要素需要モデルに相当する分析を行っている。マクロ経済を扱う場合にはデータ数の制約は不可避である。仮に長期の時系列データが利用できたとしても、構造変化の可能性を考えれば、それらをすべて使うということは考えにくい。こうした事情からも、非パラメトリック・アプローチに対しては十分な関心が払われるべきであり、また今後の発展が期待されている。

## 注

- 1) 以下、費用最小化の場合について説明するが、利潤最大化の場合も手順は同じである。
- 2) Berndt, Morrison and Campbell(1981) は(21)が単一方程式 (つまり $z$ がスカラー) の場合を第一世代と呼んでいる。
- 3) 第四世代という命名は、Kokkelenberg and Bischoff(1986) による。
- 4) これは、確実性等価原理 (certainty equivalence principle) が適用可能な場合である。
- 5) 一般化モーメント法 (GMM) については、根本(1994)を参照。
- 6) Schankerman and Nadiri の方法は Hausmanのスペシフィックेशन・テストを使った $z$ の内生性をテストである。Conrad and Unger は、 $z$ を可変要素とした時その要素需要関数と可変費用関数 (または可変利潤関数) の間のパラメータ制約が成立するかどうかをテストするものである。Kulatilaka については、第3章を参照。

## 引用文献

- 伴金美(1991)『マクロ計量モデル分析—モデル分析の有効性と評価—』有斐閣
- Berndt, E. R., C. J. Morrison and G. C. Campbell (1981) "Dynamic Models of Energy Demand: An Assessment and Comparison", E. R. Berndt and B. C. Field eds., *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, MIT Press, Cambridge, 259-289.
- Conrad, K. and Unger, R. (1987) "Ex Post Tests for Short- and Long-run Optimization", *Journal of Econometrics* 36, 339-358.
- Epstein, L. G. and J. Yatchew (1985) "The Empirical Determination of Technology and Expectations", *Journal of Econometrics* 27, 235-258.
- Hansen, L. R. and T. J. Sargent (1981) "Linear Rational Expectations Models for Dynamically Interrelated Variables", R. E. Lucas and T. J. Sargent eds., *Rational Expectations and Econometric Practice*, University of Minnesota Press, Minneapolis, 127-156.
- Hayashi, F. (1982) "Tobin's Marginal  $q$  and Average  $q$ : A Neoclassical Interpretation", *Econometrica* 50, 213-224.
- Judd, K. L. (1992) "Projection Methods for Solving Aggregate Growth Models", *Journal of Economic Theory* 58, 410-452.
- 木下宗七・根本二郎・北坂真一(1993)「計量経済分析の展望」『日本統計学会誌』第22巻3号 515-555.
- Kokkelenberg, E. C. and C. W. Bischoff (1986) "Expectations and Factor

- Demand", *Review of Economics and Statistics* 68, 423-431.
- Kulatilaka, N. (1985) "Tests on the Validity of Static Equilibrium Models", *Journal of Econometrics* 28, 253-268.
- Meese, R., (1980) "Dynamic Factor Demand Schedules for Labour and Capital under Rational Expectations", *Journal of Econometrics* 14, 141-158.
- Morrison C. J., and E. R. Berndt (1981) "Short-Run Labor Productivity in a Dynamic Model", *Journal of Econometrics* 16, 339-365.
- Nadiri, I. and S. Rosen (1969) "Interrelated factor Demand Functions", *American Economic Review* 59, 457-471.
- 根本二郎(1994)「一般化モーメント法—計量経済学における新しい推定法—」『経済科学』第42巻1号 85-96.
- Pindyck, R. S. and J. R. Rotemberg (1983) "Dynamic Factor Demand and the Effects of Energy Price Shocks", *American Economic Review* 73, 1066-1079.
- Schankerman, M. and M. I. Nadiri (1986) "A Test of Static Equilibrium Models and Rates of Return to Quasi-Fixed Factors, with an Application to the Bell System", *Journal of Econometrics* 33, 97-118.
- Tauchen, G. and R. Hussey (1991) "Quadrature-Based Methods for Obtaining Approximate Solutions to Nonlinear Asset Pricing Models", *Econometrica* 59, 371-396.
- Wills, J. (1979) "Technical Change in the U.S. Primary Metals Industry", *Journal of Econometrics* 10, 85-98.

## 第2章 エネルギーと非エネルギー生産要素の間の代替可能性 — 静学モデルの応用\*

### 1. はじめに

エネルギーの経済分析において重要な問題のひとつは、エネルギーが他の生産要素とどの程度代替が可能かという事である。特に、エネルギーと資本、労働が代替的か補完的かという事は、省エネルギーと経済成長を両立する事の成否に大きく関わる。しかしながら、これまでに得られているアレンの偏代替弾力性 (Allen partial Elasticity of Substitution, 以下 AES) の計測結果は、労働とエネルギーを代替的とする点でほぼ合意するのに対し、資本とエネルギーの関係については、代替的 (AESが正) とするものと補完的 (AESが負) とするものが相半ばしている。現在、この不一致を解釈するためにいくつかの議論がなされている。しかし、従来の計測が主として第1次石油危機以前のデータによって行われ、第1次石油危機以降のデータだけによる計測は極めて少ないことに注意すべきである。エネルギーと資本の関係が、エネルギー制約の強弱によって影響されるならば、推定期間の相違も、計測結果の解釈において無視できない。

そこで本章においては、第1次石油危機前後をカバーするデータを用いて計測を行い、結果を危機前後で比較検討する事を第1の目的とする。また、エネルギーを含む生産関数の特定化にはトランスログ型が最もよく用いられているが、本章ではトランスログ型に代替的な関数型である多重CES型生産関数を採用する。<sup>1)</sup>この多重CESモデルの有効性を確認する事が、本章の第2の目的である。

以下、第2節で分析対象の選定について述べ、第3節ではエネルギーと資本の代替・補完論争を概観し新たな仮説を提示する。これに基づき、第4節ではデータの性質を検討する。第5節では多重CES型生産関数モデルについて説明し、分析結果とその検討は第6節以降で行う。

### 2. データと分析対象の選定

ここでは、第1次石油危機後のデータのみによる計測を試みるので、時系列データだけでは計測に際して十分な自由度が確保できないと思われる。そのため、横断面と時系列のデータをプールして用いる事にする。すなわち、計測の単位を産業連関表43部門表ベースの産業とし、その下位分類産業 (産業連関表基本表産業部門) 別の横断面データを5時点 (1965, 1970, 1975, 1977, 1978) でプールする。<sup>2)</sup>

このように時系列的に不連続なプールデータを用いるので、動学的な調整過程を推定する事は困難であり、静学モデルを仮定せざるを得ない。しかし、静学モデルが第1次近似として妥当するためには、石油危機による均衡からの乖離が比較的小

さいサンプルを用いるべきである。他方、石油危機の影響を見るには、エネルギー価格に対する感応度が大きいエネルギー多消費型産業を対象とする方が望ましい。そこでここでは、エネルギー多消費型産業である窯業土石製品製造業、紙・パルプ製品製造業と、第1次石油危機による生産の落ち込みが小さく、かつ比較可能な計測例が多数報告されている食料品製造業を分析対象に選ぶ事とした（表1）。

表1 エネルギー集約度と生産指数——昭和50年

産業部門	食料品	繊維 衣服	紙・ パルプ	化学	石油 石炭製品	窯業 土石	鉄鋼	非鉄 金属	金属 製品	一般 機械	電気 機械	輸送 機械
エネルギー 集約度*	1.67	2.80	6.92	6.81	4.98	10.9	9.94	6.02	1.84	1.20	0.98	1.19
生産指数 (S.48=100)	100.8	82.8	84.5	87.5	95.5	79.4	87.2	77.8	75.3	79.0	81.4	97.6

(注) \*エネルギー集約度=100×(電力使用額+燃料使用額)/生産額（昭和50年工業統計表より）。

なお、エネルギー多消費型産業として代表的な鉄鋼と化学を採用しないのは、データの問題のためである。本章ではIO表と工業統計表のデータを併用する（付録3参照）が、工業統計表では複数の製品を生産する事業所の計数は、製品ごとに分割せず適当な産業部門に一括計上されている。このため、鉄鋼のような一貫体制メーカーのウェイトが大きい産業部門では、IO表との対応がうまくいかない。また、化学についても、IO表で原材料と燃料の区別が十分できないために、やはりIO表と工業統計表の対応が不完全である。

### 3. 資本とエネルギーの代替・補完論争

エネルギーを含む生産関数を用いてエネルギーと資本のAES ( $\sigma_{KE}$ )を計測すると、 $\sigma_{KE}$ は正になる場合と負になる場合がある。代表的な研究は、Berndt and Wood(1975)（以下B/W）とGriffin and Gregory(1976)（以下G/G）で、前者は $\sigma_{KE}$ を負、後者は正であるとした。<sup>3)</sup>このため、この両者の解釈を中心に資本とエネルギーの代替・補完をめぐる論争が発生し、現在3種類の仮説が提示されている。本節では、この3仮説を仮説I～IIIとして概観し、最後にここで新たに提示する仮説を仮説IVとして述べる。

仮説I B/WとG/Gの相違のひとつは、前者が時系列データを用いたのに対し、後者はプールデータを用いている事である。B/WとG/Gの他にも、 $\sigma_{KE}$ の計測値には、時系列データを用いると負、横断面ないしプールデータを用いると正になる傾向が見られる。<sup>4)</sup>そこで時系列データからは短期的、横断面ないしプールデータからは長期

的な関係が計測されると考えれば、エネルギーと資本は短期的には補完的だが、長期的には代替的であると解釈できる。これは、G/Gによって提出された仮説である。

仮説Ⅱ B/WとG/Gのもう一つの相違点は、B/Wの生産関数が、資本(K)、労働(L)、エネルギー(E)、非エネルギー中間財(M)の4要素を含むのに対し、G/GではMを含まない事である。Berndt and Wood(1975)(1977)はこの点に注目し、以下のような議論を行った。Qを生産量とすれば4要素生産関数は、

$$Q = f(K, E, L, M) \quad (1)$$

と書ける。ここで、KとEの工学技術上の密接な関係を考慮して、KとEをL, Mから弱分離可能と仮定すれば、(1)は、

$$Q = f^*[J(K, E), L, M] \quad (2)$$

のように書き換えられる。さらに $f^*$ をホモセティックとすると、(2)に双対な費用関数も同様に弱分離可能となり、

$$C = g^*[p_J(p_K, p_E), p_L, p_M]h(Q) \quad (3)$$

である。[Lau(1970)]。ただし、Cは総費用、 $p_K$ は資本用役価格、 $p_L$ は賃金率、 $p_E$ はエネルギー投入価格、また $h(Q)$ はQの単調増加関数であり、 $p_J$ はJに双対な価格指標である。<sup>5)</sup>

(2), (3)におけるカテゴリーJと $p_J$ の存在は、生産者の最適化行動が2段階に分離される事を意味する。生産者は、まず $p_K$ と $p_E$ を所与としてKとEの投入比率を決め、次いで $p_J, p_L, p_M$ を所与としてJとL, Mの間の投入比率を決定する。

これに対応して、資本のエネルギー価格弾力性 ( $\epsilon_{KE}$ )もふたつの効果に分解できる事をBerndt and Wood(1977)は示している。すなわち、

$$\epsilon_{KE} = \left. \frac{\partial \log K}{\partial \log p_E} \right|_{J=\text{const}} + \frac{\partial \log K}{\partial \log J} \cdot \frac{\partial \log J}{\partial \log p_J} \cdot \left. \frac{\partial \log p_J}{\partial \log p_E} \right|_{Q=\text{const}} \quad (4)$$

右辺第1項は、Jの性質より必ず正值を取るが、第2項は $(\partial \log K / \partial \log J) = 1$ <sup>6)</sup>,  $(\partial \log J / \partial \log p_J) < 0$ ,  $(\partial \log p_J / \partial \log p_E) > 0$ より負値を取る。したがって、 $\epsilon_{KE}$ の符号は先験的には確定しない。

ところで、G/Gのように3要素生産関数を用いる際は、暗黙のうちに

$Q=f[J^*(K, E, L), M]$ なる弱分離可能性を前提にしている。3要素生産関数 $J^*$ から計測される $\epsilon_{KE}$ は、(4)式第1項に相当する部分と見なせるので、第2項相当部分を含まないだけ、4要素生産関数から計測される $\epsilon_{KE}$ よりも大きくなる。Berndt and Wood(1977)(1979)の結論は、この事が、多くの場合に3要素モデルからKとEの代替性( $\epsilon_{KE} > 0$ )が計測され、4要素モデルから補完性( $\epsilon_{KE} < 0$ )が計測される理由であると述べている。<sup>7)</sup>

仮説Ⅲ Field and Grebenstein(1980) (以下F/G) は、B/WとG/Gが使用した資本コストのデータの相違に注目した。すなわち、資本コストとして、G/Gが付加価値から労働分配分を控除したものをを用いたのに対し、B/Wは実物に即して推計した資本ストックにJorgenson流の資本用役価格を乗じたものをを用いている。そこでF/Gは、資本コストを実物資本ストックに帰属する部分 (physical capital, 以下 $K_1$ ) と、それ以外の企業の財務・販売活動に帰属する部分 (working capital, 以下 $K_2$ ) とに分解して、アメリカの州別横断面データによる分析を行った。そして、 $K_1$ とEが補完的である一方、 $K_2$ とEが代替的である事を見出した。これに従えば、B/WとG/Gの相違は、 $K_2$ によるエネルギー代替効果の有無に帰せられる事になる。

しかし、Griffin(1981)は、F/Gの分析に対してKopp and Smith(1979) (以下K/S) による反証の存在を指摘している。K/Sの分析では、F/Gとは逆に、 $K_1$ とEは代替的で $K_2$ とEは補完的であった。Griffinは、F/GとK/Sそれぞれの問題点を指摘しているが、どちらを採択すべきかについては結論を下していない。

よって以下の分析では、資本コストの性質がKとEの関係に重要であるという点に限って、仮説Ⅲを検討の対象とする。

仮説Ⅳ 本章では、以上の3仮説とは別に、石油危機がKとEの代替・補完関係に影響すると考え、次のような仮説を設定する。

まずKとEの他要素からの弱分離可能性を前提にすると、KとEのAESは、(4)式より

$$\sigma_{KE} = \frac{1}{S_E} \frac{\partial \log K}{\partial \log p_E} \Bigg|_{J=\text{const}} + \frac{1}{S_K+S_E} \frac{\partial \log J}{\partial \log p_J} \Bigg|_{Q=\text{const}} \quad (5)$$

$$S_i = \frac{p_i \cdot i}{C}, \quad i = K, E, L, M$$

となる。 $S_i$ は各要素のコストシェアである。(5)式右辺第1項, 第2項は、それぞれ(4)式右辺第1項, 第2項を $S_E$ で除したものであるが、以下では第1項を直接効果、第2項の絶対値を間接効果と呼ぶ事にする。<sup>8)</sup>

直接効果は、L, Mに関係なくJを一定にした時の代替弾力性であるから、純粋に工

学技術的な代替可能性を表現するものと見なせる。一方間接効果は、 $p_E$ が上昇した時、同時に $p_j$ が上昇するためにL, Mによって代替されるKの大きさである。換言すれば、間接効果はLないしMとK, Eの代替の容易さを測るものである。したがって、エネルギー制約が厳しく、省エネルギー投資が工学技術的なエネルギー代替を実現する局面では直接効果が大きくなり、労働や非エネルギー原材料の供給制約が厳しい局面では、省力化投資の盛行を通じて間接効果が大きくなる。KとEのAESは両者の和で決まるので、KとEが代替的であるという事は、エネルギー制約が労働・原材料制約よりも相対的に厳しい事の反映であり、補完的であるという事は、その逆の関係を反映していると考えられる。この事が正しいとすれば、KとEの関係は、石油危機以前よりも以後において、代替的になっていると推論できる。

#### 4. 仮説Ⅰ～Ⅲとデータの性質

この節では、仮説Ⅳを検証するために、データをふたつのケースに分けて計測を行う。すなわち、5時点全部のデータを用いて計測を行う場合をケースⅠ、第1次石油危機以後の3時点(1975, 1977, 1978)のみによる場合をケースⅡとして、両者を比較するという方法をとる。その場合、ケースⅠとⅡの計測結果の相違が仮説Ⅳによって説明されるのか、あるいは仮説Ⅰ～Ⅲで説明可能なのかを識別する必要がある。そこで本節では、分析に用いるデータが仮説Ⅰ～Ⅲに照らしてどのような性質を持つのか、特に、計測結果がケースⅠとⅡでどのように相違する可能性があるのかを検討する。

まず、ここではプールデータを用いるので、仮説Ⅰに従えば、KとEは代替的な関係が計測されると推測できる。ただし、この点に関してふたつの留意点がある。

第1に、横断面ないしプールデータが長期的な関係を反映すると言えるのは、それが時系列データに比べて大きなレンジを持ち、生産可能性曲面のより大きなセグメントに対応しているからである。<sup>9)</sup>しかし、ここで用いる産業別横断面データのレンジは、地域ないし国をベースとする横断面データに比べかなり小さいと考えられる。相対価格 $p_K/p_E$ について、サンプルの最大値と最小値の比率をケースⅠ, ⅡとB/W, G/Gの間で比較してみると、表2のようになる。ケースⅠの最大最小値比は、B/WとG/Gのほぼ中間に位置する。またケースⅡでは、食料品がB/Wと同じで、窯業土石と紙・パルプはB/Wよりもむしろ小さい。B/WとG/Gのデータが共に石油危機を含んでいない事を考慮すれば、われわれのデータのレンジは、実質的に時系列データのレンジとあまり変わらないと言える。特にケースⅡのレンジはケースⅠに比べてもかなり小さいので、計測されるKとEの関係は、ケースⅡの方がⅠよりも補完的な傾向を示す可能性が強いと見なければならぬ。

第2に、われわれのデータでは資本コストは付加価値から労働分配分を控除したものをを用いる。このため、資本の中にF/Gが指摘した $K_2$ を含む。 $K_2$ の構成要素は、

表2  $p_R/p_E$ の最大最小値比率

ケース	B/W	G/G	食料品		窯業土石		紙・パルプ	
			I	II	I	II	I	II
最大最小値比	1.68	4.12	2.80	1.65	2.89	1.32	3.23	1.36
備考	アメリカ時系列	国際プールデータ						

表3 金融費用に関連する財務指標の推移

産業	年	1) 棚卸資産 回転期間 (月)	2) 手元 流動性 (%)	3) 売掛金回 転期間(A) (月)	4) 買掛金回 転期間(B) (月)	(A)-(B)
食 料 品	1975	1.21	9.4	1.17	1.46	-0.29
	76	1.21	9.2	1.21	1.46	-0.25
	77	1.11	8.6	1.15	1.32	-0.17
	78	1.13	9.3	1.29	1.29	0.0
窯 業 土 石	1975	1.75	17.1	2.52	2.48	0.04
	76	1.12	15.3	2.22	2.27	-0.05
	77	1.28	15.9	2.43	2.44	-0.01
	78	1.08	14.1	2.33	2.33	0.0
紙 ・ パ ル プ	1975	1.49	16.0	2.02	2.89	-0.87
	76	1.34	14.8	2.10	2.85	-0.75
	77	1.32	15.4	2.07	2.76	-0.69
	78	1.13	14.2	2.06	2.63	-0.57

(注) 1) 棚卸資産回転期間 =  $\frac{\text{棚卸資産(期首・期末平均)}}{\text{売上高} \div 12}$

2) 手元流動性 =  $\frac{\text{(現金・預金・有価証券) 期首・期末平均}}{\text{売上高}} \times 100$

3) 売掛金回転期間 =  $\frac{\text{(売掛金・受取手形) 期首・期末平均}}{\text{売上高} \div 12}$

4) 買掛金回転期間 =  $\frac{\text{(買掛金・支払手形) 期首・期末平均}}{\text{売上高} \div 12}$

Griffin(1981)によれば、在庫水準、現預金・有価証券等の手元流動性、受取勘定と支払勘定の差額などから成る。もしこれらの要素の機能が第1次石油危機前後で異なるならば、ケースIとIIの計測結果も異なるものと考えられる必要がある。

ケースIIがカバーする1975-78年にかけての企業行動は、適正在庫率の低下と手元流動性の圧縮による金融費用の節減で特徴づけられる。この事は、表3に示す法人企業統計の計数によって裏付けられているが、こうした金融費用の節減は $K_2$ の投入水準を下落させる事になる。また同じく表3から、受取勘定と支払勘定の差額の増加傾向が、食料品と紙・パルプについて認められる。これは、 $K_2$ の投入水準を上昇させるが、その $K_2$ 全体に占めるシェアは手元流動性や在庫水準に比べ小さい。したがって、エネルギーの相対価格が上昇したケースIIの期間において、 $K_2$ の投入水準は下落したと考えられる。この事は、 $K_2$ がEに対して補完的に機能したことを意味し、その分だけケースIIにおけるKとEの関係は、ケースIよりも補完的な傾向を強くすると推測できる。

一方、仮説IIに関しては、ケースIとIIで代替弾力性の値が異なる理由はない。したがって、以上の議論に基づいて仮説I~IIIから推測する限りは、ケースIIの方がIよりも、KとEの関係についてより補完的であると考えられる。また、実際に計測した結果、反対にケースIIの方が代替的という事になったとすると、それは仮説I~IIIでは説明できず、仮説IVが説得力を持つ事になる。

## 5. 多重CES型生産関数モデル

この節では、仮説IVを検証するため、 $\sigma_{KE}$ を(5)式のように分解して計測する。そのため、生産関数は(2)のようにKとEに関して弱分離可能であることを前提にする。<sup>10)</sup>

すなわち、

$$Q = f^*[J(K, E), L, M]$$

とする。ただし、 $f^*$ は、J, L, Mに関して強い意味で準凹かつホモセティック、JはK, Eに関して強い意味で準凹かつ1次同次である。

3種類以上の生産要素を含む生産関数の特定化には、通常トランスログ型が用いられる。トランスログ型では、(2)のようなKとEの他要素からの弱分離可能条件は、適当なパラメーター制約を課すことによって満たす事ができる。その場合、トランスログ型を正確な関数関係と見るか近似と見るかによって、パラメーター制約は2通りあり、前者による制約はBerndt and Christensen(1973) (以下B/C)、後者は、Denny and Fuss(1977) (以下D/F) により与えられている。このうち、B/C流のパラメーター制約は、関数の定義域全体で大域的に弱分離可能条件を満足するものの、

(2)に適用する場合 $f^*$ または $J$ のいずれかをコブ・ダグラス型に退化させるという制約を持つ(D/Fを参照)。これは、AESに対して、明らかに厳しすぎる制約であって望ましくない。<sup>11)</sup>一方、D/F流のパラメーター制約は、B/C流のような厳しい制約を課さない代わりに、弱分離可能条件をある一点でしか満たさない。

そこでここでは、大域的に弱分離性を満たし、かつAESに制約を課さない関数型として、多重CES型生産関数を採用する。多重CES型生産関数は、他から弱分離される各カテゴリーをCES型で特定化して構成する。ただし、CES型は要素が3種類以上になる場合にはAESに厳しい制約をもたらすので、各カテゴリーは2個の要素しか含まないものとする。この条件の下で、(2)を多重CES型生産関数によって特定化すると、次の3通りが可能となる。

$$\begin{aligned} \text{タイプ I} & \quad Q = \text{CES}_0 [\text{CES}_1(L, M), \text{CES}_2(K, E)]^m \\ \text{タイプ II} & \quad Q = \text{CES}_0 \{M, \text{CES}_1[L, \text{CES}_2(K, E)]\}^m \\ \text{タイプ III} & \quad Q = \text{CES}_0 \{L, \text{CES}_1[M, \text{CES}_2(K, E)]\}^m \end{aligned}$$

ただし、

$$\begin{aligned} \text{CES}_i(x, y) & = \gamma_i [\delta_i x^{-\rho_i} + (1-\delta_i) y^{-\rho_i}]^{-1/\rho_i} \\ \gamma_i & > 0, \quad 0 < \delta_i < 1, \quad \rho_i > -1, \quad m > 0 \quad i = 0, 1, 2 \end{aligned}$$

以下、タイプ I を例に推定方法を述べる。<sup>12)</sup>推定は費用最小化条件を用いる。費用最小化条件はカテゴリー毎に独立に成立するので、 $V = \text{CES}_1(L, M)$ ,  $J = \text{CES}_2(K, E)$  とすると、

$$\frac{\partial V / \partial L}{\partial V / \partial M} = \frac{P_L}{P_M}, \quad \frac{\partial J / \partial K}{\partial J / \partial E} = \frac{P_K}{P_E}, \quad \frac{\partial Q / \partial V}{\partial Q / \partial J} = \frac{P_V}{P_J}$$

である。これらより、回帰方程式

$$\log \left( \frac{L}{M} \right) = \sigma_1 \log \left( \frac{\delta_1}{1-\delta_1} \right) - \sigma_1 \log \left( \frac{P_L}{P_M} \right) \quad (6a)$$

$$\log \left( \frac{K}{E} \right) = \sigma_2 \log \left( \frac{\delta_2}{1-\delta_2} \right) - \sigma_2 \log \left( \frac{P_K}{P_E} \right) \quad (6b)$$

$$\log \left( \frac{V}{J} \right) = \sigma_0 \log \left( \frac{\delta_0}{1-\delta_0} \right) - \sigma_0 \log \left( \frac{P_V}{P_J} \right) \quad (6c)$$

$$\text{ただし、} \quad \sigma_i = \frac{1}{1+\rho_i} \quad i = 0, 1, 2$$

を得る。<sup>13)</sup>(6a)(6b)を個別推定すれば、パラメーター推定値 $\hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2, \hat{\rho}_1, \hat{\rho}_2, \hat{\sigma}_1, \hat{\sigma}_2$ が

得られる。(6c)の推定には  $V, J, p_V, p_J$ が必要だが、 $p_V, p_J$ は(6a)(6b)に双対な単位費用関数により、

$$\hat{p}_V = \frac{1}{\hat{\gamma}_1} [\hat{\delta}_1^{\hat{\sigma}} p_L^{1-\hat{\sigma}} + (1 - \hat{\delta}_1)^{\hat{\sigma}} p_M^{1-\hat{\sigma}}]^{1/(1-\hat{\sigma})}$$

$$\hat{p}_J = \frac{1}{\hat{\gamma}_2} [\hat{\delta}_2^{\hat{\sigma}} p_K^{1-\hat{\sigma}} + (1 - \hat{\delta}_2)^{\hat{\sigma}} p_E^{1-\hat{\sigma}}]^{1/(1-\hat{\sigma})}$$

を用いる。 $\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2$ は、定められた基準時点で  $\hat{p}_V, \hat{p}_J$ が一定基準値に一致するように決める。<sup>14)</sup>また  $V, J$ は、

$$\hat{V} = \hat{\gamma}_1 [\hat{\delta}_1 L^{-\hat{\rho}_1} + (1 - \hat{\delta}_1) M^{-\hat{\rho}_1}]^{-1/\hat{\rho}_1}$$

$$\hat{J} = \hat{\gamma}_2 [\hat{\delta}_2 L^{-\hat{\rho}_2} + (1 - \hat{\delta}_2) E^{-\hat{\rho}_2}]^{-1/\hat{\rho}_2}$$

を用いる。さらに  $\gamma_0$ と  $m$ は、回帰式

$$\log Q = \log \gamma_0 + m \log \hat{X} \quad (7)$$

ただし、 $\hat{X} = [\hat{\delta}_0 \hat{V}^{-\hat{\rho}_0} + (1 - \hat{\delta}_0) \hat{J}^{-\hat{\rho}_0}]^{-1/\hat{\rho}_0}$ より推定できる。

これらのパラメーター推定値から、各要素間のAESおよび自己価格弾力性が計算できる。まず  $K$ と  $E$ のAESは、(5)を用いれば、

$$\hat{\sigma}_{KE} = \frac{1}{\hat{S}_K + \hat{S}_E} \hat{\sigma}_2 + \left( 1 - \frac{1}{\hat{S}_K + \hat{S}_E} \right) \hat{\sigma}_0 \quad (8)$$

であり、右辺第1項が直接効果、第2項が間接効果である。同様にして、 $L$ と  $M$ のAESは、

$$\hat{\sigma}_{LM} = \frac{1}{\hat{S}_L + \hat{S}_M} \hat{\sigma}_1 + \left( 1 - \frac{1}{\hat{S}_L + \hat{S}_M} \right) \hat{\sigma}_0 \quad (9)$$

その他のAESは、

$$\hat{\sigma}_{KL} = \hat{\sigma}_{KM} = \hat{\sigma}_{EL} = \hat{\sigma}_{EM} = \hat{\sigma}_0 \quad (10)$$

自己価格弾力性 ( $\varepsilon_{ii}, i=K, E, L, M$ ) は、

$$\hat{\epsilon}_{KK} = -\frac{\hat{S}_E}{\hat{S}_K + \hat{S}_E} \hat{\sigma}_2 + \hat{S}_K \left( 1 - \frac{1}{\hat{S}_K + \hat{S}_E} \right) \hat{\sigma}_0 \quad (11a)$$

$$\hat{\epsilon}_{EE} = -\frac{\hat{S}_K}{\hat{S}_K + \hat{S}_E} \hat{\sigma}_2 + \hat{S}_E \left( 1 - \frac{1}{\hat{S}_K + \hat{S}_E} \right) \hat{\sigma}_0 \quad (11b)$$

$$\hat{\epsilon}_{LL} = -\frac{\hat{S}_M}{\hat{S}_L + \hat{S}_M} \hat{\sigma}_1 + \hat{S}_L \left( 1 - \frac{1}{\hat{S}_L + \hat{S}_M} \right) \hat{\sigma}_0 \quad (11c)$$

$$\hat{\epsilon}_{MM} = -\frac{\hat{S}_L}{\hat{S}_L + \hat{S}_M} \hat{\sigma}_1 + \hat{S}_M \left( 1 - \frac{1}{\hat{S}_L + \hat{S}_M} \right) \hat{\sigma}_0 \quad (11d)$$

となる。<sup>15), 16)</sup>

## 6. タイプの決定

本節では、次説の分析に先立って、分析に使用するタイプを決定する。タイプの決定は、各タイプが前提にする生産要素間の弱分離可能性をテストする事によって行うので、KとEの弱分離可能性をテストする事も本節の中で行われる。テストは、以下述べるように多重CES型生産関数に斉合的な方法で行う。

今、生産要素全体の集合を $N=\{1, 2, \dots, n\}$ として、Nに属する第i生産要素と第j生産要素が、Nの部分集合 $N_t(i, j \in N_t)$ から弱分離可能かどうかをテストする事を考える。i, jが $N_t$ から弱分離可能であるための必要十分条件は、生産関数について、

$$\frac{\partial(Q_i/Q_j)}{\partial x_k} = 0 \quad \forall k \in N_t \quad (12)$$

ただし、 $Q_i = \frac{\partial Q}{\partial x_i}$ ,  $x_i$ は第i要素投入量

が成り立つことである[Goldman and Uzawa(1964)]。生産関数をホモセティックとすると、生産関数の弱分離可能性は費用関数の弱分離可能性と同値となるので、(12)は、

$$\frac{\partial(C_i/C_j)}{\partial p_k} = 0 \quad \forall k \in N_t \quad (13)$$

ただし、 $C_i = \frac{\partial C}{\partial p_i}$ ,  $p_i$ は第i要素価格

と同値である。Shephardの補題より、 $C_i/C_j = x_i/x_j$ だから、(13)を検定するには $x_i/x_j$ と $p_k$ の関係を検定すればよい。<sup>17)</sup> 多重CES型生産関数を前提にすると、(6a)～(6c)から明らかなように、 $\log(x_i/x_j)$ は $\log(p_i/p_j)$ に依存する。この事を考慮して線形の関係式

$$\log(x_i/x_j) = \theta - \sigma \log(p_i/p_j) + \sum_{k \in N} \beta_k \log p_k \quad (14)$$

を想定し、帰無仮説を $\sigma=0, \beta_k=0$  for  $\forall k \in N_t$ とすれば、次のような2段階検定を行う事ができる。まず(14)について、

$$\begin{aligned} H_0: \beta_k &= 0 \quad \forall k \in N_t \\ H_1: \beta_k &\neq 0 \quad \exists k \in N_t \end{aligned} \quad (15)$$

を検定し、帰無仮説 $H_0$ が棄却されないならば、(13)より、i, jは $N_t$ から弱分離可能である。その場合は、続けて、

$$\log(x_i/x_j) = \theta - \sigma \log(p_i/p_j)$$

表4 弱分離可能性テスト CES<sub>2</sub>(K, E) from L, M  
帰無仮説  $\beta_L = \beta_M = 0$

産業 (ケース)	F統計量	臨 界 値		自由度
		F <sub>0.01</sub>	F <sub>0.05</sub>	
食料品 (I)	2.24	4.85	3.10	(2, 91)
食料品 (II)	0.45	5.03	3.17	(2, 53)
窯業土石 (I)	4.10	5.00	3.16	(2, 56)
窯業土石 (II)	2.17	5.34	3.29	(2, 32)
紙・パルプ(I)	17.42	5.16	3.22	(2, 41)
紙・パルプ(II)	62.53	5.66	3.42	(2, 23)

帰無仮説  $\sigma_2 = 0$

産業 (ケース)	t統計量	臨 界 値		自由度
		t <sub>0.01</sub>	t <sub>0.05</sub>	
食料品 (I)	-5.11	-2.37	-1.66	93
食料品 (II)	-3.15	-2.40	-1.67	55
窯業土石 (I)	-1.68	-2.39	-1.67	58
窯業土石 (II)	-1.77	-2.44	-1.69	34
紙・パルプ(I)	-1.18	-2.41	-1.68	43
紙・パルプ(II)	-0.86	-2.49	-1.71	25

表5 弱分離可能性テスト CES<sub>1</sub>  
[タイプ I CES<sub>1</sub>(L, M) from K, E]  
帰無仮説  $\beta_K = \beta_E = 0$

産業 (ケース)	F統計量	臨 界 値		自由度
		F <sub>0.01</sub>	F <sub>0.05</sub>	
食料品 (I)	1.53	4.85	3.10	(2, 91)
食料品 (II)	1.10	5.03	3.17	(2, 53)
窯業土石 (I)	2.09	5.00	3.16	(2, 56)
窯業土石 (II)	0.74	5.34	3.29	(2, 32)
紙・パルプ(I)	0.80	5.16	3.22	(2, 41)
紙・パルプ(II)	0.086	5.66	3.42	(2, 23)

表5 (つづき)

帰無仮説  $\sigma_1=0$

産業 (ケース)	t統計量	臨 界 値		自由度
		$t_{0.01}$	$t_{0.05}$	
食料品 (I)	-12.64	-2.37	-1.66	93
食料品 (II)	-7.66	-2.40	-1.67	55
窯業土石 (I)	-8.58	-2.39	-1.67	58
窯業土石 (II)	-7.00	-2.44	-1.69	34
紙・パルプ(I)	-11.02	-2.41	-1.68	43
紙・パルプ(II)	-4.09	-2.49	-1.71	25

[タイプII CES<sub>1</sub>(J, L) from M<sub>J=CES<sub>2</sub>(K, E)</sub>]

帰無仮説  $\beta_M=0$

産業 (ケース)	F統計量	臨 界 値		自由度
		$F_{0.01}$	$F_{0.05}$	
食料品 (I)	34.52	6.92	3.95	(1, 92)
食料品 (II)	2.66	7.13	4.02	(1, 54)
窯業土石 (I)	15.61	7.10	4.01	(1, 57)
窯業土石 (II)	4.02	7.47	4.14	(1, 33)
紙・パルプ(I)	12.56	7.28	4.07	(1, 42)
紙・パルプ(II)	3.17	7.82	4.26	(1, 24)

帰無仮説  $\sigma_1=0$

産業 (ケース)	t統計量	臨 界 値		自由度
		$t_{0.01}$	$t_{0.05}$	
食料品 (I)	-23.43	-2.37	-1.66	93
食料品 (II)	-17.46	-2.40	-1.67	55
窯業土石 (I)	-9.88	-2.39	-1.67	58
窯業土石 (II)	-6.85	-2.44	-1.69	34
紙・パルプ(I)	-10.37	-2.41	-1.68	43
紙・パルプ(II)	-5.36	-2.49	-1.71	25

に対して、

$$\begin{aligned} H_0: \sigma &= 0 \\ H_1: \sigma &> 0 \end{aligned} \tag{16}$$

を検定する。(16)において帰無仮説が棄却されれば、多重CES型生産関数のカテゴリーとして要素 $i, j$ をCES型で特定化する事は妥当としてよい。こうした方法を、各タイプのカテゴリーについて適宜実行する事により、タイプを決定する事ができる。

まず表4に、 $CES_2(K, E)$ に関する弱分離可能性テストの結果を示した。<sup>18)</sup>テストの前半部分に1%の有意水準、後半部分に5%の有意水準を割り当てる事にすると、<sup>19)</sup>食料品、窯業土石はケースI, IIとも、 $J=CES_2(K, E)$ の存在が支持される。しかし、紙・パルプについては $\beta_L = \beta_M = 0$ が棄却され、かつ $\sigma_2$ も有意でないので、 $CES_2(K, E)$ の妥当性は疑わしい。<sup>20)</sup>

よって、次に食料品、窯業土石の2産業について、各タイプの $CES_1$ に関する弱分離可能性テストの結果を表5に示す。なお、紙・パルプについても、参考として表5に示している。

表5において、食料品、窯業土石はともに、タイプIIについてはケースIで $\beta_M = 0$ が棄却され、タイプIIIについてはケースIIで $\sigma_1$ が有意でない。このため、タイプIIの $CES_1$ はケースIにおいて、タイプIIIの $CES_1$ はケースIIにおいて否定される。これに対しタイプIは、食料品、窯業土石ともケースI, IIの双方について期待される条件を満たしている。ケースIIはケースIに含まれているので、それぞれに異なるタイプを想定することはできない。よって、食料品、窯業土石について、以下ではタイプIを採用する。<sup>21), 22)</sup>

## 7. 計測結果

表6は、タイプIに基づく多重CES型生産関数の推定結果である。<sup>23)</sup>紙・パルプはKとEに関する弱分離可能性を満足しないが、参考としてタイプIで推定した結果を示す。<sup>24)</sup>食料品、窯業土石については、すべてのCESカテゴリーについて準凹条件が満たされている。<sup>25)</sup>

表7は、表6のパラメーター推定値から導かれたAES( $\sigma_{ij}$ )と自己価格弾力性( $\epsilon_{ii}$ )の計測値である。表7より、KとL、LとMのAESはケースI, IIとも正で、第1次石油危機前後を通じて代替的である事を示している。対照的にKとEのAESは、窯業土石についてケースIでは負、ケースIIでは正となっている。食料品でもKとEのAESは、ケースIではほとんど0であるのに対し、ケースIIでは3.69と大きい。この事は、資本とエネルギーの関係が第1次石油危機前後を境に変化しており、危機以前は補完的ないし独立的、危機以降は代替的となっている事を示唆するものである。<sup>26)</sup>

第4節でデータの性質を検討した際の結論は、仮説I~IIIに基づく限り、資本と

表6 推定結果<sup>1)</sup>(タイプI)

ケース	食料品		窯業土石		紙・パルプ	
	I	II	I	II	I	II
CES <sub>1</sub> (L, M)						
$\gamma_1$	0.9834	1.3203	1.0938	1.7412	1.2323	1.7691
$\delta_1$	0.1311 (8.9555)	0.1845 (6.2845)	0.2950 (15.2558)	0.4156 (25.036)	0.1428 (7.8042)	0.1858 (3.1039)
$\sigma_1$	1.1301 (12.6408)	1.4009 (7.6552)	1.0551 (8.5845)	2.3909 (6.9981)	0.8520 (11.0214)	1.0098 (4.0938)
$\bar{R}^2$	0.6281	0.5070	0.5520	0.5782	0.7325	0.3774
CES <sub>2</sub> (K, E)						
$\gamma_2$	1.2167	1.6140	1.5145	2.1036	1.2561	1.6553
$\delta_2$	0.9623 (17.3012)	0.8649 (7.0116)	0.9739 (5.6271)	0.6823 (4.6092)	0.9441 (3.5678)	0.6823 (2.0599)
$\sigma_2$	0.7606 (5.1061)	1.2623 (3.1542)	0.5271 (1.6779)	2.0917 (1.7682)	0.5110 (1.1790)	1.5240 (0.8614)
$\bar{R}^2$	0.2106	0.1378	0.02985	0.05728	0.00879	-0.010
CES <sub>0</sub> (V, J)						
$\gamma_0$	1.6285	1.5349	1.9263	1.9660	1.7733	2.1822
$\delta_0$	0.1880 (5.0349)	0.1182 (1.1075)	0.3759 (19.6928)	0.4178 (29.883)	0.2517 (3.9534)	0.7203 (5.4177)
$\sigma_0$	0.9386 (5.2190)	0.6619 (1.7509)	1.1899 (5.5683)	2.4656 (2.8630)	0.8881 (3.4709)	-1.0698 (-1.1153)
$\bar{R}^2$	0.2182	0.03558	0.3371	0.1706	0.2007	0.0092

(注) 1) ( )内はt値、 $\bar{R}^2$ は自由度修正済決定係数

表7 AES( $\sigma_{ij}$ )と自己価格弾力性( $\epsilon_{ii}$ )

ケース	食料品		窯業土石		紙・パルプ	
	I	II	I	II	I	II
$\sigma_{KE}$	0.05060	3.6922	-0.6297	1.4409	-0.4780	7.7765
$\sigma_{LM}$	1.1781	1.5838	0.9776	2.3472	0.8520	1.8859
$\sigma_{KL}$	0.9386	0.6619	1.1899	2.4656	0.8881	-1.0698 <sup>2)</sup>
( $=\sigma_{KM}=\sigma_{EM}=\sigma_{LM}$ )						
$\epsilon_{KK}$	-0.7513	-0.5920	-0.7275	-1.6381	-0.6184	0.2454 <sup>2)</sup>
$\epsilon_{EE}$	-0.7599	-1.2008	-0.5556	-2.0126	-0.5355	-1.0157
$\epsilon_{LL}$	-0.6976	-1.1338	-0.5002	-1.7346	-0.4646	-1.1864
$\epsilon_{MM}$	-0.2511	-0.2598	-0.4608	-1.2638	-0.2916	-0.02152

(注) 1) 計測値は、コストシェアの平均で評価している。

2)  $\sigma_{KL}=\sigma_{KM}=\sigma_{EL}=\sigma_{EM}<0, \epsilon_{KK}>0$ となるのは、準凹条件が満たされない事による。

表8  $\sigma_{KE}$ の直接効果と間接効果

産業 (ケース)	$\sigma_{KE}$	直接効果	間接効果
食料品 (I)	0.05060	3.7962	3.7456
食料品 (II)	3.6922	6.3708	2.6786
窯業土石 (I)	-0.6297	1.4469	2.0766
窯業土石 (II)	1.4409	5.7331	4.2922
紙・パルプ(I)	-0.4780	1.8516	2.3296
紙・パルプ(II)	7.7765	5.1977	2.5789

エネルギーの関係はケースⅡの方がより補完的になるという事であった。しかし、実際の計測結果は逆であり、これは、仮説Ⅳにおいて考えられたように、エネルギー代替投資の効果が大きかった事に起因すると思われる。そこで表8に、仮説Ⅳに従って、KとEのAESを直接効果と間接効果に分解して示した。

まず食料品、窯業土石について直接効果を見ると、両者ともケースⅡの方がIよりもかなり大きくなっている。これは、第1次石油危機後のエネルギー代替投資の盛行を反映していると考えられるが、この直接効果の上昇によってKとEの関係は代替的に転じたと言える。特にエネルギー多消費型産業である窯業土石では、セメント産業におけるキルンのNSP化や、板ガラス産業における溶解炉の燃焼効率向上を目的とした設備投資の進展により、直接効果は顕著な上昇を示していると言えるのではないだろうか。

これに対して間接効果は、窯業土石ではケースⅡの方が大きいのに対し、食料品はケースⅠの方が大きい。窯業土石でケースⅡの方が大きいのは、第1次石油危機以降のコスト圧力の上昇から企業収益を守るため、省力化・合理化投資にとどまらず雇用調整をも進めた結果であると考えられる。これに対し食料品の場合には、表1からも示唆されるように安定した需要に恵まれ、またエネルギーコストの圧力も窯業土石ほどでない事から、雇用調整という厳しい方法を採用する必要があまり無かったものと見られる。むしろ食料品では、金融コストの節減という形のコスト削減が促進され、これが $K_2$ の投入水準を引き下げることを通じて、ケースⅡにおける直接効果の上昇幅が窯業土石ほどにはならなかった事の一因を成したと思われる。

## 8. 比較

表9は、他の研究者による計測結果をまとめたものである。この表に示された諸結果についても、KとL、EとLを代替的とする点でほぼ一致している事、およびKとEについては代替的とするものと補完的とするものが相半ばしている事を指摘できる。表9では、この $\sigma_{KE}$ の不一致について見るため、仮説Ⅰ、Ⅱに基づき次のようなグループ分けを行っている(表9最終列)。

群の名称	データ	生産要素
T4	タイムシリーズ	K, L, E, M
T3	タイムシリーズ	K, L, E
C4	クロスセクション またはプーリング	K, L, E, M
C3	クロスセクション またはプーリング	K, L, E

仮説Ⅰ、Ⅱに従えば、T4群の $\sigma_{KE}$ は負、C3群の $\sigma_{KE}$ は正となる事が期待される。表9

表9 AESと自己価格弾力性の計測結果の比較

産業	研究者	$\sigma_{KE}$	$\sigma_{EL}$	$\sigma_{KL}$	$\sigma_{KM}$	$\sigma_{EM}$	$\sigma_{LM}$	$\epsilon_{EE}$	$\epsilon_{KK}$	$\epsilon_{LL}$	$\epsilon_{MM}$	関数型 データ	群
食料品	Kuroda-Wago(1982)ケースA	0.32	4.56	-0.028	1.01	-0.72	1.09	-0.14	-0.62	-0.72	-0.38	トランスログ型費用関数 タイムシリーズ 日本 1960-1972	T4
	Kuroda-Wago(1982)ケースB	-0.11	2.81	0.94	1.11	-0.096	0.67	-0.21	-0.78	-0.70	-0.37	トランスログ型費用関数 タイムシリーズ 日本 1960-1977	T4
	Sheinin(1979)	-3.09	3.42	3.42	0.24	0.24	0.24	-0.33	-0.66	-0.61	-0.067	多重CES型生産関数 タイムシリーズ USA 1959-1975	T4
	Prywes(1980)	-3.01	1.90	1.90	0.55	0.55	0.55	—	—	—	—	多重CES型生産関数 下位産業プール USA 1971-1976	C4
	Williams-Laumas(1981) <sup>1)</sup>	(0.16)	(-0.10)	(0.23)	(0.49)	(0.33)	(0.36)	-1.17	-0.69	-0.85	-0.63	トランスログ型費用関数 下位産業クロスセクション インド 1968	C4
	Halvorson-Ford(1979) <sup>2)</sup>	0.92	-0.49 2.70	0.24 1.89	—	—	—	—	—	—	—	トランスログ型費用関数 下位産業クロスセクション USA 1958	C3
	Humphrey-Moroney(1975) <sup>3)</sup> I	0.64	0.64	0.70	—	—	—	—	—	—	—	トランスログ型費用関数 下位産業クロスセクション USA 1963	C3
	Humphrey-Moroney(1975) <sup>3)</sup> II	1.34	1.51	1.44	—	—	—	—	—	—	—	トランスログ型費用関数 下位産業クロスセクション USA 1963	C3
	本章 ケース I	0.051	0.94	0.94	0.94	0.94	1.18	-0.76	-0.75	-0.70	-0.25	多重CES型生産関数 下位産業プール 日本 1965-1978	C4
	本章 ケース II	3.69	0.66	0.66	0.66	0.66	1.58	-1.20	-0.59	-1.13	-0.26	多重CES型生産関数 下位産業プール 日本 1975-1978	C4

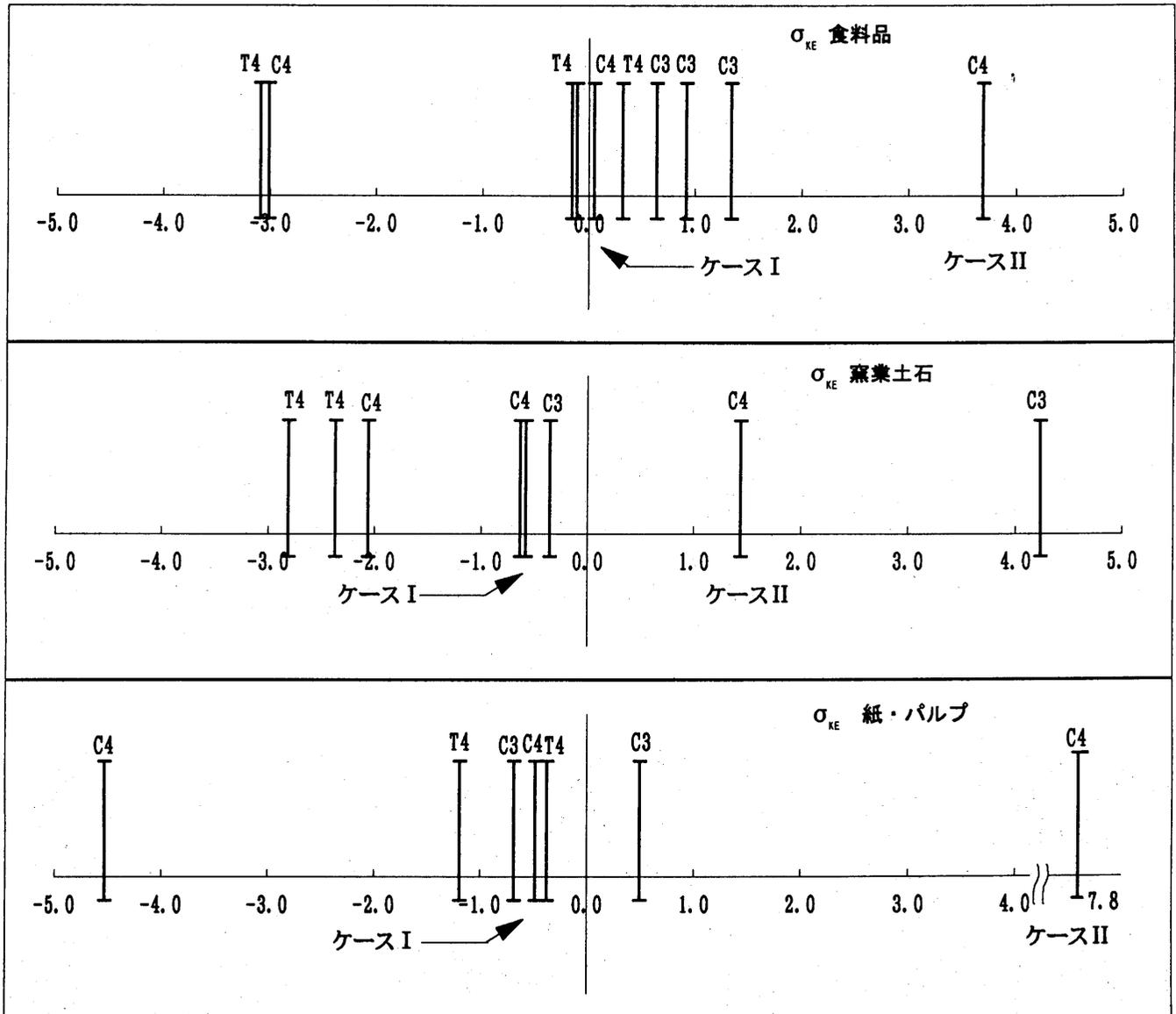
産業	研究者	$\sigma_{KE}$	$\sigma_{EL}$	$\sigma_{KL}$	$\sigma_{KM}$	$\sigma_{EM}$	$\sigma_{LM}$	$\epsilon_{EE}$	$\epsilon_{KK}$	$\epsilon_{LL}$	$\epsilon_{MM}$	関数型 データ	群
窯業 土石	Kuroda-Wago (1982) ケースA	-2.81	-3.48	-0.12	1.36	2.07	2.10	-0.012	-0.57	-0.94	-0.77	食料品を参照	T4
	Kuroda-Wago (1982) ケースB	-2.37	0.18	1.10	0.56	0.76	1.51	-0.012	-0.36	-1.07	-0.43	"	T4
	Prywes (1980)	-2.06	1.70	1.70	1.26	1.26	1.26	—	—	—	—	"	C4
	Williams-Laumas (1981) <sup>1)</sup>	(0.35)	(0.26)	(0.39)	(0.24)	(0.036)	(0.28)	-1.13	-0.60	-1.16	-0.56	"	C4
	Humphrey-Moroney (1975) <sup>3)</sup> I	-0.58	0.064	1.66	—	—	—	—	—	—	—	"	C3
	Humphrey-Moroney (1975) <sup>3)</sup> II	4.24	4.89	2.29	—	—	—	—	—	—	—	"	C3
	本章 ケース I	-0.63	1.19	1.19	1.19	1.19	0.98	-0.56	-0.73	-0.50	-0.46	"	C4
	本章 ケース II	1.44	2.47	2.47	2.47	2.47	2.35	-2.01	-1.64	-1.73	-1.26	"	C4
紙・ パルプ	Kuroda-Wago (1982) ケースA	-0.37	-3.85	0.48	0.92	4.33	0.32	-2.49	-0.67	-0.15	-0.36	食料品を参照	T4
	Kuroda-Wago (1982) ケースB	-1.19	0.63	-0.18	0.79	0.38	0.96	-0.13	-0.48	-0.65	-0.25	"	T4
	Prywes (1980)	-4.53	1.56	1.56	1.61	1.61	1.61	—	—	—	—	"	C4
	Humphrey-Moroney (1975) <sup>3)</sup> I	-0.68	4.49	0.53	—	—	—	—	—	—	—	"	C3
	Humphrey-Moroney (1975) <sup>3)</sup> II	0.50	2.46	0.37	—	—	—	—	—	—	—	"	C3
	本章 ケース I	-0.48	0.89	0.89	0.89	0.89	0.85	-0.54	-0.62	-0.46	-0.29	"	C4
	本章 ケース II	7.78	-1.07	-1.07	-1.07	-1.07	1.89	-1.02	0.25	-1.19	-0.02	"	C4

(注) 1) Williams-Laumas の $\sigma_{ij}$ は、交叉価格弾力性の平均 $(\epsilon_{ij} + \epsilon_{ji})/2$ を( )でくくって示した。

2) Halvorson-Ford は、労働をブルーカラーとホワイトカラーに分離している。そこで、 $\sigma_{KL}$ と $\sigma_{EL}$ は、上段にブルーカラー、下段にホワイトカラーを取り、それぞれK, EとのAESを示した。

3) Humphrey-Moroney は、エネルギーの代わりに天然資源一般を用いている。

図1 資本とエネルギーの代替弾力性の比較



のうちこれに反するのは、食料品で Kuroda-Wago のケース B、窯業土石、紙・パルプで Humphrey-Moroney の費用関数の場合だけであり、仮説 I, II は表 9 の諸結果に対しても一定の説明力を持っていると言える。しかし、表 9 の  $\sigma_{KE}$  を産業別に数直線上に並べた図 1 を見ると、ケース II が大きく右方へ偏寄している事がわかる。ケース I が他の計測結果の比較的集中する部分に位置している事と比べると、この偏寄は仮説 I, II によっては説明できず、図 1 の中でケース II だけが第 1 次石油危機後のデータで計測されている事に原因があると言えよう。

同様に、E と L の自己価格弾力性 ( $\varepsilon_{EE}, \varepsilon_{LL}$ ) についても食料品、窯業土石の両産業でケース II の計測値は (絶対値で) 最も大きい。この事もまた、第 1 次石油危機後のエネルギーと労働によるコスト圧力の高まりを反映しているものと考えられる。

## 9. おわりに

本章では、資本とエネルギーの関係が第 1 次石油危機前後で異なっている事、すなわち危機以前は補完的ないし独立的であるのに対し、危機以降は強い代替性がある事を見た。そして、資本とエネルギーの関係を代替的に転じさせた原因が、省エネルギー投資に基づく直接効果の増大にある事を、多重 CES 型生産関数を用いた分析によって確認した。

しかし、当然ながらこれらの分析には問題点が残されている。第 1 に、本章では第 1 次石油危機直後という大きな調整期間を分析対象としながら、静学的な即時調整を仮定している。これは必ずしも満足すべき事ではないだろう。第 2 に、プールデータを用いたため技術進歩を無視 (ないし Hicks 中立性を仮定) したが、技術進歩のバイアスが、AES に及ぼす影響を計測する事も必要であろう。多重 CES 型タイプの計測結果は、すべて有意ではあるが決定係数が低い。この事は、動学的調整ファクターと共に技術進歩要因が説明変数に含まれていない事に原因があると思われる。第 3 に、資本やエネルギーを一括して扱うのではなく、もっと細分化する必要がある。省エネルギー投資は、単に同一エネルギーの消費効率を改善するためだけでなく、より安価な他のエネルギーへの代替をも目的とする場合があるからである。

特に第 1 点に関しては、最近用いられるようになった、投資の内部費用を考慮した伸縮的加速度モデルが有効であろう。<sup>27)</sup> 伸縮的加速度モデルでは、資本ストックの調整速度と投資の内部費用が、費用関数のパラメーターに基づいて計測される。したがって、これらの計測値と代替弾力性とを結びつけて議論することは容易であり、それによって、生産要素の代替、補完関係について、より含意に富んだ分析を行い得ると考えられる。<sup>28)</sup>

その際、第 1 次石油危機と第 2 次石油危機とで、エネルギー代替のパフォーマンスを比較する事なども興味ある問題であり、こうした方向の研究が今後の課題である。

付録1 石油危機前のデータによる計測

石油危機前2時点(1965, 1970)のデータによる計測を次のように行った。まず多重CES型タイプIを試みたが、CES<sub>2</sub>(L, M)がテストに合格しなかった。そこで、弱分離性を

$$Q=f[J(K, E), L, M]$$

のように想定してトランスログ型を用い計測した。しかし、安定的な推定値が得られなかったため、さらに非中立的技術進歩を仮定し、次のような結果を得た。

産業	食料品	窯業土石	紙・パルプ
$\sigma_{KE}$	-2.69	-0.27	-12.6

これらは、石油危機前において資本とエネルギーが補完的である事を示唆している。また技術進歩の非中立性は、尤度比検定により棄却されない。ただし、時系列を2時点しか含まないプールデータによって、技術進歩の非中立性を仮定したモデルを推定する事には無理があると考えられるので、この計測値は暫定的なものにとどめる事としたい。

付録2 <(11a)~(11d)の導出>

産出を一定とする時、自己価格弾力性( $\epsilon_{ii}$ )と交叉価格弾力性( $\epsilon_{ij}, i \neq j$ )に関して、

$$\sum_i \epsilon_{ij} = \sum_j \epsilon_{ij} = 0, \quad i, j = K, E, L, M$$

である。一方、AES( $\sigma_{ij}$ )と交叉価格弾力性の関係は、

$$\epsilon_{ij} = \sigma_{ij} \cdot S_j, \quad i, j = K, E, L, M$$

ただし、 $S_j$ は第j要素のコストシェア

よって、

$$\epsilon_{ii} = - \sum_{i \neq j} \sigma_{ij} \cdot S_j, \quad i, j = K, E, L, M$$

となる。(8)~(10)で与えられる $\sigma_{ij}$ を代入すれば、(11a)~(11d)を得る。

< $\hat{S}_K, \hat{S}_E, \hat{S}_L, \hat{S}_M$ の導出>

$S_{EJ}, S_{MV}, S_J$ を次のように定義する。

$$S_{EJ} = \frac{p_E E}{p_K K + p_E E} = 1 / \left( 1 + \frac{p_K K}{p_E E} \right)$$

$$S_{MV} = \frac{p_M M}{p_L L + p_M M} = 1 / \left( 1 + \frac{p_L L}{p_M M} \right)$$

$$S_J = \frac{p_K K + p_E E}{p_K K + p_E E + p_L L + p_M M} = 1 / \left( 1 + \frac{p_V V}{p_J J} \right)$$

K/E, L/M, V/Jについて費用最小化条件を用いれば、

$$S_{EJ} = (1-\delta_2)^\sigma \left( \frac{p_E}{\gamma_2 \cdot p_J} \right)^{1-\sigma}$$

$$S_{MV} = (1-\delta_1)^\sigma \left( \frac{p_M}{\gamma_1 \cdot p_V} \right)^{1-\sigma}$$

$$S_J = (1-\delta_0)^\sigma \left( \frac{p_J}{\tilde{p}} \right)^{1-\sigma}$$

ただし  $\tilde{p} = [\delta_0^\sigma p_V^{1-\sigma} + (1-\delta_0) p_J^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)}$  を得る。同様にして、

$$S_{KJ} = \frac{p_K K}{p_K K + p_E E} = \delta_2^\sigma \left( \frac{p_K}{\gamma_2 \cdot p_J} \right)^{1-\sigma}$$

$$S_{LV} = \frac{p_L L}{p_L L + p_M M} = \delta_1^\sigma \left( \frac{p_L}{\gamma_1 \cdot p_V} \right)^{1-\sigma}$$

$$S_V = \frac{p_L L + p_M M}{p_K K + p_E E + p_L L + p_M M} = \delta_0^\sigma \left( \frac{p_V}{\tilde{p}} \right)^{1-\sigma}$$

これらより、コストシェアの理論値は、

$$\begin{aligned} \hat{S}_K &= \hat{S}_{KJ} \cdot \hat{S}_J, & \hat{S}_E &= \hat{S}_{EJ} \cdot \hat{S}_J \\ \hat{S}_L &= \hat{S}_{LV} \cdot \hat{S}_V, & \hat{S}_M &= \hat{S}_{MV} \cdot \hat{S}_V \end{aligned}$$

のように求められる。ただし、 $\hat{\cdot}$  は  $\gamma_i, \delta_i, \sigma_i$  ( $i=0, 1, 2$ ) に推定値を用いる事を示す。

### 付録3 使用データ

#### (a) コストデータ

コストに関するデータは、すべて工業統計表産業編の従業者20人以上(1977, 1978については30人以上)の事業所統計より採取し、それをコード・コンバーターを用いて産業連関表ベースに換算したものである。

労働 ( $p_L \cdot L$ ): 常用労働者現金給与総額

資本 ( $p_K \cdot K$ ): (付加価値額+減価償却額- $p_L \cdot L$ )

エネルギー ( $p_E \cdot E$ ): (燃料使用額+購入電力使用額)

非エネルギー中間財 ( $p_M \cdot M$ ): (原材料使用額等- $p_E \cdot E$ )

なお、購入電力には自家発電を含まない(工業統計表産業編参照)。自家発電用燃料は、燃料使用額に含まれている。

#### (b) 価格データ

価格データは、すべて1975年平均を1.0として指数化している。

賃金率( $p_L$ ):  $p_L = (\text{常用労働者現金給与総額}) / (L \cdot H)$

Lは常用労働者年間月平均数(工業統計表)、Hは常用労働者総実労働時間(毎月勤労統計)。

資本金用役価格( $p_K$ ):  $p_K = p^I (i - f + d)$

$p^I$ は資本財価格指数、 $f$ は資本財価格指数上昇率、 $d$ は減価償却率、 $i$ は全国銀行貸出約定平均金利、ただし、 $d$ は工業統計表、 $f$ は卸売物価指数年報より採取。 $p^I$ は昭和50年産業連関表資本取引表の計数をウェイトにしてラスパイレス指数を作成している。

エネルギー価格( $p_E$ ), 非エネルギー中間財価格( $p_M$ ):

各年次産業連関表(昭和40-45-50年接続表、昭和52, 53年延長表)の投入品目をエネルギーと非エネルギーに分け、それぞれについて国内需要品デフレーターを用いてディヴィジア価格指数を作成した。ただし、電力は民生用電力が含まれるのでこれを用いず、代わりに卸売物価指数年報の大口電力と小口電力を統合して産業用電力価格指数とした。

注

\* 本章は、根本二郎(1984)「エネルギーと非エネルギー生産要素の間の代替可能性について—多重CES型生産関数による計量分析」『季刊理論経済学』第35巻2号, 139-158. に若干の加筆を行ったものである。

1) 多重CES型生産関数は、Sato(1967)が提案した2段階CES型生産関数を、Mundlak and Razin(1969)(1971)が一般化したものである。最近では、Sheinin[31], Prywes[28]によってエネルギーを含む生産関数の特定化に用いられている。

2) プールは、昭和50年表に準拠して作成された産業連関表の利用可能な時点で行っている。なお、データの詳細については付録3を参照の事。

3) B/Wは、4要素生産関数  $f(K, E, L, M)$  (K:資本, E:エネルギー, L:労働, M:非エネルギー中間財)を用い、1947-1971年のアメリカ製造業の年次時系列データによって計測を行った。これに対してG/Gは、3要素生産関数を用い、先進9か国の製造業を4時点(1955, 1960, 1965, 1969)でプールしたデータによって計測を行った。

4) 時系列データを用いて負の  $\sigma_{KE}$  を計測したものとしては、Hudson and Jorgenson(1974), Magnus(1979)がある。またプールデータを用いて正の  $\sigma_{KE}$  を計測したものとしては、Pindyck(1979), Özatalay et al. (1979)が挙げられる。なお、本章表9も参照の事。

5) この時、 $f^*$ のホモセティシティより、Jもホモセティックとなる[Lau(1970)]が、 $f^*$ を適当に書き換える事によりJを1次同次としても一般性は失われない。そこでJを1次同次とすると、 $p_J$ はJから独立となり、

$$p_J(p_K, p_E) = \min_{K, E} \left\{ \frac{p_K K + p_E E}{\bar{J}} \mid J(K, E) = \bar{J} > 0 \right\}$$

なる関係が成立する。

6) Jは1次同次としている。

7) 4要素モデルで負の  $\sigma_{KE}$  を計測したものとしては、Hudson and Jorgenson(1974), Fuss(1977)がある。また3要素モデルで正の  $\sigma_{KE}$  を計測したものとしては、Pindyck(1979)が挙げられる。

8) Berndt and Wood(1979)では、(5)式第1項を純弾力性(net elasticity)、第2項を拡張弾力性(expansion elasticity)と呼んでいる。

9) この点については、Griffin(1981)を参照。

10) このように4要素生産関数を想定する事は、各種の資本、エネルギー、労働、非エネルギー中間財が、それぞれひとつのカテゴリーに集計可能である事を前提とする。すなわち、第i種類の資本を $k_i$ 、第i種エネルギーを $e_i$ 、第i種労働を $l_i$ 、第i種非エネルギー中間財を $m_i$ とすると、生産関数が、

$$Q=f[K(k_1, \dots, k_p), E(e_1, \dots, e_q), L(l_1, \dots, l_r), M(m_1, \dots, m_s)]$$

のように弱分離可能となる事が前提である。(2)では、これに加えてJの弱分離性を仮定している。ここでは、Jの弱分離性についてはテストするが、データの制約から4要素生産関数の仮定については、これを先験的に仮定する。

11) 弱分離可能性を仮定する事は、AESに一定の制約を課す事と同値である。生産要素の部分集合 $N_s$ と $N_t$ に含まれる要素が、それぞれ別々のカテゴリーに弱分離可能である時、生産関数がホモセティックならば、

$$\sigma_{ik} = \sigma_{jk}, \forall i \in N_s, \forall j \in N_t, \forall k \in N_s \cup N_t$$

が成立する[Berndt and Christensen(1973)]。明らかのように、B/C流の制約は、このAESの等号制約に加えて、少なくともひとつのAESないしカテゴリーの代替弾力性を1に制約してしまう。Blackorby et al. (1977)は、一般化レオンチェフ型などのトランスログ型以外のフレキシブルな関数型も、同様の厳しい制約を持つ事を示している。

12) タイプII, IIIについてもタイプIと同様な方法で推定できる。

13) 多重CES型はself-dualであるので、生産関数と費用関数のどちらを特定化しても結果は同じである。タイプIに双対な費用関数は、

$$C = P \text{CES}_0 [P \text{CES}_1(p_K, p_E), P \text{CES}_2(p_L, p_M)] \cdot Q^{1/\sigma}$$

$$P \text{CES}_i(p_x, p_y) = \frac{1}{\gamma_i} [\delta_i^\sigma p_x^{1-\sigma} + (1-\delta_i)^\sigma p_y^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)} \quad i = 0, 1, 2$$

であるが、Shephardの補題を用いると回帰方程式(6a)～(6c)が得られる。

14) ここでは、1975年で $\hat{p}_v = \hat{p}_j = 1.0$ となるように決める。

15)  $\hat{S}_K, \hat{S}_E, \hat{S}_L, \hat{S}_M$ は、パラメーター推定値から求められる各要素のコストシェア理論値である。これらおよび(11a)～(11d)の導出については、付録2を参照の事。また、(8)～(10)の導出については、Sato(1967)のAppendixを参照。

16)  $\sigma_{KE}$ と $\sigma_{LM}$ が、コストシェアの変化に従って可変であるのは、トランスログ型と同様であるが、その他のAESが常に一定値 $\sigma_0$ を取るのは、多重CES型固有の性質である。また、 $\sigma_{KL}, \sigma_{KM}, \sigma_{EL}, \sigma_{EM}$ が相互に等しくなるのは、タイプIが前提にする要素間の弱分離性に伴うものである(脚注11参照)。

17) Prywes(1980)は、多重CES型生産関数に基づく弱分離可能性テストとして(12)を使い、 $Q_i/Q_j = x_i/x_j$ と仮定して $x_i/x_j$ と $x_k$ の偏相関の有意性検定を行っている。しかしこの方法は、i)  $Q_i/Q_j = x_i/x_j$ の仮定が厳しすぎる、ii)  $x_i/x_j = \sum_{k \in N} \beta_k x_k$ なる線形モデル

を暗黙のうちに想定する事になるが、これは多重CES型生産関数モデルに斉合的でない、という弱点を有している。

18) 実際の分析作業において、プーリングのためのダミーはほとんどが有意性を示

さなかつたため、これを用いていない。その代わり、i) 推定残差が複数時点で標準誤差の2倍以上になる産業、ii) CES<sub>2</sub>(K, E)の弱分離性テストの結果を著しく攪乱する産業（プールを小グループに分割して弱分離テストを行い拾い出した）を、プールから取り除いた。その結果、食料品産業のプールから、パン・菓子、調味料、澱粉、水飴・ぶどう糖、食用塩、製氷、茶・コーヒー、配合飼料の8産業が除かれた。19) テスト全体について設定される有意水準は、5.95%になる[Denny and Fuss(1977)]。

20) 工学技術的關係よりも付加価値分配關係が安定的と考えれば、(K, L)が弱分離可能となるはずである。しかし、(K, L)の弱分離性は、食料品、窯業土石の2産業について棄却された。

21) われわれと同じく多重CES型を用いたPrywes(1980), Sheinin(1979)は、ともにタイプIIを採用している。タイプの選定は、Prywesは脚注17で述べた方法を用い、Sheininは他のタイプでは妥当な推定結果が得られなかったとしている。両者のデータ、計測値については表9を参照。

22) 参考として、タイプIの弱分離可能性を、トランスログ型に基づくD/F流制約のテストによって検定した結果を次に示す。（自由度3,  $\chi_{0.01}^2 = 11.34$ ,  $\chi_{0.05}^2 = 7.81$ ）

産業	食料品		窯業土石		紙・パルプ	
	I	II	I	II	I	II
尤度比	7.46	9.25	1.71	4.40	25.5	25.6

D/F流制約は紙・パルプでは棄却されるが、食料品と窯業土石では棄却されない。

23) (6a)～(6c)は同時的要素需要関数で、相互に独立ではない。よって、推定法はこの点を考慮すべきである。しかし、(6a)(6b)に反復Zellner法を適用した結果は、表6に掲げる最小2乗推定値と事実上同一であった。

24) 紙・パルプについては、弱分離可能性の仮定をはずしてトランスログ型による計測を試みたが、準凹条件がケースI, IIとも満たされなかった。紙・パルプでは、購入電力と自家発電用の重油・石炭の間に明確な代替関係がある[熊倉(1978), 末綱(1980)]。この代替が自家発電設備への投資を伴うために、4要素生産関数の仮定(脚注10)が満たされなくなる事が問題であるかもしれない。

25) 生産関数としての説明力についてもチェックするため(7)式を計測したが、決定係数はすべて0.95以上であり、良好なフィットが示された。

26) 参考として、石油危機以前(1965, 1970)のみのデータによる計測結果について付録1に示している。

27) 伸縮的加速度モデルは、Berndt et al.(1980), Denny et al.(1981), Morrison and Berndt(1981), 坂下他(1983)によってエネルギー分析に用いられている。

28) たとえば坂下他(1983)は、日本の製造業に関する計測結果とDenny et

al. (1981)によるアメリカの計測結果とを比較し、日本の方が資本とエネルギーの関係がより代替的であり、かつ資本の調整速度が大きい事から、石油危機後の日米経済のパフォーマンスの差を評価しようとしている。ただし、両者の推定期間が異なる(坂下他は1961-1979, Denny et al. は1948-1971)ので、計測結果の相違が日米の技術構造の違いによるのか、推定期間が石油危機後を含むか否かに関係するのかといった問題については、なお検討が必要であろう。

## 引用文献

- Berndt, E. R. and L. Christensen (1973) "The Internal Structure of Functional Relationships: Separability and Aggregation," *Review of Economic Studies* 40, 403-410.
- Berndt, E. R., M. A. Fuss and L. Waverman (1980) *Dynamic Adjustment Models of Industrial Energy Demand: Empirical Analysis for U. S. Manufacturing, 1947-1974*, Final Report, EA-1613, Electric Power Research Institute.
- Berndt, E. R. and D. O. Wood (1979) "Engineering and Econometric Interpretations of Energy-Capital Complementarity," *American Economic Review* 69, 342-354.
- Berndt, E. R. and D. O. Wood (1977) "Engineering and Econometric Approaches to Industrial Energy Conservation and Capital Formation: A Reconciliation," *Energy Laboratory working paper 77-040*, MIT.
- Berndt, E. R. and D. O. Wood (1975) "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy," *Review of Economics and Statistics* 56, 259-268.
- Blackorby, C., D. Primont and R. R. Russell (1977) "On Testing Separability Restrictions with Flexible Functional Forms," *Journal of Econometrics* 5, 195-209.
- Denny, M. and M. Fuss (1977) "The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregates," *American Economic Review* 67, 404-418.
- Denny, M., M. Fuss and L. Waverman (1981) "The Substitution Possibilities for Energy: Evidence from U. S. and Canadian Manufacturing Industries," in E. R. Berndt and B. C. Field, eds., *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, MIT Press, 230-258.
- Diewert, W. E. (1974) "Application of Duality Theory," in M. D. Intriligator and D. A. Kendrick, eds., *Frontiers of Quantitative Economics*, vol. II, Amsterdam, North-Holland, 106-171.

- Field, B. C. and C. Grebenstein (1980) "Capital-Energy Substitution in U. S. Manufacturing," *Review of Economics and Statistics* 67, 207-212.
- Fuss, M. A. (1977) "The Demand for Energy in Canadian Manufacturing," *Journal of Econometrics* 5, 89-116.
- Goldman, S. M. and H. Uzawa (1964) "A Note on Separability in Demand Analysis," *Econometrica* 32, 387-399.
- Griffin, J. M. (1981) "The Energy-Capital Complementarity Controversy: A Progress Report on Reconciliation Attempts," in E. R. Berndt and B. C. Field eds., *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, MIT Press, 70-80.
- Griffin, J. M. and P. R. Gregory, (1976) "An Inter-Country Translog Model of Energy Substitution Responses," *American Economic Review* 66, 845-857.
- Halvorson, R. and J. Ford (1979) "Substitution among Energy, Capital and Labour Inputs in U. S. Manufacturing," in R. S. Pindyck, eds., *Advances in the Economics of Energy and Resources*, vol. I, *The Structure of Energy Markets*, 51-75.
- Hudson, E. A. and D. W. Jorgenson (1974) "U. S. Energy Policy and Economic Growth, 1975-2000," *Bell Journal of Economics and Management Science* 5, 461-514.
- Humphrey, D. B. and J. R. Moroney (1975) "Substitution among Capital, Labour and Natural Resource Products in American Manufacturing," *Journal of Political Economy* 83, 57-82.
- Kopp, R. J. and V. K. Smith (1979) "Capital-Energy Complementarity: Further Evidence," Paper presented at the annual meeting of the Southern Economic Association, Atlanta, Georgia.
- 熊倉修(1978)「紙・パルプ産業におけるエネルギー消費」『電力経済研究』13, 1-19.
- Kuroda, M. and H. Wago (1982) "Relative Price Changes and Biases of Technical Change in Japan—KLEM Production Model," *KEO Discussion Paper*, Keio University.
- Lau, L. J. (1970) "Duality and the Structure of Utility Functions," *Journal of Economic Theory* 1, 374-396.
- Magnus, J. R. (1979) "Substitution Between Energy and Non-Energy Inputs in the Netherlands 1950-1974," *International Economic Review* 20, 465-484.
- Morrison, C. J. and E. R. Berndt (1981) "Short-Run Labour Productivity in a Dynamic Model," *Journal of Econometrics* 16, 339-365.
- Mundlak, Y. and A. Razin (1971) "On Multi-Stage, Multi-Product Production

- Functions," *American Journal of Agricultural Economics* 53, 491-499.
- Mundlak, Y. and A. Razin (1969) "On Aggregation Index Numbers and the Measurement of Technical Change," *Review of Economics and Statistics* 51, 166-175.
- Özatalay, S., S. Grubaugh and T. V. Long II (1979) "Energy Substitution and National Energy Policy," *American Economic Review Proceeding* 69, 369-371.
- Pindyck, R. S. (1979) "Interfuel Substitution and the Industrial Demand for Energy: An International Comparison," *Review of Economics and Statistics* 61, 169-179.
- Prywes, M. (1980) "A Nested CES Production Function Approach to Factor Substitution and Capacity Utilization," University of Pennsylvania.
- 坂下昇・木下宗七・堀内行蔵・鈴木和志・山崎福寿・今村肇(1983)「設備投資研究 '82——調整過程における新たな企業行動——」『経済経営研究』4-2, 日本開発銀行設備投資研究所.
- Sato, K. (1967) "A Two-Level Constant-Elasticity-of-Substitution Production Function," *Review of Economic Studies* 34, 201-218.
- Sheinin, Y. (1979) "The Demand for Factor Inputs under a Three-Level CES Four Factor Production Function: Derivation, Estimation and Comparison of Alternative Approaches," University of Pennsylvania.
- Shephard, R. W. (1970) *Theory of Cost and Production Functions*, Princeton University Press.
- 末綱一郎(1980)「省エネルギーの現状と今後の課題」『日本興業銀行調査月報』200, 2-71.
- Williams, M. and P. Laumas (1981) "The Relation between Energy and Non-Energy Inputs in India's Manufacturing Industries," *Journal of Industrial Economics* 30, 113-122.
- Wills, J. (1979) "Technical Change in the U.S. Primary Metal Industry," *Journal of Econometrics* 10, 85-98.

### 第3章 電気事業の規模の経済性の計測 — 可変要素需要モデルの応用1\*

#### 1. はじめに

近年、電力業の規制緩和の是非が議論されるようになってきているが、これらを経済学的な立場から検討しようとする、その費用構造の特性について知らなければならぬ。本章では、わが国の電気事業について、規模の経済性の検証と過剰資本の存在に関する検証を費用関数の構造パラメータに基づいて行い、規制をめぐる議論に不可欠な実証データを提供する。

わが国では、電気事業者は料金規制の下にある地域独占供給者である。競争を排除して地域独占を認める根拠は、電気事業の費用構造が自然独占であって、単一の生産者によるサービスの供給が最も効率的であると考えられているからに他ならない。しかし最近になって、これに疑問を投げかける見解が現れてきている。たとえば、大蔵省財政金融研究所(1986)において、茅らの研究グループは、1970年代半ば以降、環境対策費の増大による火力発電所の建設単価の上昇や、送電線の長距離化、過密地域での配電設備建設コストの高騰、負荷率の悪化などの要因により、電気事業の規模の経済性にかげりが生じていることを指摘している。<sup>1)</sup>そこで本章では、第一の目的としてわが国9電気事業者の費用関数を推定し、平均費用が逓増的であるか逓減的であるかを検証する。規模の経済性が消失しているということになれば、電気事業者を地域独占にしておく根拠は失われ、競争の導入が図られるべきであるということになる。<sup>2)</sup>

次に、わが国の電気事業者に対して行われてきた料金規制はレートベース方式による公正報酬率規制である。これはまず、レートベースである資本(真実かつ有効な事業資産と表現される)に所定の公正報酬率を乗じて公正報酬を決め、その上に人件費、燃料費等のコストの合計を加えて総括原価を算定する。そして料金は、ちょうど総括原価をカバーするような水準に決定するのである。<sup>3)</sup>このような公正報酬率規制では、電気事業者にとっての利潤である公正報酬がレートベースに一定率を乗じて決められるため、レートベース(つまり資本)を過大に持とうとする誘因が働き、生産要素の配分に非効率を生じる可能性がある。これがいわゆるアバーチ=ジョンソン効果である[Averch and Johnson(1962)]。日本の電気事業において実際にアバーチ=ジョンソン効果が存在するかどうかについては、Tawada and Katayama(1990)が存在に否定的な結果を得ている。しかし、Madono(1995)では逆の結果であり、確定的な結論を下すにはなお追試が必要だと思われる。一方、アメリカの電気事業を対象にした研究では、Nelson and Wohar(1983)が、1950-78年の期間について検証を行い、1974-78年についてアバーチ=ジョンソン効果が認められると

している。1973年以前にはアバーチ=ジョンソン効果が認められないことについて、Nelson and Wohar は公正報酬率に比べて相対的に低い資本コストをその理由としている。もしそうだとすると、第一次石油ショック後の日本においても、火力発電のウェイトを減らすための原子力発電設備建設の促進が資本コストを高めていることから、規制による制約が強化されている可能性がある。こうしたことから、本章の第二の目的として、1980年代に入った時点でわが国の電気事業に過剰資本の保有が認められるかどうかの検証を行う。

そのために、トランスログ型費用関数を推定するが、特にここでは資本の固定性に留意して可変費用関数モデルを採用する。電気事業については、従来から数多くのトランスログ型費用関数の推定結果が報告されているが、それらのほとんどは資本を含むすべての生産要素が常に最適な水準に調整されていることを前提にするものであった。<sup>4)</sup>これは明らかに不満足な仮定であり、特に電気事業の性質から、少なくとも資本ストックについて短期的には固定要素として扱うのが妥当である。しかし一方、規制緩和のような政策的な議論は短期的な行動の結果でなく、長期的な関係に基づいて成されるべきである。したがって、長期平均費用関数が識別されなければならない。可変費用関数モデルはこのような要請に答えるものであり、推定にあたっては短期費用関数を推定するが、ひとたび短期費用関数が推定されると包絡線定理を利用して長期均衡における費用の産出弾力性をはじめ長期費用関数の特徴を把握することが可能となる。<sup>5)</sup>特に、長期的に最適な資本ストックの水準を計測することが可能となり、これに Kulatilaka(1985) の提案したテストを行うことにより、実際に電気事業が保有している資本ストックが過大であるかどうかを統計的に検証できる。

以下、続く第2節において可変費用関数モデルについて説明し、第3節で可変費用関数の特定化と推定について説明する。さらに第4節において結果を提示し、第5節で結論を要約する。

## 2. モデル

電気事業者は、労働 (L) , 燃料 (F) , 資本 (K) を投入して発電 (Y) を行うものとし、生産関数を

$$Y=f(L, F, K) \quad (1)$$

とする。資本の投入水準を短期的に一定と仮定し、所与の需要の下で労働と燃料について可変費用が最小化されるものすると、次のような可変費用関数を定義できる。

$$VC(P_L, P_F; Y, K) = \min_{L, F} \{P_L L + P_F F \mid Y \leq f(L, F, K)\} \quad (2)$$

ただし、 $P_L$ は賃金率、 $P_F$ は燃料価格である。生産関数が凹で非減少関数であれば、Lau(1978)による双対定理から、可変費用関数  $VC(P_L, P_F; Y, K)$  は、i)  $P_L$ と $P_F$ について非減少 ii)  $P_L$ と $P_F$ に関して凹で $K$ に関して凸 iii)  $Y$ に関して非減少 という性質を持つ。資本の使用者費用を $P_K$ として資本費用を加えたものが短期総費用関数で、

$$STC(P_L, P_F, P_K; Y, K) = VC(P_L, P_F; Y, K) + P_K K \quad (3)$$

のように書ける。一方、長期均衡においては、資本はSTCを最小化する水準に決まる。したがって、これを $K^*$ とすると、 $K^*$ は

$$\frac{\partial STC(P_L, P_F, P_K; Y, K^*)}{\partial K} = \frac{\partial VC(P_L, P_F; Y, K^*)}{\partial K} + P_K = 0 \quad (4)$$

を解いて求められる。方程式(4)を $K^*$ について解き(3)の $K$ に代入すれば、長期総費用関数がのように得られる。短期と長期の総費用関数は $K=K^*$ の時にのみ等しく、 $K \neq K^*$ ならば

$$LTC(P_L, P_F, P_K; Y) = VC(P_L, P_F; Y, K^*(P_L, P_F, P_K, Y)) + P_K K^*(P_L, P_F, P_K, Y) \quad (5)$$

$LTC < STC$  である。観測されるデータが短期費用関数上にある限りデータから推定される関係は  $STC$  であるが、いったん  $STC$  が得られれば(4)式を解くことにより  $LTC$  を導くことができ、長期均衡点における費用構造の特性を明らかにすることができる。Christensen and Greene(1976) にしたがって、規模の経済性を  $1 - (\text{総費用の生産弾力性})$  で測ることにすると、これは短期および長期の費用曲線上で計測できて、まず短期について

$$\begin{aligned} {}^sSCE &= 1 - \left( \frac{\partial \ln STC}{\partial \ln Y} \right)_{K=\text{const.}} \\ &= 1 - \frac{\partial \ln VC(P_L, P_F; Y, K)}{\partial \ln Y} \end{aligned} \quad (6)$$

と  ${}^sSCE$  を定義する。定義より  ${}^sSCE < 0$  ならば短期平均費用曲線が右上がり、 ${}^sSCE > 0$  ならば右下がりである。通俗的な議論で「固定費用が大きければ平均費用

が逓減する」と主張されることがあるが、これは ${}^s\text{SCE} < 0$ という状況に対応している。これに対し、供給体制をどうすべきかというような政策的問題を検討するためには、長期費用曲線に沿って規模の経済性を計測すべきである。そのためには

$${}^L\text{SCE} = 1 - \frac{\partial \ln \text{LTC}}{\partial \ln Y} \quad (7)$$

として、 ${}^L\text{SCE} > 0$  ならば長期平均費用曲線が右下がりであるので規模の経済性が存在し、 ${}^L\text{SCE} < 0$  ならば長期平均費用曲線が右上がりとなって規模の不経済性が存在すると判定すればよい。 ${}^L\text{SCE}$  を可変費用関数 VC のパラメータから計測するには、(5)式の両辺をYで偏微分し限界生産性条件  $\partial Y / \partial K^* = P_K$  に留意すれば、

$${}^L\text{SCE} = 1 - \left( 1 - \frac{\partial \ln \text{VC}}{\partial \ln K} \right)_{K=K^*}^{-1} \left( \frac{\partial \ln \text{VC}}{\partial \ln Y} \right)_{K=K^*} \quad (8)$$

が得られるのでこれを利用する。<sup>6)</sup>

より厳密には、ある生産者が自然独占であるかどうかを判定する基準としては、規模の経済性よりも費用関数の劣加法性の方が重要である。費用の劣加法性は自然独占の必要十分条件であるが、規模の経済性は自然独占の十分条件であっても必要条件ではない。したがって規模の経済性が認められない場合 ( ${}^L\text{SCE} < 0$ ) には、費用の劣加法性について調べる必要がある。電気事業の長期費用関数は、任意の発電電力量  $y^0$  とその任意の分割  $y^1 > 0, y^2 > 0, \dots, y^k > 0, \sum_{j=1}^k y^j = y^0$  (ただし  $k$  も任意) に対して次の条件を満たす時またその時に限り、劣加法的である。

$$\text{LTC}(P_L, P_F, P_K; y^0) < \sum_{j=1}^k \text{LTC}(P_L, P_F, P_K; y^j) \quad (9)$$

つまり、劣加法的な費用関数によって特徴づけられる技術を持つ産業においては、複数企業によるどのような供給体制も、単一企業により供給が成される場合に比べて平均費用が大きくなってしまい、独占の成立が必然となる。Sharky (1982, p. 58) は、(9)式を次のように書き換えてよいことを示した。

$$\text{LTC}(P_L, P_F, P_K; y) < \text{LTC}(P_L, P_F, P_K; \theta y) + \text{LTC}(P_L, P_F, P_K; (1-\theta)y) \quad (10)$$

ただし、 $0 < y < y^0, 0 < \theta < 1$  である。費用関数の劣加法性を計量経済学的に直接テストす

る方法は知られていないが、適当な  $P_L, P_F, P_K, Y$  の下で  $\theta$  をある刻み幅で0から1まで動かして(10)式を評価することにより、劣加法性に関して実証的な知見を得ることが可能である。

次に、過剰資本を測る指標として、実際の資本ストック ( $K$ ) の最適資本ストック ( $K^*$ ) に対する比率を用いる。これを

$$R = \frac{K}{K^*} \quad (11)$$

とすると、 $R$ が1より有意に大きければ過剰な資本が保有されていることになり、アバーチ・ジョンソン効果の存在が示唆される。<sup>7)</sup>

### 3. モデルの特定化とデータ

実際にモデルを推定するために、可変費用関数をトランスログ型で特定化する。

$$\begin{aligned} \log VC = & \alpha_0 + \sum_{i=L,F} \alpha_i \log P_i + \alpha_Y \log Y + \alpha_K \log K + \alpha_T T \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=L,F} \sum_{j=L,F} \beta_{ij} \log P_i \log P_j + \frac{1}{2} \gamma_{YY} (\log Y)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{KK} (\log K)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{TT} T^2 \\ & + \sum_{i=L,F} \gamma_{iY} \log P_i \log Y + \sum_{i=L,F} \gamma_{iK} \log P_i \log K + \sum_{i=L,F} \gamma_{iT} (\log P_i) T \\ & + \gamma_{YK} \log Y \log K + \gamma_{YT} (\log Y) T + \gamma_{KT} (\log K) T + \delta_Y \text{DUM} (\log Y) \end{aligned} \quad (12)$$

ここで、 $\beta_{ij} = \beta_{ji}$  for  $i, j = L, F$ , また、 $T$ は技術進歩を考慮するためのタイム・トレンド変数、 $\text{DUM}$ は電気事業者間の固定効果を表すダミー変数で後である。可変費用関数は可変要素価格  $P_L, P_F$  について一次同次でなければならないので、(12)式には次のようなパラメータ制約が課されているものとする。

$$\sum_{i=L,F} \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=L,F} \beta_{ij} = \sum_{j=L,F} \beta_{ij} = 0, \quad \sum_{i=L,F} \gamma_{iY} = \sum_{i=L,F} \gamma_{iK} = \sum_{i=L,F} \gamma_{iT} = 0 \quad (13)$$

Shephardの補題より、(12)を  $\log P_L, \log P_F$  で偏微分すればコストシェア方程式

$$\begin{aligned} S_L &= \alpha_L + \gamma_{LL} \log P_L + \gamma_{LF} \log P_F + \gamma_{LY} \log Y + \gamma_{LK} \log K + \gamma_{LT} T \\ S_F &= \alpha_F + \gamma_{FL} \log P_L + \gamma_{FF} \log P_F + \gamma_{FY} \log Y + \gamma_{FK} \log K + \gamma_{FT} T \end{aligned} \quad (14)$$

が得られる。(14)式の左辺は労働と燃料のコストシェア、すなわち  $S_L = P_L L / (P_L L + P_F F)$ ,

$S_F = P_F F / (P_L L + P_F F)$  である。(12)式および(14)式右辺に加法的な誤差項を付加し、両式を推定する。ただし、 $S_L + S_F = 1$  であるので(14)の二つの式のうち一つは独立でない。そのため、誤差項の共分散行列が正則でなくなるのを防ぐため、(14)の二式のうち一つを推定式から落とし、落とした方の式のパラメータは制約(13)から求めるという手続きを取る。その際、どちらのコストシェア方程式を落とすかという問題が生じるが、良く知られているように推定に最尤法を用いる場合には、最尤推定量の

表1 トランスログ型可変費用関数の推定値

パラメータ	推定値	標準誤差
$\alpha_0$	89,257	68.373
$\alpha_F$	1.5115	0.4054
$\alpha_L$	-0.5115	0.4050
$\alpha_Y$	31.389	9.8796
$\delta_Y$	-0.0369	0.0139
$\alpha_K$	-32.196	11.969
$\alpha_T$	-0.1300	1.2404
$\beta_{FF}$	0.1048	0.0193
$\beta_{LE}$	-0.1049	0.0193
$\beta_{LL}$	0.1049	0.0193
$\gamma_{YY}$	3.5219	1.1621
$\gamma_{KK}$	4.5153	1.7454
$\gamma_{TT}$	-0.0029	0.0137
$\gamma_{FY}$	0.1636	0.0309
$\gamma_{LY}$	-0.1636	0.0309
$\gamma_{FK}$	-0.1326	0.0368
$\gamma_{LK}$	0.1326	0.0368
$\gamma_{FT}$	-0.0055	0.0041
$\gamma_{LT}$	0.0055	0.0041
$\gamma_{YK}$	-4.0287	1.4040
$\gamma_{YT}$	-0.0812	0.0756
$\gamma_{KT}$	0.0813	0.0875

invariance property から推定結果はどの方程式を落とすかに依存しない。よってここでは、誤差項が多変量正規分布にしたがうことを仮定して最尤法を適用する。コストシェア方程式は労働を落とし、可変費用関数と燃料のコストシェア方程式を最尤法で推定する。

データは、わが国で電力の小売りをを行う電気事業者のうち、沖縄電力を除く9事業者の1981-1985年度のパネルである。<sup>8)</sup>推定期間を1981-1985年度に限定する理由は、構造変化の可能性を極力避けるため第二次石油危機以降の期間だけを選んだことと、データの利用可能性の問題による。このような事業者別の個票データを扱う場合には、事業者固有の効果を固定効果(fixed effect)あるいは確率効果(random effect)としてモデルの中で考慮すべきである。しかしここでは、サンプル数が限られていることから固定効果モデルや確率効果モデルの適用は断念せざるを得ない。

そこで代わりに、可変費用関数(12)にダミー変数DUMを導入して、事業者の違いによる固定効果を処理する。DUMは、9事業者のうち東京電力、関西電力、中部電力に対しては1、その他の事業者に対しては0を取るダミー変数である。電気事業者をこの二グループに分けるのは、両者の間の需要密度が異なるからである。販売電力量を送電線の総延長で除したもので需要密度を測ってみると、東京、関西、中部の各事業者についてはこの比率が0.696から1.188であるのに対し、その他の事業者は0.256から0.441となる。需要密度が高いほど送電線ネットワークの効率が高くなり、送配電コストを押し下げる。したがって、ダミーの係数である $\delta_y$ は負になることが期待される。なお、DUMが発電電力量との交絡項として入っているのは、費用の発電電力量に関する弾力性が送配電ネットワークの効率に影響されると考えているからで、Krautmann and Solow(1988)に倣ったものである。

#### 4. 推定結果

可変費用関数パラメータの推定値を表1に示す。カッコ内は漸近的標準誤差である。推定された可変費用関数は、すべてのサンプルにおいて可変要素価格に関して増加かつ凹であり、すべてのサンプルにおいて発電電力量の増加関数である。また、全サンプルの51%の範囲(サンプルの平均点を含む)で資本の減少関数であり、すべてのサンプルにおいて資本に関し凸関数である。ダミーの係数 $\delta_y$ の推定値は負であり、これは前節の議論で期待された符号と一致している。<sup>9)</sup>

規模の経済性の尺度<sup>s</sup>SCEと<sup>l</sup>SCEの計測結果を表2に示す。表2の数値は、可変要素価格、発電電力量、(実際あるいは最適)資本ストックを各事業者のサンプル平均値で評価して得たものである。<sup>s</sup>SCEは中部電力を除いて正であり、このことは中部電力を除く各電気事業者が短期平均費用曲線の右下がりの局面で操業していることを意味する。他方、<sup>l</sup>SCEは東京電力を除いて負であり、このことは東京電力を除く各電気事業者が規模の経済性を有していないことを意味している。このような結

果は、電気事業の規制のありかたについて、次のことを含意する。まず、電気事業

表2 規模の経済性

事業者	<sup>s</sup> SCE*	<sup>L</sup> SCE**
北海道電力	0.1932 (0.1130)	-0.1071
東北電力	0.4281 (0.1927)	-0.0839
東京電力	0.4556 (0.4119)	0.0012
中部電力	-0.2655 (0.3241)	-0.0243
北陸電力	0.6922 (0.1344)	-0.1223
関西電力	0.1531 (0.3425)	-0.0125
中国電力	0.5489 (0.1206)	-0.0861
四国電力	0.3533 (0.0917)	-0.0775
九州電力	0.2882 (0.1734)	-0.0787

\* <sup>s</sup>SCEは、生産要素価格と実際の資本ストックについて各事業者のサンプル平均値で評価した値である。またカッコの中は標準誤差である。

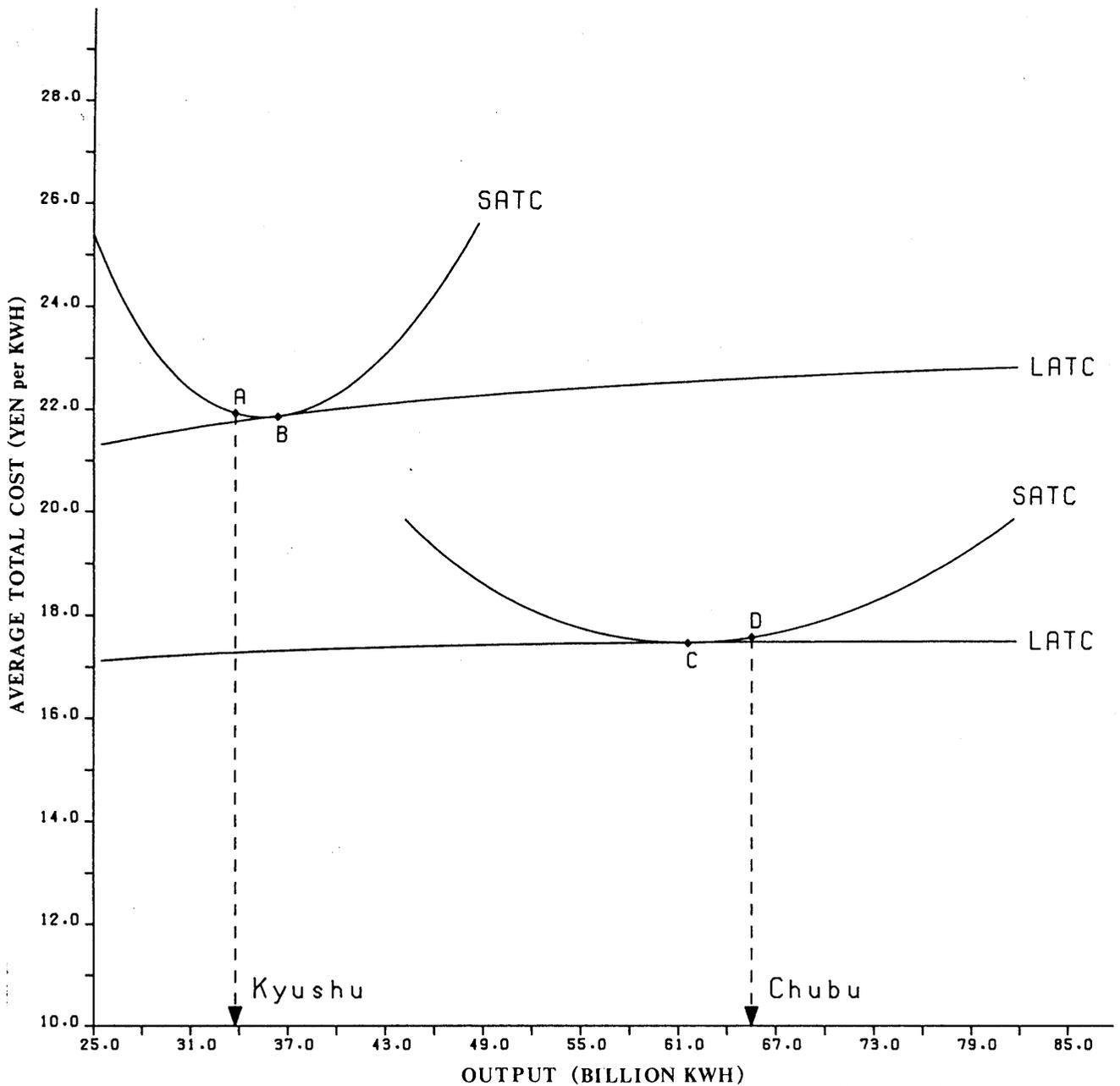
\*\* <sup>L</sup>SCEは、生産要素価格と最適資本ストックについて各事業者のサンプル平均値で評価した値である。

者が右下がりの短期平均費用曲線に沿って操業していることは、「電気事業においては固定費用が大きいいため平均費用が逡減する」という通説的見解に合致している。しかし、同時に長期平均費用が逡増的であるならば、競争を排除した規制下の独占による供給体制は必ずしも正当化されない。図1に九州電力と中部電力の1983年における短期 (SATC) および長期平均費用曲線 (LATC) を描いているが、このうち九州電力がそうした短期と長期の相反を示している。1983年の九州電力の発電電力量は図中の破線矢印で示されているが、この水準で短期平均費用曲線が右下がり (A点) であるのに対し、長期平均費用曲線は全域で緩やかに右上がりであり、資本投入量も最適化される長期では規模の経済性が認められない。

次に、9事業者のうち8事業者について規模の経済性が無いという結果は、Nelson(1985, 1989)やCallan(1988)等によるアメリカの電気事業者に関する実証研究結果とは異なるものである。結果が異なる理由は、第一に Nelson(1985, 1989)やCallan(1988) が資本についても即時に最適化が成されることを仮定した総費用関数モデルを採用していることである。このため、資本が可変要素でない程度に応じて、Nelson, Callan のモデルは特定化を誤っている可能性がある。第二に、日本とアメリカの電気事業者では、規模に大きな相違がある。一般に、日本の電気事業者の方が大規模である。われわれのサンプルでは、発電電力量の平均は6150億Kwhであり最

も小規模のサンプルでも1850億Kwhであるのに対し、Nelson(1985)のサンプルでは平均発電電力量は1380億Kwhである。仮にU字型の平均費用曲線を想定すれば、規模が大きいほど規模の経済性が消滅するので、アメリカでは規模の経済性が有り日本では無いという結果になる可能性がある。第三に、われわれのサンプルが電気事業全

図1 短期平均費用曲線 (SATC) と長期平均費用曲線 (LATC)  
中部電力と九州電力 (1983年)



体を対象としているのに対し、従来のアメリカの研究は発電部門だけを対象にしているという違いがある。この違いが結果にどのような影響をもたらすか明らかではないが、送配電ネットワークの密度の経済性如何により、発電部門と電気事業全体とで規模の経済性の様子が異なってくる可能性はあると考えられる。

さて、表2に示した結果から東京電力を除く8事業者が規模の経済性を持たないことが明らかとなったわけだが、既に述べたように規模の経済性を持たない（長期平均費用曲線が右上がり）ことが直ちに自然独占を否定するわけではない。自然独占であるかどうかの判定は、費用関数の劣加法性によって行われねばならない。そこで、東京電力を除く8事業者について、(10)式によって費用関数の劣加法性をチェックした結果が表3である。表3では、 $P_K, P_L, P_F, Y$  を各事業者ごとのサンプル平均値で固定し、 $\theta$ を 0.0, 0.1, 0.3, 0.5 と動かした場合について(10)式右辺の値がどうか示している。8事業者とも、一事業者による独占供給を意味する $\theta=0$ の場合よりも、二事業者に分割した場合 ( $\theta=0.1, 0.3, 0.5$ ) の方が費用が小さくなっている。すなわち、東京電力を除くわが国の電気事業者は、費用関数が劣加法的でなく、したがって自然独占ではない。

表4は、各事業者について計測した最適資本ストック $K^*$ の水準を示している。表4に示す最適資本ストックの数値は、 $P_K, P_L, P_F, Y$  に各電気事業者のサンプル平均値を与えて(5)式を $K^*$ について解くことにより得られたものである。(5)式は $K^*$ に関して非線形であるため、解法は数値解法（シンプレックス法）によっている。資本ストックの実際的水準の最適水準に対する比率 $R$ は、0.93から1.37の範囲にある。しかし、1以下であるのは中部電力 ( $R=0.93$ ) のみで、他の8事業者はいずれも実際の資本ストックが最適水準に比して過大である。この点に関して、次のような仮説検定を行った。実際の資本ストックの水準が最適水準に等しい、つまり  $H_0: K=K^*$  を帰無仮説とし、これを対立仮説  $H_1: K \neq K^*$  に対してテストする。この時、 $V(K^*)$  を  $K^*$  の共分散行列とすると

$$t_K = (K - K^*)' V(K^*)^{-1} (K - K^*) \quad (15)$$

は、帰無仮説の下でサンプル数を自由度とする $\chi^2$ 分布に従う。

表5に、この検定統計量  $t_K$  の値を事業者別に示している。各事業者毎のサンプル数は5であるのでここでは  $t_K$  は  $H_0$  の下で自由度5の $\chi^2$ 分布に従い、よって棄却域は有意水準5%で11.07以上、有意水準1%で15.09以上である。したがって、中部電力と関西電力については有意水準5%で帰無仮説を棄却できないが、その他の事業者についてはすべて帰無仮説は棄却される。つまり、中部電力と関西電力については最適な水準の資本ストックを保有しているとみなせるが、他の7事業者については実際に保有している資本ストックの水準は最適水準から乖離している。特に、東北電力、

北陸電力、中国電力、四国電力、九州電力の各事業者について、その資本ストック

表3 長期費用関数の劣加法性\*

(単位:百万円)

事業者	$\theta = 0.0$	0.1	0.3	0.5	劣加法性
北海道電力	302968	292850	283091	280277	No
東北電力	626180	608313	592849	588485	No
中部電力	1211992	1193949	1183079	1180902	No
北陸電力	198662	191356	184107	182007	No
関西電力	1616706	1598136	1590486	1589546	No
中国電力	428213	415181	403231	399816	No
四国電力	290795	283382	276490	274556	No
九州電力	707931	689403	673459	669179	No

\* (12)式を生産要素価格と発電電力量のサンプル平均値で評価した。分割比率 $\theta=0.1, 0.3, 0.5$ のいずれによっても、分割前( $\theta=0.0$ )より小さい生産費用が得られない時、費用関数は劣加法的と判断する。

表4 最適資本ストックと過剰資本\*

(単位:1980年価格10億円)

事業者	実際の資本ストック (K)	最適資本ストック (K*)	実際・最適比率 (R=K/K*)
北海道電力	1358.00	1224.76	1.109
東北電力	3107.00	2596.91	1.197
東京電力	10174.00	8640.35	1.178
中部電力	4502.00	4843.16	0.930
北陸電力	1294.00	943.00	1.373
関西電力	6552.00	6201.46	1.057
中国電力	2026.00	1598.10	1.268
四国電力	1337.00	1138.42	1.175
九州電力	2911.00	2564.42	1.135
平均	3695.67	3305.61	1.118

\* 事業者別の最適資本ストックは、生産要素価格と発電電力量を各事業者のサンプル平均で評価して求めたものである。平均と最適資本ストックは、生産要素価格と発電電力量について、全サンプルの平均値で評価して求めたものである。

表5 資本ストックの最適性のテスト

事業者	自由度	臨界値(5%)	臨界値(1%)	$t_k$
北海道電力	5	11.07	15.09	11.357*
東北電力	5	11.07	15.09	46.448**
東京電力	5	11.07	15.09	12.903**
中部電力	5	11.07	15.09	4.320
北陸電力	5	11.07	15.09	115.854**
関西電力	5	11.07	15.09	2.469
中国電力	5	11.07	15.09	82.334**
四国電力	5	11.07	15.09	32.524**
九州電力	5	11.07	15.09	19.446**
平均	45	61.7	70.0	327.65**

\* は、有意水準5%で有意を意味する。

\*\* は、有意水準1%で有意を意味する。

が最適であるという帰無仮説は有意水準1%でも棄却される。興味深いことは、帰無仮説が棄却される7事業者は、いずれもRが1より大きく資本の過剰な保有が認められることである。<sup>10)</sup>これはアバーチ・ジョンソン効果と整合的であり、報酬率規制による歪みの存在を示唆するものである。

最後に、表5の最下行に示すのは、9電気事業者すべてのサンプルを使って  $H_0:K=K^*$  をテストした時の検定統計量  $t_k$  の値である。これは、有意水準1%で帰無仮説が棄却されることを示している。したがって、すべての要素を可変要素とする従来のトランスログ型費用関数モデルはミススペシフィケーションであり、電気事業の費用構造を分析するには可変費用関数モデルの方が望ましい。

## 5. おわりに

この章では、わが国の9電気事業者の費用構造を、規模の経済性と過剰資本の問題を中心に分析した。得られた主な結論は、次の通りである。

第一に、中部電力を例外として、残りの8事業者は短期平均費用曲線が右下がりの局面で操業している。しかし、長期平均費用曲線について見れば、東京電力を除く8事業者は非劣加法的な範囲で操業しており、したがって、これら事業者は規模の経済性を有しないのみならず自然独占でもない。第二に、中部電力と関西電力を除く7事業者は、有意に過剰な資本ストックを保有している。このことは、報酬率規制が

資源配分に歪みをもたらすこと、いわゆるアバーチ・ジョンソン効果の可能性を示唆している。第三に、資本ストックを可変要素として扱うことは、実証研究において定式化の誤りをもたらすことが明らかになった。

以上の結論には、当然ながらいくつかの留保条件を付ける必要がある。まず第一の結論からすれば、自然独占でない電気事業者に対しては適当な分割が政策的に検討されるべきである。しかし、われわれの結論は、企業分割が必ず生産費用の削減につながることを意味しない。分割後にそれぞれの事業者が直面する需要サイドの条件がどうであるかにより、生産費用は大きな影響を受ける。実際、図1において、中部電力と九州電力の平均費用曲線の位置の相違は需要密度の差によるものであるが、この差は規模の変化に伴う長期平均費用の変動の度合いよりずっと大きい。したがって、分割によって供給地域の需要密度が悪化するならば、各事業者の規模を効率化してもかえって生産費が増加してしまう可能性がある。

また第二の結論についても、これで直ちにアバーチ・ジョンソン効果の実証されたとは断定できない。わが国の電気事業者は、その営業地域で生じる需要に対して供給義務を負っているため、ピーク時の需要に応じるための設備や予期せざる急激な需要変動に備えて供給予備力を保持しているからである。もちろん、サンプル期間中にピーク時の負荷率や供給予備率に大きな変化がなければ、こうした設備は必要な資本ストックの一部として可変費用関数の中に織り込まれていると考えてよいが、そうでない場合には必要な資本ストックなのか過剰保有なのかを識別できない。正しくこの問題を処理するには、年負荷率を調整した費用関数を推定する必要があるが、そうしたモデルの開発と推定は今後の課題である。

#### 付録 データの出所と作成方法

以下、出所を明示しないものは、「電気事業会計報告書」（電気事業連合会）より取っている。

Y：発電電力量

$P_L$ ：(労働関係費用)/(従業員数)

$P_F$ ：(燃料費)/(燃料消費量) 燃料消費量は、燃料種別ごとに熱量によって重油1klあたりに換算し、それらを合計して求めた。

$P_K$ ：資本の使用者費用の公式  $P_K = P_I(r + \delta)/(1 - \tau)$  を用いた。ただし、 $r$ は利子率で(利子支払い)/(長期負債残高)； $\delta$ は減耗率で(減価償却費)/(固定資産残高)；のように計算している。 $\tau$ は法人税率で「財政金融統計月報」（大蔵省）より取った。

$P_I$ は「卸売物価指数年報」（日本銀行）の投資財価格指数を用いている。

K：資本ストック 「再建設費、標準修繕費の算定について」（電気事業連合会内部資料）で推定されている時価表示（1980年価格）の資本ストック系列を用いた。

注

\* 本章は、Nemoto J., Y. Nakanishi and S. Madono (1993) "Scale Economies and Over-Capitalization in Japanese Electric Utilities", *International Economic Review* 34, 431-440. に加筆したものである。

- 1) わが国電気事業の規模の経済性に関する研究のサーベイは、本章付論で行っている。
- 2) より厳密には、自然独占性の必要十分条件は規模の経済性でなく費用の劣加法性である。費用関数を使って大域的な劣加法性を検証する方法は知られていないが、本章では観測値の近傍で局所的に劣加法性が成立しているかどうかを調べる。
- 3) 公正報酬率は、本章で用いるデータ期間（1981-1985）中は8%であった。
- 4) 本章付論を参照。
- 5) 可変費用関数の適用例としては、Atkinson and Halvorsen(1976), Brown and Christensen(1981), Berndt and Hesse(1986), Schankerman and Nadiri(1986), Halvorsen and Smith(1986), Morrison(1988) および Krautmann and Solow(1989) がある。Atkinson and Halvorsen はアメリカの電気事業に対する適用例である。
- 6)  ${}^L$ SCE は  $(\partial \log LTC / \partial \log Y)^{-1}$  で定義する場合もある。その時は、 ${}^L$ SCE =  $(1 - \partial \log VC / \partial \log K) / (\partial \log VC / \partial \log Y)$  という関係が得られ、これを使って ${}^L$ SCEを計測する。このような定義は、Schankerman and Nadiri(1986), Callan(1988), Nelson(1985, 1989), Krautmann and Solow(1988) により採用されている。
- 7) 本章で用いる比率Rは、Morrison and Berndt(1981) の提唱する理論的稼働率と密接に関係している。この二つの指標は本質的に同一の情報を含んでいる。詳しくは、Morrison(1985), Nelson(1989) を参照。
- 8) データの詳細については、本章付録を参照。
- 9) 本章の主たる分析目的ではないが、要素需要の要素価格弾力性値はサンプル平均で次のように計測された。生産要素  $x, y$  について、 $x$  に対する需要の  $y$  の価格に関する弾力性を、短期は ${}^S\epsilon_{xy}$ 、長期は ${}^L\epsilon_{xy}$  と書くことにする。 ${}^S\epsilon_{LL} = -0.31$ ,  ${}^S\epsilon_{FF} = -0.089$ ,  ${}^S\epsilon_{LF} = 0.31$ ,  ${}^S\epsilon_{FL} = 0.089$ ,  ${}^L\epsilon_{LL} = -0.29$ ,  ${}^L\epsilon_{FF} = -0.18$ ,  ${}^L\epsilon_{KK} = -0.14$ ,  ${}^L\epsilon_{LF} = 0.27$ ,  ${}^L\epsilon_{LK} = 0.018$ ,  ${}^L\epsilon_{FL} = 0.071$ ,  ${}^L\epsilon_{FK} = 0.11$ ,  ${}^L\epsilon_{KL} = 0.0054$ ,  ${}^L\epsilon_{KF} = 0.13$  である。アレンの偏代替弾力性の計測に必要なコストシェアの推定値は、サンプル平均で評価した場合、可変費用関数について労働コストシェアが0.22, 燃料コストシェアが0.78である。長期費用関数については労働コストシェアが0.12, 燃料コストシェアが0.46, 資本コストシェアが0.42 である。

10) このことを図1で見れば、九州電力の1983年の発電実績に対応する短期平均費用曲線上の点Aが、最適点B（長短期の平均費用曲線の接点）よりも左に位置していることが過剰資本の存在を示している。これに対して、過剰資本を持たない中部電力では実績（D点）が最適点（C点）の右側にある。ただし、表5の結果から明らかかなようにC点とD点の違いは有意ではない。

## 引用文献

- Atkinson, S. E. and R. F. Halvorsen (1976) "Interfuel Substitution in Conventional steam-Electric Power generation," *Journal of Political Economy* 84, 959-978.
- Averch, H. and L. Johnson (1962) "Behavior of the Firm under Regulatory Constraint," *American Economic Review* 52, 1052-1069.
- Baumol, W. J., J. C. Panzar and R. D. Willig (1988) *Contestable Market and the Theory of Industry Structure*, Harcourt Brace Jovanovich.
- Berndt, E. and D. Hesse (1986) "Measuring and Assessing Capacity Utilization in the Manufacturing Sectors of Nine OECD Countries," *European Economic Review* 30, 961-989.
- Berndt, E. and C. Morrison (1981) "Capacity Utilization Measures: Underlying Economic Theory and an Alternative Approach," *American Economic Review* 71, 48-52.
- Brown, R. and C. Christensen (1981) "Estimating Elasticities of Substitution in a Model of Partial Static Equilibrium: An Application to U.S. Agriculture, 1947 to 1974," in Berndt, E. and C. Field eds., *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, MIT Press, 209-229.
- Callan, S. (1988) "Productivity, Scale Economies and Technical Change: Reconsidered," *Southern Economic Journal* 54, 715-724.
- Christensen, L. and W. Greene (1976) "Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation," *Journal of Political Economy* 84, 655-676.
- Epstein, L. and M. Denny (1983) "The Multivariate Flexibility Accelerator Model: Its Empirical Restrictions and Application to U.S. Manufacturing," *Econometrica* 51, 647-674.
- Epstein, L. and A. Yatchew (1985) "The Empirical Determination of Technology and Expectation: A Simplified Procedure," *Journal of Econometrics* 27, 235-258.

- Halvorsen, R. and T.R. Smith (1986) "Substitution Possibilities for Unpriced Natural Resources: Restricted Cost Function for Canadian Metal Industry," *Review of Economics and Statistics* 68, 398-405.
- Krautmann, A. and J.L. Solow (1989) "Economies of Scale in Nuclear Power Generation," *Southern Economic Journal* 55, 70-85.
- Kulatilaka, N. (1985) "Testing on the Validity of Static Equilibrium Models," *Journal of Econometrics* 28, 235-268.
- Lau, L. J. (1978) "Application of Profit Function," in Fuss, M. and D. MacFadden eds., *A Dual Approach to Theory and Application*, North-Holland, 133-216.
- Madono, S. (1995) "Unregulated Scale Economies under Regulated Production Technology: In Case of the Japanese Electric Utilities", *Information Science and Applied Mathematics* 4, 1-10.
- Morrison, C. (1988) "Quasi-Fixed Inputs U.S. and Japanese Manufacturing: A Generalized Leontief Restricted Cost Function Approach," *Review of Economics and Statistics* 70, 275-287.
- Morrison, C. (1986) "Structural Models of Dynamic Factor Demands with Nonstatic Expectations: An Empirical Assessment of Alternative Expectations Specifications," *International Economic Review* 27, 365-386.
- Morrison, C. (1985) "Primal and Dual Capacity Utilization: An Application to Productivity Measurement in the U.S. Automobile Industry," *Journal of Business and Economic Statistics* 3, 312-324.
- Morrison, C. and E. Berndt (1981) "Short-run Labor Productivity in a Dynamic Model," *Journal of Econometrics* 15, 339-365.
- Nadiri, M. I. and I.R. Prucha (1989) "Dynamic Factor Demand Models, Productivity Measurement, and Rate of Return: Theory and Empirical Application to the U.S. Bell System," NBER Working Paper No. 3041.
- Nelson, R.A. (1989) "On the Measurement of Capacity Utilization," *Journal of Industrial Economics* 37, 273-286.
- Nelson, R.A. (1985) "Returns to Scale from Variable and Total Cost Functions: Evidence from the Electric Power Industry," *Economics Letters* 18, 271-276.
- Nelson, R.A. and M.E. Wohar (1985) "Regulation, Scale Economies, and Productivity in Steam-electric Generation," *International Economic Review* 24, 57-79.
- 大蔵省財政金融研究所(1986)「エネルギーシステムの新しい展開」ソフトノミック

- ス・フォローアップ研究会報告書 第Ⅱ部 化学技術と経済-2 (茅陽一チーム)
- Pindyck, R.S. and J.J. Rotemberg (1983) "Dynamic Factor Demand and the Effect of Energy Price Shock," *American Economic Review* 73, 1066-1079.
- Schankerman, M. and I. Nadiri (1986) "A Test of Static Equilibrium Models and Rate of Return to Quasi-fixed Factors with Application to Bell System," *Journal of Econometrics* 33, 97-118.
- Sharkey, W.H. (1982) *The Theory of Natural Monopoly*, Cambridge University Press.
- Tawada M. and S. Katayama (1990) "On the Technical Efficiency under Regulation: A Case for the Japanese Electric Power Industry", *The Economic Studies Quarterly* 44, 34-37.

## 第3章付論 電気事業の規模の経済性：展望\*

### 1. はじめに

わが国の電気事業は、9電力による地域独占の供給体制を取っている。このような独占禁止法の適用除外は、電気事業が、独禁法で「性質上当然に独占となる事業者」、経済学的に言えば自然独占と認められているからに他ならない。電気事業が自然独占であれば、事業者間の破滅的競争による資源の浪費を避けるため電気事業に独占的地位を与えた上で、私的独占の弊害を除く公的規制を行なうのが合理的である。このような考え方から、わが国では適正報酬率に基づく料金規制が地域独占である電気事業者に対して課されているのである。

しかし、2度にわたる石油危機を契機として、わが国やアメリカにおいて、電気事業の自然独占性の再検討が成されるようになった。この背景には、石油危機に伴う種々の経営上の困難と分散型電源の台頭があるが、仮に電気事業がもはや自然独占ではないのだとすると、従来の規制のありかたは修正を迫られることとなる。

本論文は、わが国電気事業の自然独占性（実際には規模の経済性）に関する実証研究を中心に、これまでに得られた結果を集約し今後の議論の展開に資するのが目的である。以下、次節では規模の経済性を判定する方法を簡単に述べ、それらを用いた実証研究について、第3節ではわが国の研究に先行して行なわれたアメリカの研究について、第4節ではわが国の研究について概観する。第5節では、結論と今後の展望を簡単に述べる。

### 2. 規模の経済性とその計測方法

ある企業が自然独占であるかどうかを実際にテストすることは、必ずしも容易なことではない。費用関数を推定すれば規模の経済性の有無を調べることはできるが、厳密には規模の経済性は自然独占の必要十分条件ではない。しかし、電気事業のようにアウトプットが1種類の財・サービスである場合、規模の経済性は自然独占の十分条件である。そこで、ほとんどの電気事業に関する研究では、規模の経済性の検証が行なわれている。

規模の経済性を検証する手続は、次のようにして行なう。電気事業者は、労働(L)、燃料(F)、資本(K)を投入し、生産関数  $Q=f(L, F, K)$  によって発電電力量Qを産出しているものとする。料金規制下で所与の電力需要を満たしつつ、総費用  $C=p_L L+p_F F+p_K K$  を最小にするように電気事業者が行動すれば、生産関数に双対な費用関数を定式化できて、

$$C(p_L, p_F, p_K, Q) = \min_{L, F, K} \{p_L L + p_F F + p_K K \mid Q \leq f(L, F, K)\} \quad (1)$$

のようになる。ただし、 $p_L$ は賃金率、 $p_F$ は燃料価格、 $p_K$ は資本用役価格である。この費用関数を使って規模の経済性を測る尺度 SCE は、

$$SCE = 1 - \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} \quad (2)$$

である<sup>1)</sup>。SCE > 0 ならば平均費用はQの増加とともに減少（平均費用曲線は右下がり）し、規模の経済性が存在する。SCE < 0 ならば平均費用はQの増加とともに増加（平均費用曲線は右上がり）し、規模の不経済性が存在する。

1970年代以降の研究は、Cをトランスログ型で特定化し推定するという点で共通している。異なるのはCの定式化で、初期の研究では(1)のような総費用関数を用いられたが、これには資本が短期的に調整可能という、電気事業のような大規模な設備を用いる産業では受け入れ難い仮定が含まれていた。そこで、総費用最小化行動に代えて、短期的には資本を所与として可変費用  $VC = p_L L + p_F F$  の最小化を仮定すれば、可変費用関数が次のように定式化できる。

$$VC(p_L, p_F, K, Q) = \min_{L, F} \{p_L L + p_F F \mid Q \leq f(L, F, K)\} \quad (3)$$

VCはトランスログ型等で特定化すれば、推定可能である。しかし、VCから判定できることは、短期平均費用曲線の形状が右下がりか否かであって、その包絡線である長期平均費用曲線の形状については何もわからない。ここで問題にしている産業規制のように制度のあり方にかかわる政策問題は、経済主体の長期的な行動も織り込んで検討すべきである。そこで、長期均衡（包絡線）条件

$$\frac{\partial VC}{\partial K} = -p_K \quad (4)$$

をKについて解いて資本の最適水準 $K^*$ を求め、総費用関数を

$$C(p_L, p_F, p_K, Q) = VC(p_L, p_F, K^*(p_L, p_F, p_K, Q), Q) + p_K K^*(p_L, p_F, p_K, Q) \quad (5)$$

のようにして導出する。これを用いてSCEを評価すれば、規模の経済性を判定することができる。

以下、(1)のCを推定するものを総費用関数モデル、(3)のVCを推定するものを可変費用関数モデルと呼ぶ<sup>2)</sup>。

### 3. アメリカの電気事業の規模の経済性

表1は、アメリカで行なわれた主要な研究結果の要約である。これらのうちで、

それ以後の研究に大きな影響力を持ったものは火力発電部門を対象にした Christensen and Greene(1976)である。彼らの結果は次の2点にまとめられる。

- (A) 1955年時点では、火力部門において規模の不経済性は認められない。1970年時点でも、大部分の企業において規模の経済性は存在している。
- (B) しかし、規模の経済性は消滅する傾向にあり、1955年に存在しなかった負の SCEが1970年に出現している。そのうち1社は、有意に規模の不経済性を示した。

表1 アメリカの電気事業に関する規模の経済性の検証

研究者	モデル	使用データ	SCE <sup>a)</sup>
Christensen and Greene (1976)	トランスログ型 総費用関数モデル	民間電力会社火力発電部門 1955年(124社) および1970年 (114社)	0.0080 から 0.33(1955年) -0.028 から 0.32(1970年)
Nelson(1985)	トランスログ型 可変費用関数モデル	主として石炭火力を保有する 22の民間電力会社発電部門 (1971-1978年)	0.075(全サンプル平均)
Nelson(1989)	トランスログ型 可変費用関数モデル	Nelson(1985)の22社のデータ を1961年から1983年までに拡張	0.074(1963年平均) 0.072(1973年平均) 0.088(1983年平均)
Callan(1988)	トランスログ型 可変費用関数モデル	35の民間電力会社の火力発電 部門(1951-1978年) <sup>b)</sup>	0.016(1951-1954年平均) 0.030(1960-1965年平均) 0.047(1974-1978年平均)
Nelson and Wohar (1983)	トランスログ型 報酬率規制費用 関数モデル	50の民間電力会社の火力発電 部門(1950-1978年)	0.043(1950-1953年平均) 0.073(1962-1965年平均) 0.046(1974-1978年平均)
Krautmann and Solow (1988)	トランスログ型 可変費用関数モデル	原子炉1基から成る32の原子力 発電プラントおよび原子炉2基 から成る11の原子力発電プラ ント(1976, 1977, 1978年)	-0.80 から -0.53 (炉1基のプラント) 0.42 から 0.46 (炉2基のプラント)

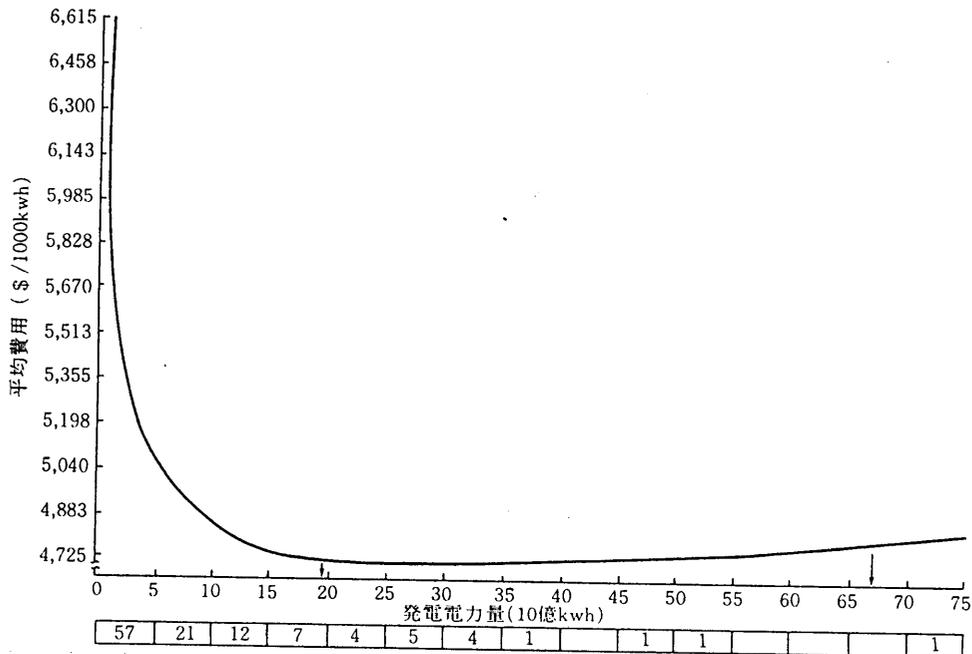
a) 脚注1)の形で規模の経済性を測定しているものについては、SCEに換算を行なった。

b) このデータは、Nelson and Wohar(1983)のデータの一部である。

従来、電気事業の規模の経済性は自明であるという見解が強かったこともあって、(B)の内容は注目を集めるところとなった。図1は、Christensen and Greene の計測した1970年の平均費用曲線(原論文の Fig. 3, p. 674)であるが、ほぼ 200億 KWH

を境に右下がりから右上がりに転じており、これ以上規模が大きくなると規模の経済性が失われることを示している。また、約650億 KWH を越えると、有意に規模の不経済が現れる。

図1 アメリカの火力発電部門の平均費用曲線  
(Christensen-Greene (1976), Figure 3.)



横軸下のボックスの中の数値は、その位置に対応する発電実績を記録した企業の数を示す。

この結果に対して、Christensen and Greene が資本を可変要素としている点を問題にして、Nelson(1985) (1989)とCallan(1988)が可変費用関数モデルによる検証を行なった。その結果は、次のように言うことができる。

(C) 可変費用関数モデルを採用した研究では、1970年代以降についても火力発電部門における規模の経済性の消滅傾向は確認されない。

実際、表1を見れば Nelson(1989)やCallan では、1970年代以降、逆に規模の経済性が強化される結果となっている。(C)は、報酬率規制費用関数モデルを採用した Nelson and Wohar(1983)でも支持されており、現在では(B)は(C)で置き換えられるべきであろう。Christensen and Greeneの平均費用曲線で右上がりの領域が現れた

と言っても、アメリカの電気事業者は日本等に比べて小規模であり、そのため大多数の事業者は1970年時点においても右下がりの領域で操業しているのであった。その点で、Christensen and Greene の主要な結論は(A)であり、当初(B)だけが過大に評価されたとも言うことができる。このことは、アメリカにおける1980年代末からの、合併や企業買収による電気事業の規模拡大の動きとも整合するものである。むしろ、(B)の可能性が検討されるべきは、民間電気事業者として世界最大規模の企業が存在する日本においてなのかもしれない。

なお、以上の研究は火力発電部門を対象としたものであるが、Krautmann and Solow(1988)は、原子力発電プラントを対象に規模の経済性を検証し、1970年代末の時点で1基の原子炉から成るプラントには規模の経済性が存在しないが、2基の炉を有するプラントにはなお規模の経済性が維持されていることを明らかにしている。

#### 4. 日本の電気事業の規模の経済性

##### 4.1 発電部門

わが国の電気事業はアメリカに比べ大規模で、東京電力の1970年度における発電電力量 920億 KWH を仮に図1にあてはめたとすると、有意に規模の不経済性を示す領域に入ってしまう。また、関西電力の 620億 KWH も規模の不経済の領域に迫っている。したがって、わが国における規模の経済性の検証は、規制緩和の潮流ともあいまって、その消滅傾向の有無に強い関心が持たれる中で行なわれた。日本での研究の結果は、表2に要約している。日本では、Christensen and Greene にならって発電部門を対象にした研究が行なわれ、次いで経営全体を対象にする研究が行なわれたが、まず発電部門から見ていきたい。

井澤(1983)は、トランスログ型総費用関数を用いて9電力の発電部門(水力を除く)のすべてが1979-1981年度において、規模の経済性を有していることを示した。井澤の計測した平均費用曲線を図2に示すが、全域で右下がりの曲線になっている。これに対し、発電部門の中でも火力だけを対象にしたのが阿波田他(1987)であるが、阿波田他は9電力の平均という仮想的な電気事業者を想定し、その平均的電気事業者が1969-1984年度の期間中、一貫して規模の不経済に直面していたという井澤と正反対の結論を導いた。その後、中西・伊藤(1988)が発電部門全体について、新庄・北坂(1989)が火力および原子力発電について追試を行なった。中西・伊藤は発電部門全体を対象にしている点で井澤に近く、阿波田他と新庄・北坂は火力だけに対象を限定した検証結果を報告している。しかし結論はそれぞれ逆になっており、規模の経済性の存在は、井澤が肯定したのに中西・伊藤では否定され、一方、阿波田他が否定したのに対し新庄・北坂はどちらかといえば肯定的である。また、新庄・北坂は原子力発電については、データの性質や事業者によって異なる結果を報告している。このように、わが国の発電部門に関する規模の経済性の検証結果はきわめて不

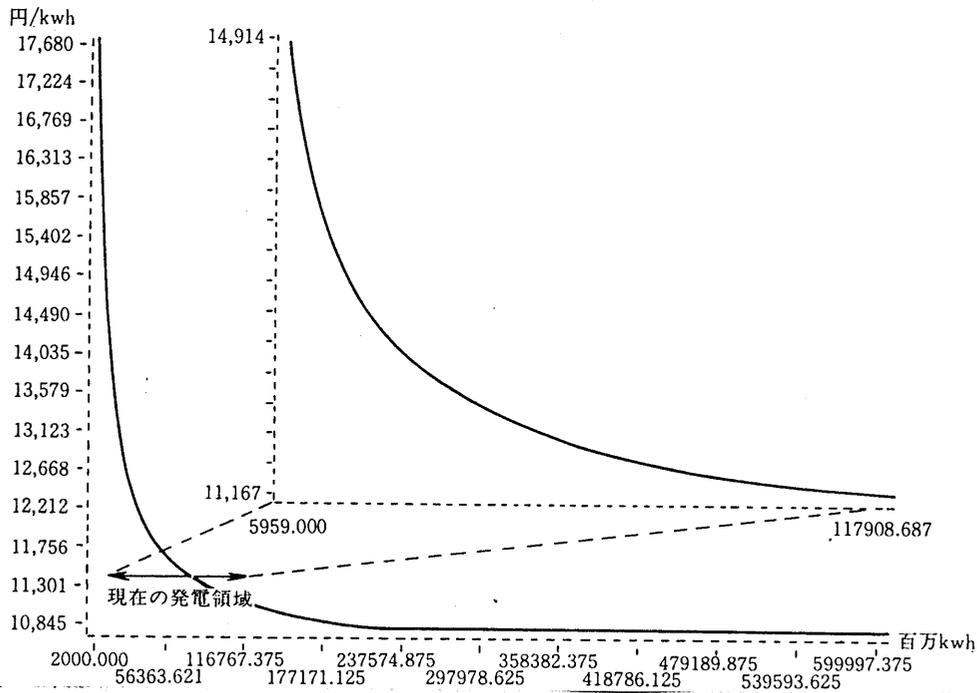
安定である。

表2 日本の電気事業に関する規模の経済性の検証

研究者	モデル	使用データ	SCE
井澤(1983)	トランスログ型 総費用関数モデル	水力を除く9電力の 発電部門 (1979-1981年度) <sup>a)</sup>	0.093(全サンプル平均)
阿波田他(1987)	トランスログ型 総費用関数モデル	9電力発電部門の平 均値 (1969-1984年度)	-0.090(1970年度) -0.11 (1975年度) -0.13 (1980年度)
中西・伊藤(1988)	トランスログ型 総費用関数モデル	9電力発電部門 (1960-1984年度)	-0.0304(1975年度平均) -0.231 (1980年度平均) -0.150 (1984年度平均)
新庄・北坂(1989)	トランスログ型 総費用関数モデル	9電力火力発電部門 (1978-1985年度)	0.006 (全サンプル平均Kは実質化発電設備) 0.028 (全サンプル平均Kは実質化発電設備)
新庄・北坂(1989)	トランスログ型 総費用関数モデル	9電力原子力発電部門 (1978-1985年度)	-0.002 (全サンプル平均Kは実質化発電設備) 0.056 (全サンプル平均Kは実質化発電設備)
中西・伊藤(1988)	トランスログ型 総費用関数モデル	9電力経営全体 (1960-1985年度)	0.285 (1975年度平均) 0.048 (1980年度平均) 0.164 (1985年度平均)
中西(1989)	トランスログ型 ヘドニック総費 用関数モデル	9電力経営全体 (1980-1986年度)	0.1684(全サンプル平均)
新庄・北坂(1989)	トランスログ型 総費用関数モデル	9電力経営全体 (1978-1985年度)	-0.046 (全サンプル平均Kは認可最大出力) -0.023 (全サンプル平均Kは実質化発電設備)
Nemoto et al. (1992)	トランスログ型 可変費用関数モ デル	9電力経営全体 (1981-1985年度)	-0.1223 から 0.0012

a) 9電力とは、北海道電力、東北電力、東京電力、中部電力、北陸電力、関西電力、中国電力、四国電力、九州電力の9社を指す。

図2 日本の発電部門（水力を除く）の平均費用曲線  
 (井澤(1983), 第3図A)



不一致の原因をひとつだけ指摘するならば、それは資本のデータをどのようにつくるかにあると思われる。トランスログ型総費用関数では、資本用役価格  $p_k$  が必要であるが、井澤はこれを(資本費)/(発電設備簿価)によって求めている。これに対して、中西・伊藤は法人税を調整した Jorgenson タイプの使用者費用を用い、新庄・北坂は(資本費)/(発電設備認可最大出力)と(資本費)/(投資財価格で実質化した発電設備簿価)を別々に用いている。つまり、三者とも  $p_k$  を推計する方法は異なっており(阿波田他については不明)、得られた数値もかなり相違しているのではないかと考えられる。

少なくとも簿価のデータに依存することは望ましくないが、物理的な指標である認可最大出力と経済的な評価(ただし資本が可変要素であることを前提にする)の指標である使用者費用のどちらを取るべきかという問題もある。資本データについてコンセンサスを得ることは今後早急に解決されるべき課題であるが、認可最大出力および使用者費用との整合性をチェックしながら、有価証券報告書の各種明細表の情報を利用して恒久棚卸し法の適用を試みるような努力が必要ではないだろうか。<sup>3)</sup>

しかし現段階では、対立する結果が併存するとはいえ、個々の研究はトランスログ型総費用関数モデルが要請する理論的条件を満たしたものであることを考えると、規模の経済性の消滅傾向を否定しない結果が存在する以上、

(D) 追試の必要があるが、わが国の発電部門について規模の経済性の消滅傾向の可能性は、否定できていない。

とせざるを得ないであろう。以上の結果は、すべてトランスログ型総費用関数モデルによるものであった。今後は、データの整備と共に可変費用関数モデルによる追試が待たれる。

#### 4.2 経営全体

日本では、発電部門に関する結果が対立する一方で、経営全体の規模の経済性について関心が持たれた。これは、既に触れたように日本の上位電気事業者が、Christensen and Greene の平均費用曲線をそのままあてはめる限り、規模の経済性を発揮できる領域を越えて巨大化してしまっている一方で、送配電部門のネットワークはなお規模の経済性を有しているという考え方に触発されている。確かに、送配電ネットワークの効率は、上位事業者の方が需要者が高密度で集積しているため有利だと考えられる。したがって、仮に発電部門の規模の経済性が消滅したとしても、

(E) 経営全体では規模の経済性が保持されている。

という可能性がある。事実、イギリスではサッチャー政権時代にこのような考え方を背景として、発電部門と送配電部門を分離し発電部門に競争を導入するという改革が実施されている。

そこで、経営全体の規模の経済性を検証したのが中西・伊藤(1988)、中西(1989)、新庄・北坂(1989)である。表2に示すように中西・伊藤は正のSCEを得ており、仮説(E)を実証できたとした。さらに中西(1989)は、電気事業者間の属性(年負荷率、電源構成、送配電損失率、需要密度、停電時間)の相違を考慮にいたったヘドニック総費用関数モデルによる追試を行ない、経営全体で規模の経済性ありという結論を確認している。

一方、新庄・北坂の結果は、表2の全サンプル平均のSCEで見ると、経営全体の規模の経済性を否定しているように見える。しかし、1985年度の事業者別平均のSCEでは、発電電力量上位3者についてSCE>0、それ以外はSCE<0(資本が認可最大出力の場合)あるいは発電電力量上位4者についてSCE>0、それ以外はSCE<0(資本が

実質化発電設備の場合) となっている。かつ、資本データの如何によらず、SCEは下位事業者から上位へ単調に増加している。この結果は、上位事業者については仮説(E)があてはまることと、上位事業者ほど需要密度が高いとすると、需要密度が高いほど送配電ネットワークの規模の経済性が強化されるということを示唆している。

ここまでに見てきた研究は、いづれもトランスログ型総費用関数を採用していたが、本章本論では電気事業の経営全体を対象にして、トランスログ型可変費用関数モデルを適用している。そして、1981-1985年度の事業者別平均で、最上位1者(東京電力)について $SCE > 0$ 、それ以外について $SCE < 0$ 、かつ、SCEは上位事業者ほど大きいという結果を得ている。これは、SCEが正になる事業者の数を除けば新庄・北坂に一致している。したがって、仮説(E)はわが国の上位事業者に限れば妥当するものとしてよいと思われる。

最後に、本章本論の分析でも明らかなように、総費用関数モデルによって計測されたものが短期平均費用曲線なのか長期平均費用曲線なのかあるいは両者の混合なのかによって、規模の経済性に関する結果が大きく歪められる可能性がある。今後は、長期平均費用関数を正しく識別するため可変費用関数モデルによる検証結果の蓄積を進める必要がある。

## 5. おわりに

この付論では、電気事業の規模の経済性に関する検証結果を集約してきたが、要約すると次のようになる。

- (1) アメリカについては、火力発電部門における規模の経済性の存在が、可変費用関数モデルによって確認されている。
- (2) 日本については、火力発電部門について対立する計測結果が併存しておりはつきりしない。しかし、日本の事業者はアメリカの事業者に比して規模が大きいことから、U字型の平均費用曲線を前提にする限り、規模の経済性が消滅したという疑いを否定しきれない。
- (3) 発電部門ではなく経営全体を考えれば、大規模事業者の方がむしろ送配電部門の効率の点で有利であると見ることもできる。事実、わが国の上位事業者について規模の経済性が経営全体で存在することを支持する研究結果が存在する。

言うまでもなく、これらの結果はこれまでの研究によって得られたものであり、今後の研究によって修正される可能性を持つものである。特に、わが国に関する研究について、いくつかの点で追試が必要であろう。第一は、既に触れたように、可変費用関数モデルの適用例をふやすことである。また、報酬率規制費用関数モデルの適用例をわが国では見ないが、日本の料金規制が報酬率規制であるかどうかという問題も含め、規制要因を考慮した研究もなされる必要がある。第二は、やはり既に触れたように、信頼性の高い資本データを整備することである。可変費用関数モ

デルは、資本ストックのデータを必要とするため、特にこの点は重要となる。

さらに、やや細かい点に立ち入れば、発電部門と経営全体との間の規模の経済性に関する相違が何によっているかということについて、今のところ明示的な結論が提示されていない。<sup>4)</sup>送配電部門の存在による解釈を実証するためには、送配電部門を対象にした研究が行なわれるべきである。これはデータ上の困難が大きいが、ネットワーク型設備を持つ点で共通する電気通信事業との比較や、送配電と電気通信の範囲の経済性といった興味ある問題を含んでいる。

経営全体の規模の経済性に関わるもうひとつの問題は、井澤(1983)も触れているように、事業規模が巨大化した場合に投資資金の調達コストが上昇して規模の不経済が生じてくる可能性である。この問題を取り扱うには、投資の調整費用を明示的に組み込んだ動学的な分析法を必要とするため、さらに面倒な問題を克服しなければならないが、今後進むべき方向のひとつであろう<sup>5)</sup>。

## 注

\* 本付論は、根本二郎(1992)「電気事業の規模の経済性：最近の研究の展望」『電力経済研究』 No. 31, 15-24. を元に若干の加筆を行ったものである。

- 1)  $\partial \ln C / \partial \ln Q$  の逆数を用いる流儀もある。
- 2) この他に、報酬率規制下の総費用最小化行動から導かれる報酬率規制総費用関数モデルが提案されている。[Nelson and Wohar(1983)] このモデルでは、総費用関数は許容される報酬率の水準にも依存する。
- 3) また、資本に限らず、生産要素1単位あたりの費用を要素価格のデータに用いる方法は、要素費用が総費用の一部であるためシステマティックなバイアスを持ち込むおそれがある。可能ならば、避けるべきである。
- 4) 経営全体での規模の経済性が相対的に大きく推計されるのは、単に送配電部門や一般管理部門に帰着する費用の方が固定的性格が強いためだという見解もある。この点をはっきりさせるためにも、可変費用関数モデルが必要である。
- 5) 電気事業について調整費用を考慮した投資関数の研究としては、本研究第6章の他、真殿(1991)がある。

## 引用文献

- 阿波田禾積・伊藤成康・中西泰夫(1987) 「火力発電技術のコスト分析」第4回エネルギーシステム・経済コンファレンス(東京)提出論文。
- 井澤裕司(1983) 「自然独占の理論と電気事業—火力発電の費用関数—」『電力経済研究』 17巻 127-144。
- Callan, S. J. (1988) "Productivity, Scale Economies and Technical Change: Reconsidered", *Southern Economic Journal* 54, 715-724.
- Christensen, L. R. and W. H. Greene (1976) "Economies of Scale in U.S. Electric Generation", *Journal of Political Economy* 84, 655-676.
- Fare, R. and D. Njineku (1989), "Computing Returns to Scale under Alternative Models", *Economics Letters* 30, 55-59.
- Krautmann, A. C. and J. L. Solow (1988) "Economies of Scale in Nuclear Power Generation", *Southern Economic Journal* 55, 70-85.
- 真殿誠志(1991) 「本邦電気事業における設備投資行動の分析—エーベル型投資関数によるトービンのqおよび主観的割引率の推定—」電力中央研究所報告 Y90023。
- 中西泰夫(1989) 「電気事業に特有な属性を考慮した費用分析—ヘドニックコストモデルによるアプローチ」電力中央研究所報告 Y88015。
- 中西泰夫・伊藤成康(1988) 「電気事業における規模の経済性」電力中央研究所報告 Y87017。

- Nelson, R. A. (1985) "Returns to Scale from Variable and Total Cost Functions, Evidence from Electric Power Industry", *Economics Letters* 18, 271-276.
- Nelson, R. A. (1989) "On the Measurement of Capacity Utilization", *Journal of Industrial Economics* 37, 273-286.
- Nelson, R. A. and M. E. Wohar (1983) "Regulation, Scale Economies and Productivity in Steam-Electric Generation", *International Economic Review* 24, 57-79.
- Nemoto Jiro, Yasuo Nakanishi and Seishi Madono (1993) "Scale Economies and Over-Capitalization in Japanese Electric Utilities", *International Economic Review* 34, 431-440.
- 新庄浩二・北坂真一(1989) 「電気事業における規模の経済性の計測」『エネルギー経済』 15巻 25-37。(新庄浩二「電気事業における規模の経済性」林敏彦編『公益事業と規制緩和』東洋経済 1990 第10章 にも同じ結果が引用されている)

## 第4章 最適社会資本水準の計測 — 可変要素需要モデルの応用2\*

### 1. はじめに

公共投資に適用すべき適正な割引率をめぐる問題は、理論的にはかなり以前から議論されてきた。しかし、問題がすぐれて現実との関わりを有するものであるにも関わらず、理論的な結論として導出された割引率で実際の公共資本ストックの規模を評価しようという試みはほとんどなされていない。一方、わが国における公共資本の不足を指摘する論調は戦後一貫して続いているが、その公共経済学的根拠は必ずしも明らかでない。

われわれの目的は、公共経済学的に明確な基礎を持つ社会的割引率の公式を用いて、わが国の公共資本ストックが最適であるのか、過小であるのか、あるいは過大であるのかを実証的に明らかにすることである。

こうした方向の実証研究としては、日本の公共投資政策の運営ルールを探った岩本(1988)が先駆的である。その中で岩本は、戦後のわが国の公共投資がセカンドベストルールに従っているか否かを Ogura and Yohe (1977) が与えた社会的割引率の加重公式を帰無仮説としてテストし、それを棄却するという手続きを取っている。これに対してわれわれは、異なったアプローチを取る。

第一に、割引率の公式をテストするのではなく、より直接的に公式から公共資本ストックの最適値を計測し、それを実績値と比較する。こうすることによって、仮に実際の公共資本が最適でないとしても、それが過大か過小か、その程度はどのくらいについて詳細な情報が得られるであろう。

また、社会的割引率の公式として Ogura and Yohe の公式に代えて、基本的に Burgess (1988) が与えたものを用いる。Ogura and Yohe の公式は、民間資本と公共資本の代替・補完関係を織り込んだ新古典派的生産関数に立脚している点で、それ以前に導かれたものよりも一般的であり、また基本的に生産関数を推定しさえすれば公式を評価できるという点で実証分析に適している。しかし、利子率を外生変数にしている点が制約的であり、Burgess の公式はこの点を一般化したものである。

さらに、生産関数のパラメータを推定するにあたっては、Ogura and Yohe ないしその一般化である Burgess の公式において、民間資本と公共資本の関係が代替的であるか補完的であるかによって公式の含意が変わることに留意し、よりフレキシブルな二次形式型の特定化を用いる(次節の注2を参照)。二次形式型の下では、生産要素間の関係は、代替的にも補完的にもなり得る。

以下、2節では、最適公共資本ストックを計測する理論的基礎を得るために、

Burgess のモデルを実証に好都合な形に修正する。3節では、具体的な計測方法を説明する。4節では、計測結果を提示する。5節では、得られた結論を要約する。

## 2. モデル

最適な社会的割引率を導出するための基礎として、ここでは Burgess に基づく二期間モデルを想定する。Burgess との相違点は二つあり、第一は、税として Ogura and Yohe タイプの法人税を用いることである。これは、Burgess 自身のモデルで想定されている税よりも Ogura and Yohe タイプの法人税の方が現実の税に近く、実証分析に適しているからである。第二に、資本の減耗率を考慮する。これも、Burgess が仮定する減耗率100%（資本財は耐久性なし）という状況が現実的でなく、実証分析の障害となるからである。またここでは、利子率について Ogura and Yohe のように一定を仮定するケースと Burgess のように内生変数として扱うケースの双方を考える。

第一期において、民間部門は所与である初期賦存 $V$ を民間投資 $K$ 、公債購入 $B$ 、および第一期の消費 $C_1$ に配分する。<sup>1)</sup>生産は第二期にのみ行われ、生産技術は $F(L, K, G)$ で表される。ここで、 $L$ は労働、 $G$ は公共資本であり、 $i=L, K, G$ について、 $F_i > 0, F_{ii} < 0$ を仮定する。生産から労働に対する支払いを引いた法人所得には税が課せられるものとする。したがって、税引き後の法人所得、労働所得、公債の元利、および政府からの移転所得 $a$ の合計が民間部門の第二期の可処分所得となり、これが第二期の消費 $C_2$ にあてられる。以上より、民間部門の第一期および第二期の予算制約は次のようになる。

$$V = C_1 + K + B \quad (1)$$

$$C_2 = (1-t)[F(L, K, G) - wL] + wS + (1+r)B + (1-\mu_K)K + (1-\mu_G)G + a \quad (2)$$

ここで、 $t$ は法人税率、 $w$ は賃金率、 $r$ は利子率、 $S$ は労働供給、 $\mu_K, \mu_G$ はそれぞれ民間資本と公共資本の減耗率を表す。資本の投入量から減耗分を引いた残りは第二期の消費に回される。

民間部門は(1), (2)を制約条件として、準凹関数 $U(C_1, C_2)$ で表される効用を最大にするように行動する。最大化のための一階の条件は(1), (2)および、

$$U_1 - (1+r)U_2 = 0 \quad (3)$$

$$(1-t)F_K = r + \mu_K \quad (4)$$

$$F_L = w \quad (5)$$

である。(1)-(5)より、所与の $w, r, G, a, t$ のもとで、 $C_1, C_2, K, B$ , そして $L$ の5個の変数が決定される。(4)より、法人税が存在する場合には、存在しない場合に比べて民間投資が小さくなることがわかる。

賃金率 $w$ と利子率 $r$ の決定は、次のようにする。まず労働供給は非弾力的であると仮定し、 $w$ は一定の労働供給 $S$ に労働需要 $L$ が等しくなるように決まるものとする。一方、 $r$ は資本市場において決定されるが、決まり方として二つのケースを考える。第一のケースでは、資本市場に小国の仮定を設け、資本市場の均衡が次式で与えられるものとする。

$$B = D + E \quad (6)$$

ここで、 $D$ は政府の公債発行、 $E$ は外国債の供給である。 $E$ は一定の利子率のもとで無限に弾力的であり、 $D$ に対する超過需要は $r$ による調整を必要とせずすべて $E$ に吸収される。これに対し、第二のケースでは資本市場の均衡が達成されるように $r$ が内生的に決まると考えるが、これについては後に回し、以後しばらくは小国の仮定を維持するものとする。

政府は第一期に公債発行によって公共投資を行う。第二期には、この公債の元利払いと移転支出を法人税によって賄う。これより、政府の第一期および第二期の予算制約は以下のようなになる。

$$G = D \quad (7)$$

$$t[F(L, K, G) - wL] - (1+r)G - a = 0 \quad (8)$$

(7), (8)のもとで、政府は社会的厚生を最大にするように政策変数を決定する。ただし、法人税率 $t$ は変更不能であるとする。法人税が存在するケースでの最適な公共投資の水準を求めることがここでの目的である。

民間部門が単一の個人からなるという仮定から、社会的厚生の変化は個人の効用の変化によって表される。効用関数を全微分し、(3)を代入することにより、

$$dU = U_2[(1+r)dC_1 + dC_2]$$

を得る。(1)-(4)に $L=S$ を代入した後、 $G, a$ について比較静学を行うことにより、これは次のように書き換えられる。

$$dU = U_2 \{ da + [(1-t)F_G + (1-\mu_G)] dG \} \quad (9)$$

(9)は政府の政策変数 $a$ と $G$ の社会的厚生に対する効果を示している。しかし、政府にとって $a$ と $G$ を独立に操作することはできない。政府の予算制約(7), (8)に民間の反応( $\partial K/\partial G = -F_{KG}/F_{KK}$ )を考慮することにより、次式が得られる。

$$\left( tF_K \frac{F_{KG}}{F_{KK}} - tF_G + 1 + r \right) dG + da = 0 \quad (10)$$

(10)を(9)に代入すると、

$$dU = U_2 \left( F_G - r - \mu_G - tF_K \frac{F_{KG}}{F_{KK}} \right) dG$$

となる。ここで、 $U_2 > 0$ であるので、最適な社会的割引率 $F_G^*$ は次式で与えられる。

$$F_G^* = r + \mu_G + \frac{t}{1-t} \frac{F_{KG}}{F_{KK}} (r + \mu_K) \quad (11)$$

これは Ogura and Yohe によって導かれた公共投資の最適ルールである。<sup>2)</sup>

(11)から求められる公共投資の最適水準は利子率一定の仮定に基づくものである。そこで次に、第二のケースとして利子率を内生化し、より一般的な公共投資の最適ルールを導出する。小国の仮定をはずし、資本市場均衡条件(6)を次のように変更する。

$$B = D \quad (12)$$

資本市場においては、公債の需要と供給が等しくなるように $r$ が決定される。

この場合、民間部門にとっての外生変数のなかで $r$ も可変的になることから、 $G, a, r$ について(1)-(4)に比較静学を行うことにより、社会的厚生の変化は次式で示される。

$$dU = U_2 \{ da + [(1-t)F_G + (1-\mu_G)] dG + Gdr \} \quad (13)$$

$G$ の変化が社会的厚生に及ぼす最終的な影響をみるためには、資本市場均衡条件と政府の予算制約を考慮しなければならない。そこで、(7)を(8)に、(1), (7)を(12)に代

入した後、(1)-(4)を考慮して(8), (12)をそれぞれ全微分する。

$$\left( tF_K \frac{\partial K}{\partial r} - G \right) dr - \left( 1+r + tF_K \frac{F_{KG}}{F_{KK}} - tF_G \right) dG - da = 0 \quad (14)$$

$$\left( \frac{\partial C_1}{\partial r} + \frac{\partial K}{\partial r} \right) dr + \left\{ [(1-t)F_G + (1-\mu_G)] \frac{\partial C_1}{\partial a} - \frac{F_{KG}}{F_{KK}} + 1 \right\} dG + \frac{\partial C_1}{\partial a} da = 0 \quad (15)$$

(14), (15)を(13)に代入すると、

$$dU = A \left\{ -[F_G + (1-\mu_G)] + \frac{(1+r) \left( \frac{\partial C_1}{\partial r} - G \frac{\partial C_1}{\partial a} \right) + (F_K - (1-\mu_K)) \frac{\partial K}{\partial r} + \frac{t(r+\mu_K)}{1-t} \left( \frac{\partial C_1}{\partial r} - G \frac{\partial C_1}{\partial a} \right) \frac{F_{KG}}{F_{KK}}}{\frac{\partial C_1}{\partial r} - G \frac{\partial C_1}{\partial a} + \frac{\partial K}{\partial r}} \right\} dG$$

を得る。ここで、

$$A = U_2 \left( \frac{\partial C_1}{\partial r} - G \frac{\partial C_1}{\partial a} + \frac{\partial K}{\partial r} + tF_K \frac{\partial K}{\partial r} \frac{\partial C_1}{\partial a} \right)^{-1} < 0$$

である。<sup>3)</sup>したがって、利子率を内生化した場合の最適な社会的割引率 $F_G^{**}$ は次式で与えられる。

$$F_G^{**} - \mu_G = \frac{\left[ r + \frac{t}{1-t} \frac{F_{KG}}{F_{KK}} (r + \mu_K) \right] \left( \frac{\partial C_1}{\partial r} \right)_U + \left( \frac{r + t\mu_K}{1-t} \right) \frac{\partial K}{\partial r}}{\left( \frac{\partial C_1}{\partial r} \right)_U + \frac{\partial K}{\partial r}} \quad (16)$$

$$= \frac{(F_G^* - \mu_G) \left( \frac{\partial C_1}{\partial r} \right)_U + (F_K - \mu_K) \frac{\partial K}{\partial r}}{\left( \frac{\partial C_1}{\partial r} \right)_U + \frac{\partial K}{\partial r}}$$

ここで、

$$\left( \frac{\partial C_1}{\partial r} \right)_U = \frac{\partial C_1}{\partial r} - G \frac{\partial C_1}{\partial a} \quad (< 0) \quad (17)$$

$$\frac{\partial K}{\partial r} = \frac{1}{(1-t)F_{KK}} \quad (< 0) \quad (18)$$

であり、社会的割引率 $F_G^{**} - \mu_G$ は利子率一定のもとでの社会的割引率 $F_G^* - \mu_G$ と民間資本の収益率 $F_K - \mu_K$ との加重平均によって表される。(16)は Burgess の最適ルールに資本の減耗率を考慮したものである。 $(\partial C_1 / \partial r)_U$ が無限大になると、(16)は利子率一定のもとでの最適ルール(11)に一致する。

以上で得られた社会的割引率の公式(11)ないし(16)を使えば、実際に最適公共資本ストックの水準を求めることができる。

### 3. 計測方法

この節では、前節で示した公共投資の最適ルールに基づいて公共資本ストックの最適値を計測する方法を説明する。(11)(16)式から明らかなように、最適公共資本ストックを計測するには $F_K, F_{KK}, F_{KG}$ が必要である。これらを得るためには公共資本ストックを含む生産関数を推定すればよいが、ここでは $F_{KG}$ の値の正負に制約を置かない、換言すれば、生産要素の間に代替関係のみならず補完関係をも許すような関数型を特定化したい。そのため、コブ・ダグラス型やCES型ではなく、トランスログ型、一般化レオンチェフ型、二次形式型のような、よりフレキシブルな関数型を採用しなければならない。そうしたフレキシブルな関数型では、推定しなければならないパラメータの個数が増えるため、生産要素需要関数(4)(5)を生産関数 $F$ と併せて生産要素需要体系を推定するのが普通である。ところが不都合なことに、そうした生産要素需要体系は要素需要に関して同時方程式体系であり、同時方程式バイアスが避けられない。そこで、生産関数に代えて利潤関数を推定し、生産と利潤の間の双対関係を利用して利潤関数から生産関数のパラメータを導出するという方法を取る。具体的に言えば、

$$\Pi(p_L, p_K, G, T) = \max_{L, K} \{F(L, K, G, T) - p_L L - p_K K\} \quad (19)$$

によって定義される利潤関数 $\Pi$ を推定し、その結果に基づいて生産関数 $F$ を導くのである。ただし、 $T$ はタイム・トレンドで技術進歩の指標である。(19)は $L, K$ を可変要素、 $G$ を固定要素として利潤を最大にする生産者行動を定式化しているが、すぐ後で明らかになるように、ここから得られる生産要素需要関数は前節で示した理論モデルと矛盾しない。

生産関数と利潤関数の間の双対性は、利潤関数が一定の条件を満たしさえすれば関数型がどうであれ、それに双対な生産関数が存在することを保証する。<sup>4)</sup>しかしそのことと、実際に利潤関数のパラメータから生産関数に関する情報が容易に得られるかどうかということは別の問題であり、トランスログ型や一般化レオンチェフ型の利潤関数の下では生産関数の1階および2階の偏導関数の値を局所的に知ることができるに過ぎない。これに対して、二次形式型利潤関数の際だった特徴は、Hotellingの補題を使えば生産関数そのものを明示的に導出できる点にある。したがって、ここでは次のような二次形式型利潤関数を特定化して推定する。

$$\begin{aligned} \Pi = & \alpha_0 + \alpha_L p_L + \alpha_K p_K + \alpha_G G + \alpha_T T \\ & + \frac{1}{2} \beta_{LL} p_L^2 + \beta_{LK} p_L p_K + \beta_{LG} p_L G + \beta_{LT} p_L T \\ & + \frac{1}{2} \beta_{KK} p_K^2 + \beta_{KG} p_K G + \beta_{KT} p_K T \\ & + \frac{1}{2} \beta_{GG} G^2 + \beta_{GT} G T + \frac{1}{2} \beta_{TT} T^2 \end{aligned} \quad (20)$$

この利潤関数が、以下の条件

a)  $p_L, p_K$ に関して非増加

$$\partial \Pi / \partial p_L = \alpha_L + \beta_{LL} p_L + \beta_{LK} p_K + \beta_{LG} G + \beta_{LT} T \leq 0$$

$$\partial \Pi / \partial p_K = \alpha_K + \beta_{LK} p_L + \beta_{KK} p_K + \beta_{KG} G + \beta_{KT} T \leq 0$$

b)  $p_L, p_K$ に関して凸

$$\partial^2 \Pi / \partial p_L^2 = \beta_{LL} > 0, \quad \partial^2 \Pi / \partial p_K^2 = \beta_{KK} > 0,$$

$$\begin{vmatrix} \partial^2 \Pi / \partial p_L^2 & \partial^2 \Pi / \partial p_L \partial p_K \\ \partial^2 \Pi / \partial p_L \partial p_K & \partial^2 \Pi / \partial p_K^2 \end{vmatrix} = \beta_{LL} \beta_{KK} - \beta_{LK}^2 > 0$$

c) Gに関して非減少

$$\partial^2 \Pi / \partial G = \alpha_G + \beta_{LG} p_L + \beta_{KG} p_K + \beta_{GG} G + \beta_{GT} T \geq 0$$

d) Gに関して凹

$$\partial^2 \Pi / \partial G^2 = \beta_{GG} < 0$$

を満たせば、関係(19)を通じて双対な生産関数が存在する。生産関数を実際に導出するには、Hotellingの補題  $\partial \Pi / \partial p_L = -L$ ,  $\partial \Pi / \partial p_K = -K$  を用いて得られる、

$$L = -(\alpha_L + \beta_{LL} p_L + \beta_{LK} p_K + \beta_{LG} G + \beta_{LT} T) \quad (21)$$

$$K = -(\alpha_K + \beta_{LK} p_L + \beta_{KK} p_K + \beta_{KG} G + \beta_{KT} T) \quad (22)$$

に、それぞれ  $p_L, p_K$  を乗じて  $\Pi$  に加えるという操作をすればよい。

その結果、(20)に双対な生産関数は次のように与えられることがわかる。

$$\begin{aligned} Y = & \gamma_0 + \gamma_L L + \gamma_K K + \gamma_G G + \gamma_T T \\ & + \frac{1}{2} \delta_{LL} L^2 + \delta_{LK} LK + \delta_{LG} LG + \delta_{LT} LT \\ & + \frac{1}{2} \delta_{KK} K^2 + \delta_{KG} KG + \delta_{KT} KT \\ & + \frac{1}{2} \delta_{GG} G^2 + \delta_{GT} GT + \frac{1}{2} \delta_{TT} T^2 \end{aligned} \quad (23)$$

生産関数(23)のパラメータ  $\gamma_0, \gamma_i, \delta_{ij}$  ( $i, j = K, L, G, T$ ) は、利潤関数(20)のパラメータ  $\alpha_0, \alpha_i, \beta_{ij}$  ( $i, j = K, L, G, T$ ) を使って識別できる。その関係は、付録2に示す。

推定は、利潤関数(20)と要素需要関数(21)(22)によって行う。ここで(21), (22)は、前節で示したモデルの一階条件(4), (5)に他ならない。実際、(21)右辺のパラメータを付録2に示す関係式を使って生産関数のパラメータに書き直せば、労働の限界生産性が賃金率に等しいという条件が得られる。また、(22)についても同様な双対変換を施せば、民間資本の限界生産性が  $p_K$  に等しいという関係が得られるから、 $p_K$  として  $(r + \mu_K) / (1 - t)$  を用いれば、(5)に一致する。<sup>5)</sup>したがって、推定式(20)(21)(22)は理論モデルと整合的である。

また推定式体系(20)-(22)は、体系の左辺にある被説明変数が体系の右辺に現れていないという意味で、同時決定的ではない。したがって、(20)-(22)に関する限りでは、同時推定法を用いる必要がない。これが、生産関数でなく利潤関数を推定することの利点である。しかし、体系の説明変数である  $p_L, p_K$  は、(20)-(22)を含むより大

きな体系の中では内生的に決定されると考えられるので、推定には3段階最小2乗法を用いる。

このようにして得られたパラメータを使えば、最適ルール(11)を評価して最適公共資本ストックの値を計測することができる。これに対して最適ルール(16)を適用するには、(16)式に含まれる今期の消費に対する利子率の補償された限界的効果  $(\partial C_1 / \partial r)_U$  をどのような値で評価するかという問題が残っている。これは同一無差別曲線上に補償された値なので、通常の方法では観測できない。しかし、

$$0 < G \frac{\partial C_1}{\partial a} < \frac{G}{1+r} \quad (24)$$

となることを利用すれば、(17)より観測可能な上限と下限を次のように設定することができる。<sup>6)</sup>

$$\frac{\partial C_1}{\partial r} - \frac{G}{1+r} < \left( \frac{\partial C_1}{\partial r} \right)_U < \frac{\partial C_1}{\partial r} \quad (25)$$

この上下限を(16)に代入して最適公共資本ストックの値を求めると、 $F_{KG} > F_{KK}$ ならば(25)の上限を代入した時に最適公共資本ストックの下限値が得られ、下限を代入した時に上限値が得られる。逆に、 $F_{KG} < F_{KK}$ ならば(25)の上限が最適公共資本ストックの上限に、(25)の下限が下限値に対応する。

(25)の上限と下限を決める  $(\partial C_1 / \partial r)$  は、補償された効果ではないから通常消費関数の推定によって観測できる。経済企画庁の世界経済モデルの中の日本モデル(経済企画庁経済研究所(1981))では、消費の利子弾力性は長期で約-0.02、短期で約-0.01である。また、やはり経済企画庁の中期多部門モデル(経済審議会計量委員会(1984))の消費関数では、名目金利に対する弾性値は-0.02から-0.03、実質金利に対する弾性値はインフレの激しい1970年代前半を除き-0.005から-0.01程度である。このように、日本の消費の利子弾力性は消費関数の特定化の相違によって異なるが、ここでは種々の値の中間を取り、 $(\partial C_1 / \partial r)$  を-0.01として(25)の上下限を決め、公共資本ストックの最適値を計測する。

#### 4. 結果

利潤関数の推定は、日本経済を対象にして1960年度から1982年度までを推定期間として行う。マクロ経済を扱うので、生産には実質GDPを用いる。公共資本ストックの範囲は、経済企画庁総合計画局(1986)に掲載されている公的主体所有の主要

20部門別社会資本ストックのうち、生産関連とみなし得る、道路、港湾、航空、国鉄、電電公社、農業、林業、漁業、郵便、工業用水道の10部門とした。民間資本ストックは経済企画庁推計の粗固定資本ストック、利子率は全国銀行貸出約定平均金利を用いた。その他のデータは、国民経済計算年報に依っている。使用データの詳細は、付録1に示すとおりである。

3段階最小2乗法による利潤関数の推定結果を、表1第1列に示す。<sup>7)</sup>予備的な推定結果から技術進歩の代理変数であるタイム・トレンドが必ずしも期待された役割を果たさず、しばしば推定結果を攪乱することが判明したので(20)式中のパラメータのうち $\beta_{KT} = \beta_{GT} = 0$ とした。推定されたパラメータは、利潤関数が満たすべき条件 a) ~ d)のうち a), c)を推定期間中のすべての年について満たし、b), d)については大域的に満足している。この結果、双対な生産関数の存在が推定に使ったデータの近傍で保証されるので、付録2に示す双対変換を実行してよい。表1第2列に、双対変換の結果得られる生産関数のパラメータを示す。この生産関数に基づくGDPの推定値と実績値の間の相関係数は0.9987と高く、実証的に十分な説明力が保持されている。生産関数のパラメータのうち $\delta_{KG}$ の推定値は正で、公共資本の増加が民間資本の限界生産性を高めるという意味で公共資本と民間資本の関係が補完的であることを示している。

表2に、(11)によって計算した公共資本の最適割引率( $F_G^*$ )と(16)によって計算した最適割引率( $F_G^{**}$ )の上下限を示す。また、表2第3列は民間資本の割引率 $F_K$ の推定値である。公共資本の割引率は、いずれも民間資本の割引率より常に小さい。これは、民間資本と公共資本が補完的であることから、法人税が民間資本割引率を通じてもたらす民間資本の過小方向への歪みを、公共資本によって民間資本の限界生産性を高めることにより補正しようとする効果の反映である。

しかし、 $F_G^*$ はすべての年度において負になっている。このため、 $F_G^*$ を用いて公共投資を決定したとすると、公共資本ストックの限界生産性は負になってしまい、そのような投資政策が実際に実行可能かどうか疑問である。これに対して(16)に基づく $F_G^{**}$ では、下限においても割引率は正であり、 $F_G^*$ よりも現実的である。このように $F_G^*$ による公的投資が $F_G^{**}$ に比べて過大になるのは、(11)において政府が利子率を上昇させることなく公的投資をファイナンスできることが前提にされており、民間部門の投資がクラウド・アウトされないためである。(6)にあるように、Ogura and Yoheでは小国の仮定の下で外国債Eが利用できることによって利子率の不変性を正当化しているが、表2の結果に従えば、実証的にはそうした仮定を維持するのは困難である。

表3に、最適公共資本ストックの計測値を示す。表3第1列は、公共資本ストックの実績値の系列である。第2列は(11)による、すなわち割引率 $F_G^*$ を適用して求めた値( $G^*$ )であり、第3列と第4列は(16)による、すなわち $F_G^{**}$ を適用して求めた最適公共

表1 推定結果

可変利潤関数		生産関数	
$\alpha_0$	$-0.96602 \times 10^6$ (-2.0142)	$\gamma_0$	$-1.05595 \times 10^6$
$\alpha_L$	3552.3 (3.0781)	$\gamma_L$	-54.28873
$\alpha_K$	-82170 (-5.2978)	$\gamma_K$	-0.15811
$\alpha_G$	1.8640 (3.8411)	$\gamma_G$	1.99161
$\alpha_T$	28005 (1.7792)	$\gamma_T$	35399.36719
$\beta_{LL}$	71.266 (5.5247)	$\delta_{LL}$	-0.02111
$\beta_{LK}$	-2002.5 (-5.0419)	$\delta_{LK}$	-0.00025
$\beta_{LG}$	$0.43237 \times 10^{-2}$ (2.2570)	$\delta_{LG}$	0.00049
$\beta_{LT}$	-136.20 (-7.1877)	$\delta_{LT}$	2.87468
$\beta_{KK}$	$0.16789 \times 10^6$ (4.8803)	$\delta_{KK}$	$-8.95894 \times 10^{-6}$
$\beta_{KG}$	-2.2915 (-23.6150)	$\delta_{KG}$	0.00002
$\beta_{GG}$	$-0.50064 \times 10^{-5}$ (-1.5675)	$\delta_{KT}$	0.03429
$\beta_{TT}$	-372.87 (-1.4234)	$\delta_{GG}$	-0.00005
		$\delta_{GT}$	-0.06614
		$\delta_{TT}$	-764.40503
	$R^2$		D. W.
$\Pi$	0.920709		0.4681
L	0.808110		1.2543
K	0.997737		0.7798

$R^2$ : 自由度修正済み決定係数

D. W.: ダービン-ワトソン比

括弧内の数値は (推定値/標準誤差)

表 2 最適社会的割引率

年度	$F_G^*$	$F_G^{**}$		$F_K$
		上限	下限	
60	-0.20266	0.41754	0.38371	0.43662
61	-0.11240	0.41713	0.38209	0.44395
62	-0.17584	0.42694	0.38587	0.45694
63	-0.16578	0.40988	0.36543	0.44888
64	-0.17950	0.40698	0.35682	0.46278
65	-0.17832	0.41324	0.35668	0.46986
66	-0.15770	0.39682	0.33657	0.45673
67	-0.15596	0.36852	0.30503	0.43297
68	-0.15269	0.34029	0.27391	0.40839
69	-0.14523	0.29801	0.23235	0.36897
70	-0.13860	0.24354	0.18213	0.30991
71	-0.13856	0.23588	0.16932	0.30117
72	-0.13347	0.21653	0.14712	0.28461
73	-0.12128	0.21605	0.14272	0.27629
74	-0.14327	0.27511	0.17998	0.32039
75	-0.14178	0.29146	0.18577	0.33417
76	-0.16164	0.27575	0.16589	0.32109
77	-0.17889	0.28834	0.16421	0.34024
78	-0.19850	0.30558	0.16331	0.37282
79	-0.19145	0.29489	0.14970	0.36145
80	-0.18286	0.28816	0.14025	0.34067
81	-0.18115	0.25280	0.11270	0.30683
82	-0.17306	0.22066	0.09037	0.27401

表3 最適公共資本ストック

年度	G	G*	G <sub>0</sub> **	G <sub>L</sub> **	G/G <sub>0</sub> **	G/G <sub>L</sub> **
			上限	下限		
60	13147	32610	20254	19541	0.64908	0.67276
61	14332	34472	24052	23314	0.59584	0.61471
62	15864	35902	24066	23201	0.65918	0.68377
63	17860	38808	27614	26678	0.64678	0.66948
64	19908	40335	29034	27977	0.68569	0.71159
65	22486	43620	32346	31154	0.69518	0.72177
66	25495	47081	36666	35396	0.69533	0.72027
67	28963	50686	40972	39634	0.70690	0.73076
68	32887	54320	45331	43933	0.72548	0.74858
69	36944	58397	50440	49057	0.73243	0.75309
70	41568	62790	56031	54737	0.74187	0.75941
71	47469	68803	62316	60913	0.76175	0.77929
72	54666	76238	70326	68863	0.77733	0.79384
73	61475	82636	77073	75528	0.79762	0.81394
74	67636	87467	80655	78651	0.83859	0.85996
75	74062	94312	87410	85183	0.84730	0.86945
76	80355	100946	94044	91729	0.85444	0.87600
77	88022	109060	101830	99214	0.86440	0.88719
78	96747	118595	110971	107974	0.87181	0.89602
79	105242	125856	118667	115608	0.88687	0.91033
80	113104	130779	123970	120854	0.91235	0.93588
81	120749	137955	131763	128811	0.91641	0.93741
82	128445	145209	139658	136912	0.91971	0.93815

G, G<sub>0</sub>, G<sub>10</sub>, G<sub>11</sub>の単位は、1980年価格で10億円

資本ストックの上限値 ( $G_U^{**}$ ) と下限値 ( $G_L^{**}$ ) である。

$G^*$ は $G_U^{**}$ に比べても大きい、これは限界生産性が負になるほどの過大な値であるから、以下では $G_U^{**}$ と $G_L^{**}$ を見ていくことにする。 $G_U^{**}$ と $G_L^{**}$ の差は十分小さく、定量的な議論の障害にはならない。表3の第4列と第5列に、公共資本ストック実績値の $G_U^{**}$ と $G_L^{**}$ に対する比率を示した。図1のケース1は、その上下限をグラフ表示したものである。これらから明らかなように、日本の公共資本ストックは1960年度から1982年度の期間において一貫して過小であったことがわかる。しかし、その程度は時間と共に小さくなる傾向がはっきりしており、1960年代には最適値の65%から75%程度の公共資本が充足されていたにすぎないのに対し、1982年度には90%を越えるまでに充足されている。この結果は、直観的に議論されていることとほぼ整合的であり、日本の公共資本は、公共資本の不足が経済成長のボトル・ネックであった1960年代から、数次の経済計画を経て次第に整備されてきていると言える。

最後に図1のケース2は、公共資本ストックの範囲を今まで議論してきたものに加え、下水道、廃棄物処理、水道、治水、治山、国有林の6部門をも含めた場合に同様の分析の結果(16)式から得られる、公共資本ストックの実績値・最適値比率である。ここで追加した部門は、第一義的には生活関連ないし国土保全関連であるものの生産にも外部的効果を及ぼすであろうと考えられる部門である。先のケースと比較すると、当初過小であった実績値がしだいに最適値との間のギャップを縮小していくという傾向は同じである。しかし、実績値・最適値比率の大きさはほとんど常に先のケースよりも小さい。このことは、より直接に生産関連的な部門の方が優先的に整備されてきたことを示唆している。

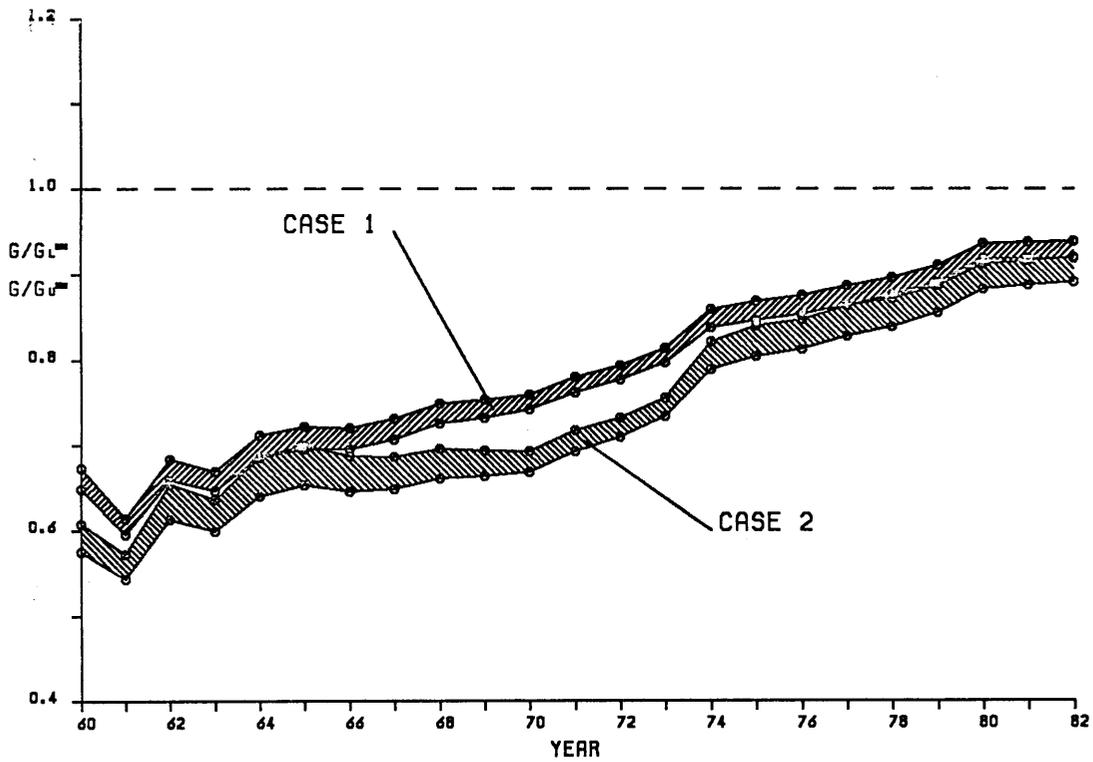
## 5. おわりに

われわれは、Ogura and Yohe および Burgess によって理論的に導かれたタイプの公共投資の割引率に関する公式を使って、日本における実際の公的資本ストックの最適性を評価した。その結果を要約すると、次の三点になる。

第一に、日本の公共資本は、1960年度から1982年度の期間において一貫して過小であったことが明らかになった。しかし、実績値の最適値に対する比率は継続的に上昇しており、この傾向がさらに続けばやがて最適値が実現されるであろう。第二に、小国の仮定の下で利率を一定にして得られる Ogura and Yohe の公式を用いると、公共投資の最適割引率が負になる。これは、少なくとも日本については、小国の仮定によって利率を一定とするのが現実的でないことを含意する。第三に、公共資本の範囲の異なる二つのケースの比較から、より直接的に生産に貢献する公共資本の方が、間接的な生産効果しかもたないものに比べて優先して整備されてきていると考えられる。こうした公共資本部門間の整備優先順位に関する問題は、ここで行った分析だけではなお示唆的な議論にとどまらざるを得ないが、今後の研究

課題として興味あるもののひとつであろう。

図1 社会資本の実績値・最適値比率



## 付録1 使用データ

本論分の推定に使用したデータの詳細は以下の通りである。

### (1) 実質賃金率 ( $p_L$ )

$$p_L = w/p$$

$$w = (EI + IFI - HI) / (LF \cdot WH)$$

$p$  : GDPデフレーター (1980年価格)

EI: 雇用者所得    IFI: 個人企業所得    HI: 持ち家所得    LF: 就業者数

WH: 労働時間

$p$ , EI, IFI, HI, Eは経済企画庁の『昭和55年改訂国民経済計算年報』『同長期遡及統計』によった。WHは労働統計年報によった。

### (2) 資本用役の実質価格 ( $p_K$ )

$$p_K = u/p$$

$$u = p_I (r + \mu_K) / (1 - t)$$

$r$  : 全国銀行貸出約定平均金利     $\mu_K$  : 民間資本減耗率     $t$  : 法人税率

$p_I$  : 民間固定資本形成デフレーター

$r$ ,  $p_I$ は日本銀行の経済統計月報によった。 $t$ は黒田(1982)の公式

$$t = \frac{\text{法人税} + \text{道府県民税 (法人分)} + \text{市町村民税 (法人分)} + \text{個人配当課税}}{\text{総法人所得 (課税所得)}}$$

を使って算出した。課税所得、税額のデータは国税庁統計年報書および地方財政統計年報によっている。

$\mu_K$ については以下のようにして求めた。

$$\mu_K = \frac{DP/p_I}{K}$$

DP: 固定資本減耗    K : 民間資本ストック

DPは国民経済計算年報、Kは経済企画庁の民間資本ストック推計 (全企業、取付ベース) によった。

### (3) 利潤 ( $\Pi$ )

$\Pi$ は上述の変数 ( $p_L$ ,  $p_K$ , LE, WH, K) を使用して以下のように求めた。

$$\Pi = \text{GDP} - p_L(LF \cdot WH) - p_K K$$

GDP: 1980年価格表示の実質国内総生産

#### (4) 公共資本ストック (G)

公共資本ストック (G) は、経済企画庁総合計画局 (1986) 所収の公的主体が所有する20部門別の社会資本のうち、次の部門の粗資産額を合計して使用した。括弧付きの部門は、図1にストックの実績値・最適値比率の結果だけを示した拡大ケースにのみ含まれている部門である。

道路 港湾 航空 国鉄 電電公社 (下水道) (廃棄物処理) (水道)  
 (治水) (治山) 農業 林業 漁業 郵便 (国有林) 工業用水道

#### (5) 公共資本の減耗率 ( $\mu_G$ )

経済企画庁総合計画局 (1986) に従って、次のようにしている。まず、経済企画庁総合計画局 (1986) に公表されている20部門ごとの耐用年数  $d_i$  ( $i=1, 2, \dots, 20$ ) を、集計する部門について次のように加重調和平均を取り平均耐用年数  $m$  を求める。

$$m = \frac{\sum G_i}{\sum (G_i/d_i)} \quad \text{ただし、} G_i \text{ は第} i \text{部門の公共資本粗資産額}$$

次に、償却後資産額を10%とし、定率法で償却するものとすれば減耗率は

$$\mu_G = 1 - 0.1^{1/m}$$

で求められる。

#### 付録2 利潤関数(20)の生産関数(23)への双対変換

生産関数のパラメータ  $\gamma_0, \gamma_i, \gamma_{ij}$  ( $i, j=L, K, G, T$ ) は、以下の公式によって利潤関数のパラメータ  $\alpha_0, \beta_i, \beta_{ij}$  ( $i, j=L, K, G, T$ ) から識別する。

$$\gamma_0 = \alpha_0 - \frac{1}{2} \alpha_p' B_{pp}^{-1} \alpha_p$$

$$(\gamma_L, \gamma_K) = -\alpha_p' B_{pp}^{-1}$$

$$(\gamma_G, \gamma_T) = \alpha_z' - \alpha_p' B_{pp}^{-1} B_{zp}$$

$$\begin{pmatrix} \delta_{LL} & \delta_{LK} \\ \delta_{LK} & \delta_{KK} \end{pmatrix} = -B_{pp}^{-1}$$

$$\begin{pmatrix} \delta_{LG} & \delta_{LT} \\ \delta_{KG} & \delta_{KT} \end{pmatrix} = -B_{pp}^{-1}B_{zp}$$

$$\begin{pmatrix} \delta_{GG} & \delta_{GT} \\ \delta_{GT} & \delta_{TT} \end{pmatrix} = B_{zz} - B_{zp}' B_{pp}^{-1} B_{zp}$$

ただし、 $\alpha_p' = (\alpha_L, \alpha_K)$

$\alpha_z' = (\alpha_G, \alpha_T)$

$$B_{pp} = \begin{pmatrix} \beta_{LL} & \beta_{LK} \\ \beta_{LK} & \beta_{KK} \end{pmatrix}$$

$$B_{zp} = \begin{pmatrix} \beta_{LG} & \beta_{LT} \\ \beta_{KG} & \beta_{KT} \end{pmatrix}$$

$$B_{zz} = \begin{pmatrix} \beta_{GG} & \beta_{GT} \\ \beta_{GT} & \beta_{TT} \end{pmatrix}$$

## 注

\* 本章は、Nemoto, J., K. Kamada and M. Kawamura (1990) "Measuring Social Discount Rates and Optimal Public Capital Stocks in Japan, 1960-1982", International Conflict Discussion Paper No. 48, Nagoya University を加筆修正したものである。なお、根本二郎・釜田公良・河村真「社会資本の最適水準」(奥野信宏・焼田党・八木匡編『社会資本と経済発展』名古屋大学出版会, 1994年, 第5章に所収)は、本章の内容を要約したものになっている。

- 1) 民間部門は単一の個人からなると仮定する。
- 2) 民間資本と公共資本が補完的( $F_{KG} > 0$ )なら社会的割引率 $F_{G0} - \mu_G$ は $r$ より小さくなり、代替的( $F_{KG} < 0$ )なら $r$ より大きくなる。また、独立( $F_{KG} = 0$ )なら社会的割引率は $r$ に一致し、完全代替的な場合( $F_{KG} = F_{KK}$ )には、社会的割引率は民間投資の収益率に一致する。詳細は Ogura and Yohe 参照。
- 3) (1)-(4)と(7)より、 $\partial C_1 / \partial r = (U_2 - GH_1) / H$ ,  $\partial C_1 / \partial a = -H_1 / H$ , および  $\partial K / \partial r = 1 / (1-t) F_{KK} (< 0)$  が導かれる。ここで、 $H_1 = U_{12} - (1+r)U_{22}$ ,  $H = U_{11} - 2(1+r)U_{12} + (1+r)^2 U_{22}$  である。二階の条件より  $H < 0$ ,  $C_1$  を正常財と仮定することにより  $H_1 > 0$  となる。
- 4) (19)式のような生産関数と利潤関数の間の双対性は、Lau(1976)により証明されている。
- 5) 実際には産出価格 $p$ 、投資財価格 $p_I$ の変動を考慮して $p_L = w/p$ ,  $p_K = p_I(r + \mu_K)/p$ としている。詳細は付録1を参照。
- 6) 注2)に示した関係式より $\partial C_1 / \partial a = -H_1 / H$ , また、 $H = -(1+r)(H_1 + H_2)$ , ただし、 $H_2 = U_{12} - U_{11} / (1+r) (> 0)$  であることがわかるから、 $\partial C_1 / \partial a < 1 / (1+r)$  である。したがって、不等式(25)が成立する。
- 7) 操作変数行列を構成するのに用いた先決変数は、政府消費支出、公的資本形成、生産年齢人口、公定歩合、輸入デフレーター、前期の賃金率、公的資本ストック、タイム・トレンド、高度成長前期ダミー(1960年から1964年までを1)、石油ショックダミー(1974年から1982年までを1)および定数項である。

## 引用文献

Burgess, D. F. (1988), "Complementarity and the Discount Rate for Public Investment" *Quarterly Journal of Economics* 102, 527-541.

岩本康志(1988)「日本の公共投資政策の評価について」ISER Discussion Paper No. 163 Osaka University

経済企画庁経済研究所(1981)「世界経済モデルにおける日本経済の短期予測モデル

ル」第82号

経済企画庁総合計画局(1986)『日本の社会資本—フローからストックへ—』ぎょうせい

経済審議会計量委員会(1984)『中・長期経済分析のための他部門計量モデル』計量委員会第7次報告 大蔵省印刷局

黒田昌裕(1982)「資本サービス投入量の測定」『三田商学研究』25巻4号

Lau, L. J. (1976), "A Characterization of the Normalized Restricted Profit Function", *Journal of Economic Theory* 12, 131-163.

Ogura, S. and G. Yohe(1977), "The Complementarity of Public and Private Capital and the Optimal Rate of Return to Government Investment" *Quarterly Journal of Economics* 91, 651-662.

## 第5章 トービンの平均qアプローチに基づく動学的生産要素需要システム — 動学モデルの応用1\*

### 1. はじめに

生産技術の構造パラメータを理論的整合性を保証した上で推定するためには、生産関数、費用関数あるいは利潤関数を直接推定するのではなく、それらから理論的に導かれる生産要素需要システムを推定しなければならない。この目的で開発されたトランスログ・モデルは、代替弾力性の値に特定の制約を置かないなどいくつかのすぐれた性質を持ち、標準的な生産者行動の実証モデルとして広く普及している。しかし一方、トランスログ・モデルは静学的なフレームワークに留まっている点に限界がある。そこでは生産要素はすべて可変的であり、資本ストックの固定的性質は考慮されない。また調整費用が存在しないため設備投資は最適資本ストックの増分として事後的に決まり、将来の不確実性によって影響されることはない。

そこで本章の目的は、第1に、将来に不確実性が存在する状況の下で、企業の現在価値最大化行動より導かれる生産要素需要システムを推定し、その実証モデルとしての有効性を検討することである。そして第2に、それが静的なトランスログ・モデルによる分析結果をどの程度修正するものであるかを検討することである。そのため、Wills(1979)がトランスログ型費用関数を用いて推定したアメリカ一次金属産業の構造パラメータを、トービンの平均qアプローチに基づく動学的モデルで再推定し、その結果を比較する。

動学的な実証モデルの開発は、以前よりLucas(1967), Treadway(1971)等によって成されてきたが、1980年代に入ってようやく実際に推定を行える段階にまで到達した。しかし、いまなお代替的ないくつかのモデルが共存する状況にあり、標準的な分析体系を確立するには至っていない。その原因は、ひとつには将来の不確実性の処理についていくつかの方法があるからである。Lucas-Treadwayタイプの伸縮的加速度モデルをはじめ推定したのは Morrison and Berndt(1981), Berndt, Fuss and Waverman(1980)であるが、そこでは静的期待形成が仮定されていた。そのため、その後、合理的期待形成仮説の考え方に沿った分析が、Meese(1980), Epstein and Yatchew(1985), Kokkelenberg(1984)等によって行われた。これらは、期待形成メカニズムを時系列モデルによってデータから推定している。しかし、データ数の制約からどの場合もモデル選択のためのサーチが不完全であり、合理的な期待形成メカニズムの表現としては恣意性が強すぎる定式化になっている。<sup>1)</sup>

これらに対してPindyck and Rotemberg(1983a, 1983b)は、Hansen(1982), Hansen and Singleton(1982)によって開発された一般化操作変数法を使って、確率オイラー

方程式を直接推定した。この方法では、期待形成メカニズムを特定化することなく生産技術に関する構造パラメータの一致推定量を得ることができる。しかしこの場合でも、操作変数の選択は恣意的にならざるを得ない。また将来の不確実性が高まった時期に、限られた数の操作変数に含まれる情報だけで、期待の複雑な変化をとらえられるかどうか疑問が残る。

これに比べ、本章で採用するトービンの平均qアプローチは株式市場の評価機能を利用して期待収益を測定するため、そこに含まれる情報は豊富であり、より高い推定効率の実現が期待できる。また、他の方法による期待形成の推定が統計学的手法に強く依存しているのに比べ、このアプローチは設備投資のq理論に基づいており、経済理論的な解釈が容易だという利点がある。<sup>2)</sup>トービンの平均qは、これまでも設備投資関数の単独推定には用いられてきた。これを生産要素需要システムに応用することは、林(1980)によって提案されたが、実際に推定されることはなかった。ここでは、林の提案した方法に沿って、トービンの平均qに基づく生産要素需要システムを実際に推定する。これは、従来の動学的な生産要素需要システムに対し、ひとつの代替的方法を与えるものである。

他方、トービンの平均qアプローチでは、観測可能な平均qで限界qを近似するが、それが可能なための条件として、生産関数の1次同次性と準固定要素は資本のみであることが前提にされねばならない[Hayashi(1982, Proposition 1)]。このうち後者については、労働投入をマン・アワーで測ることにより労働を可変要素とみなすことで、ある程度処理できる。<sup>3)</sup>前者については、これを維持仮説(maintained hypothesis)として仮定しておく。

以下、第2節でモデルについて説明し、3節では使用データについて述べる。静学的トランスログ・モデルとの比較も含め、推定結果の検討は4節で行う。いくつかの結論は、5節に要約して示す。

## 2. モデル

はじめに生産関数を

$$Q = f(K, E, L, M, I) \quad (1)$$

Q:産出量            K:資本

E:エネルギー        L:労働

M:非エネルギー中間財

I:設備投資

とする。生産関数の形状については、次のことを仮定しておく。

a) 生産関数fは、K, E, L, M, -Iに関して非減少かつ凹

b) 生産関数 $f$ は、 $K, E, L, M, I$ に関して1次同次

生産関数の中に $I$ が含まれているのは、資本の調整費用が存在することを想定しているからである。調整費用は、設備投資を実行するために犠牲にされる産出量の大ききさで測られる。Lucas, Pindyck and Rotemberg などでは、調整費用部分の加法的分離可能性

$$Q = f(K, E, L, M) - C(I) \quad (2)$$

$$\partial C / \partial I \geq 0, \quad \partial^2 C / \partial I^2 \geq 0$$

を仮定しているが、我々は、4節でこのような仮定はデータによって支持されないことを示す。生産関数の1次同次性は、既に述べたように平均 $q$ を限界 $q$ の近似とみなす際に必要である。

資本と設備投資を所与として(1)に双対な利潤関数 $\pi$ を、

$$\pi \left( \frac{P_E}{P}, \frac{P_L}{P}, \frac{P_M}{P}, \bar{K}, \bar{I} \right) = \max_{E, L, M} \left\{ f(K, E, L, M, I) - \left( \frac{P_E}{P}, \frac{P_L}{P}, \frac{P_M}{P} \right) \begin{pmatrix} E \\ L \\ M \end{pmatrix} \mid K = \bar{K}, I = \bar{I} \right\} \quad (3)$$

$\pi$ : 利潤

$P$ : 産出価格       $P_E$ : エネルギー価格

$P_L$ : 賃金率

$P_M$ : 非エネルギー中間財価格

によって定めると、 $\pi$ は次の性質を持つ。

c) 利潤関数 $\pi$ は、 $P_E/P, P_L/P, P_M/P$ に関して非増加かつ凸

d) 利潤関数 $\pi$ は、 $K, -I$ に関して非減少かつ凹

e) 利潤関数 $\pi$ は、 $K, I$ に関して1次同次

性質c)d)は、Lau(1976, Theorem 1)、e)は、Lau(1978, Theorem II-12)による。また逆に、性質c)~e)を持つ利潤関数が与えられれば、双対変換によって得られる生産関数はa)b)を満たすとも言える。

利潤関数(3)にHotellingの補題

$$\frac{\partial \pi}{\partial (P_E/P)} = -E \quad (4)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial (P_L/P)} = -L \quad (5)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial (P_M/P)} = -M \quad (6)$$

を用いれば、可変要素の需要関数が導かれる。一方、資本ストックの調整経路は、企業の現在価値最大化行動から導出される。現在価値最大化問題を次のように定式化する。

$$\text{maximize } V(0) = \int_0^{\infty} \left[ \pi(t) - \frac{P_I(t)}{P(t)} I(t) \right] \exp \left( - \int_0^t r(s) ds \right) dt \quad (7)$$

$$\text{subject to } \dot{K}(t) = I(t) - \delta K(t), \quad 0 < \delta < 1 \\ K(0) = K_0 > 0$$

ここで $V(0)$ は0期（当期）における企業の現在価値、 $P_I(t)$ は $t$ 期の投資財価格、 $r$ は実質割引率、 $\delta$ は資本減耗率、 $K_0$ は正の定数で資本ストックの初期値である。また $\dot{x}$ は $x$ の時間に関する微分を表し、 $\pi, I, K, P_I$ は時間 $t$ の関数であることを明示している。(7)の解の満たすべき1階条件は、

$$\frac{\partial \pi(t)}{\partial I(t)} = \frac{P_I(t)}{P(t)} - \frac{\lambda(t)}{P(t)} \quad (8)$$

$$\dot{\lambda}(t) = [r_N(t) + \delta] \lambda(t) - P(t) \frac{\partial \pi(t)}{\partial K(t)} \quad (9)$$

である。ただし、 $\lambda$ は(7)のハミルトニアン $\mathcal{H}$ の補助変数で、 $r_N$ は名目割引率である。横断性条件は、

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \exp \left( - \int_0^t r(s) ds \right) \frac{\lambda(t)}{P(t)} K(t) = 0 \quad (10)$$

である。(8)と(9)から $\lambda(t), \dot{\lambda}(t)$ を消去すればオイラー方程式が得られる。 $T$ 期に計画される設備投資は、オイラー方程式に $t=T$ を代入し $I(T)$ について解くことより求めることができる。<sup>4)</sup>しかしその際、オイラー方程式の中に $T+1$ 期以降の将来の変数が必ず含まれるため、期待形成について何らかの理論的処理を行わない限り、設備投資関数を推定することはできない。<sup>5)</sup>

そこで、(9)は用いずに(8)を $I$ について解き、かつ $\lambda(t)$ を観測可能な変数—トービンの平均 $q$ —で近似するという方法を考える。性質e)の下で(8)は、

$$\frac{I(t)}{K(t)} = g \left[ \frac{P_E(t)}{P(t)}, \frac{P_L(t)}{P(t)}, \frac{P_M(t)}{P(t)}, \frac{P_I(t)}{P(t)} (1-q(t)) \right] \quad (11)$$

と書ける。ただし、

$$q(t) = \frac{\lambda(t)}{P_I(t)}$$

である。この $q(t)$ はトービンの限界 $q$ に他ならない。限界 $q$ を観測可能な変数で近似する手段は、林の定理[Hayashi(1982, Proposition 1), 林(1980)]によって与えられる。林定理は、仮定a)b)の下で、

$$q(0) = \frac{P(0)V(0)}{P_I(0)K(0)} \quad (12)$$

が成立することを保証する。(12)の右辺は、通常トービンの平均 $q$ と呼ばれる。企業の現在価値 $V(0)$ は、発行株式と長期負債を市場の評価額で時価表示することにより推計可能である。 $P(0), P_I(0), K(0)$ は直ちに観測可能だから、(11)の $q$ に平均 $q$ を使って設備投資関数を推定することができる。

以上の理論モデルを推定するために、性質c)~e)を満たす利潤関数 $\pi$ を2次形式型で次のように特定化する。

$$\pi = h \left( \frac{P_E}{P}, \frac{P_L}{P}, \frac{P_M}{P}, \frac{I}{K}, t \right) K \quad (13)$$

$$\begin{aligned} h = & \alpha_0 + \alpha_E \frac{P_E}{P} + \alpha_L \frac{P_L}{P} + \alpha_M \frac{P_M}{P} + \alpha_I \frac{I}{K} + \alpha_t t + \frac{1}{2} \beta_{EE} \left( \frac{P_E}{P} \right)^2 + \beta_{EL} \left( \frac{P_E}{P} \right) \left( \frac{P_L}{P} \right) \\ & + \beta_{EM} \left( \frac{P_E}{P} \right) \left( \frac{P_M}{P} \right) + \beta_{EI} \left( \frac{P_E}{P} \right) \left( \frac{I}{K} \right) + \beta_{Et} \left( \frac{P_E}{P} \right) t + \frac{1}{2} \beta_{LL} \left( \frac{P_L}{P} \right)^2 \\ & + \beta_{LM} \left( \frac{P_L}{P} \right) \left( \frac{P_M}{P} \right) + \beta_{LI} \left( \frac{P_L}{P} \right) \left( \frac{I}{K} \right) + \beta_{Lt} \left( \frac{P_L}{P} \right) t + \frac{1}{2} \beta_{MM} \left( \frac{P_M}{P} \right)^2 \\ & + \beta_{MI} \left( \frac{P_M}{P} \right) \left( \frac{I}{K} \right) + \beta_{Mt} \left( \frac{P_M}{P} \right) t + \frac{1}{2} \beta_{II} \left( \frac{I}{K} \right)^2 + \beta_{It} \left( \frac{I}{K} \right) t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 \end{aligned}$$

(4) (5) (6) より、

$$\frac{E}{K} = - \left( \alpha_E + \beta_{EE} \frac{P_E}{P} + \beta_{EL} \frac{P_L}{P} + \beta_{EM} \frac{P_M}{P} + \beta_{EI} \frac{I}{K} + \beta_{Et} t \right) \quad (14)$$

$$\frac{L}{K} = - \left( \alpha_L + \beta_{EL} \frac{P_E}{P} + \beta_{LL} \frac{P_L}{P} + \beta_{LM} \frac{P_M}{P} + \beta_{LI} \frac{I}{K} + \beta_{Lt} t \right) \quad (15)$$

$$\frac{M}{K} = - \left( \alpha_M + \beta_{EM} \frac{P_E}{P} + \beta_{LM} \frac{P_L}{P} + \beta_{MM} \frac{P_M}{P} + \beta_{MI} \frac{I}{K} + \beta_{Mt} t \right) \quad (16)$$

(8) より、

$$\frac{I}{K} = -\frac{1}{\beta_{II}} \left\{ \alpha_I + \beta_{EI} \frac{P_E}{P} + \beta_{LI} \frac{P_L}{P} + \beta_{MI} \frac{P_M}{P} + \beta_{It} t - \frac{P_I}{P} (1-q) \right\} \quad (17)$$

が導かれる。tはタイム・トレンドで技術水準の指標とする。(13)(14)(15)(16)(17)を非線形3段階最小2乗法で同時推定すれば、すべての構造パラメータに関して推定値が得られる。

次に、推定された $\pi$ のパラメータを用いてアレンの偏代替弾力性(以下AES)を求めることができる。ここでは、上述のモデルに基づいてAESを短期と長期に分けて計算する。この場合、短期AESとは、資本ストックの調整経路上で評価したAESであり、長期AESとは、オイラー方程式の定常状態の上で評価したAESである。ただし、準固定要素である資本と他の要素との間のAESについては、若干の注意が必要である。まず資本と他の要素との間の短期AESは、要素価格の変化が調整費用に及ぼす影響によって決まり、要素価格の変化が投資の期待収益に与える影響を反映しない。これは、トービンのqが内生化されておらず、モデルの中では要素価格のショックがqに伝播しないためである。また長期AESが測られる定常状態の下では、資本の限界生産力は $(P_I/P)(r_N + \delta)q$ に等しい( $r_N$ は名目割引率、またqは定常値で一定)。これは、投資の期待収益について静的期待形成が成り立つ場合と等価である。AESの具体的な計算法は、付録に示した。

最後に、推定された利潤関数から供給曲線を導くことは容易である。これは、(13)~(16)式に基づいて産出量の推定値 $\hat{Q}$ を、

$$\hat{Q} = \hat{\pi} + \frac{P_E \hat{E}}{P} + \frac{P_L \hat{L}}{P} + \frac{P_M \hat{M}}{P} \quad (18)$$

( $\hat{\cdot}$ は推定値であることを示す)

のようにして計算し、 $\hat{Q}$ をPの関数とみなせばよい。

### 3. データ

推定は、アメリカの一次金属産業(SICコード#33)について1956~1974年の年次時系列データを用いて行う。E, L, M,  $P_E$ ,  $P_L$ ,  $P_M$ についてはトランスログ・モデルとの比較のために、Willsが用いたのと同じデータ(Willsの論文の付録に公表されている)を使用する。<sup>6)</sup>K, I,  $P_I$ は、アメリカの労働統計局(BLS)が推計した粗資本ストック、粗投資、粗投資デフレータをそれぞれ用いる[Bureau of Labour Statistics (1979)]。またpは、Survey of Current Business 所収の生産指数を用いる。

qは von Furstenburg, Malkiel and Watson (1980) が推計したものを用いるが、表1の右列に示すように von Furstenberg et al. が推計した原系列では、すべての

qは1以下になっている。これは、(8)式に照らせば  $\partial\pi/\partial I > 0$  を含意し性質d)に抵触する。確かに、推計されたqは、レベルに関しては資産の時価評価の方法や用いるデータの相違によって影響され、必ずしも精度が高いとは言えない面がある。しかし、Brainard, Shoven and Weiss (1980)は推計方法の異なるいくつかのq系列について、それらのレベルはかなり異なっているにもかかわらず、時間的な変化のパターンは互いによく似ていることを指摘した。つまり、qの動きは推計方法の相違にもかかわらず、比較的頑健だということである。よって、ここでもqの動きは正しいもの

表1 トービンの平均 q

暦年	修正系列	原系列
1956	2.91107	.833000
1957	2.43230	.696000
1958	2.41482	.691000
1959	2.89360	.828000
1960	2.56510	.734000
1961	2.52665	.723000
1962	2.13874	.612000
1963	2.04788	.586000
1964	2.17369	.622000
1965	2.09331	.599000
1966	1.97799	.566000
1967	1.95353	.559000
1968	1.85218	.530000
1969	1.78578	.511000
1970	1.47476	.422000
1971	1.34196	.384000
1972	1.35594	.388000
1973	1.31050	.375000
1974	1.17072	.335000

として認める。一方、我々の目的は財務分析ではないからqのレベルはそれほど重要ではない。しかし、(17)のパラメータはqのスケーリングに依存し、かつ $q < 1$ のままでは推定結果が性質d)を満足することは絶望的なので、次のような修正を施す。

まず、(8) (9) (13)より得られる関係式

$$q = \frac{\frac{P\pi - P_I I}{P_I K}}{\left( r_N + \delta - \frac{I}{K} \right) - \left( \frac{\dot{P}_I}{P_I} + \frac{\dot{q}}{q} \right)} \quad (19)$$

の右辺に実績値を代入して、暫定的な $q$ の理論系列をつくる。<sup>7)</sup>そして、求めるべき修正後の $q$ の平均値がこの暫定的な理論系列の平均値に一致するように、適当な定数を原系列に乗じてスケールアップをする。そのようにして作成した修正系列(表1左列)は、 $q > 1$ を満たしている。これを推定に使用する。(19)右辺の $r_N$ にはBaa格の社債利回りを用いる。このBaa債利回りは、定常状態における $I/K$ の値を求める際にも用いている。

なお、von Furstenburg et al. は金融資産と実物資産を分離していないので、 $q$ の中には金融資産に対する期待投資収益の要因も含まれている。残念ながら、BLSの資本ストックは建物と生産設備しか含んでいないのでデータ間の整合性は完全ではない。

#### 4. 推定結果

表2に、推定されたパラメータの値を示す。<sup>8)</sup>推定された利潤関数は、性質c)d)に関する単調性条件をサンプル期間内について満たし、かつ凸凹条件を大域的に満足している。技術進歩のヒックス中立性を検証するために、帰無仮説を

$$H_0: \beta_{Lt} = \beta_{Et} = \beta_{Mt} = 0$$

のように立てると、 $H_0$ の下で Gallant and Jorgenson (1979)によって提案された検定統計量 $T^0$ は漸近的に自由度3の $\chi^2$ 分布に従う。上の帰無仮説について計算した $T^0$ の値と有意水準5%の時の臨界値は、

$$T^0 = 6.73 \quad \chi^2(3)_{0.05} = 7.81$$

であり、ヒックス中立性は有意水準5%で棄却できない。

こうした結果は、Willsがトランスログ・モデルを用いて得た結果と反対である。Willsは、ヒックス中立性の仮定はデータによって支持されず、技術進歩のバイアスを無視するのは誤った定式化であると主張している。しかし、Willsのこの主張に対する疑問は、データによって支持されているはずの技術進歩にバイアスを持つトランスログ費用関数の推定結果が、要素価格に関する凹性をサンプル期間内の約3/4に

表2 利潤関数の推定結果

$\alpha_0$	-687.6	( -1.003 )	$\beta_{MI}$	-4.273	( -2.942 )
$\alpha_E$	-2.643	( -2.133 )	$\beta_{MT}$	0.02689	( 1.840 )
$\alpha_L$	2.000	( 0.9931)	$\beta_{II}$	-277.9	( -1.120 )
$\alpha_M$	-35.38	( -2.023 )	$\beta_{IT}$	-0.1901	( -0.5630)
$\alpha_I$	208.4	( 0.6127)	$\beta_{TT}$	-0.001540	( -1.069 )
$\alpha_T$	1.462	( 1.040 )			
$\beta_{EE}$	0.03701	( 1.916 )			
$\beta_{EL}$	-0.01931	( -0.8720)			
$\beta_{EM}$	0.4472	( 2.121 )			
$\beta_{EI}$	-0.3404	( -3.454 )			
$\beta_{ET}$	0.002097	( 2.052 )			
$\beta_{LL}$	0.06136	( 1.482 )			
$\beta_{LM}$	-0.4597	( -1.447 )			
$\beta_{LI}$	0.1769	( 0.9389)			
$\beta_{LT}$	-0.00158	( -0.9192)			
$\beta_{MM}$	7.078	( 2.463 )			
				D-W	R
			$\pi$	1.611	0.668
			E	1.353	0.243
			L	1.038	0.499
			M	1.381	0.770
			I	0.708	0.180
				( )内は漸近的t値	
				D-Wはダービン・ワトソン比	
				Rは実績値と推定値の相関係数	

表3 AESと自己価格弾力性の計測値

	本章のモデル		Wills	
	短期	長期	非中立的	ヒックス中立
$\epsilon_{KK}$	-0.26	-0.31	-0.51	-0.95
$\epsilon_{LL}$	-1.24	-1.27	-0.14	-0.69
$\epsilon_{EE}$	-0.22	-0.21	-0.37	-0.29
$\epsilon_{MM}$	-0.36	-0.45	-0.13	-0.31
$\sigma_{KL}$	-1.75	-1.85	1.00	2.54
$\sigma_{KE}$	0.57	0.69	0.58	1.32
$\sigma_{KM}$	0.56	0.69	0.48	0.88
$\sigma_{LE}$	-3.88	-4.29	-1.17	-3.50
$\sigma_{LM}$	3.26	4.13	0.01	0.41
$\sigma_{EM}$	0.41	0.22	0.92	0.94

本章のモデルのAESはデータの平均値で評価したものである。  
WillsのAESはWills(1979)の表4より引用。

及ぶ範囲で満たさず、逆に棄却されたはずのヒックス中立性の下で推定された費用関数が、凹性を満たしているという事実である。<sup>9)</sup>これは、中立性の検定以前に、静学的なトランスログ・モデルの要請する前提条件がデータによって受け入れられないものであることを示唆している。これに対して我々の推定結果は、ヒックス中立性の有無に関係なく理論的要請は完全に満たされている。したがって、Willsの得た結論は静学的な仮定に強く依存しており、より現実的な仮定の下で、アメリカ一次金属産業における技術進歩はヒックス中立的であったと推論できる。

表3は、AESについて、我々の計測結果とWillsのそれを比較したものである。Willsの計測結果では資本と労働は代替的であるのに対し、我々の計測では資本と労働は補完的である。興味深い事に、Berndt and Wood (1975) のアメリカ製造業の年次時系列データ(1948-1971)についても同様な結果が報告されている。Berndt and Wood が静学的なトランスログ・モデルによる正の $\sigma_{KL}$ を計測したのに対し、同一のデータを合理的期待形成の下で動学的なトランスログ・モデルに適用したPindyck and Rotemberg (1983a) は負の $\sigma_{KL}$ を得ている。また、1947年-1974年のアメリカ製造業年次時系列データを用いたBerndt et al. (1980) による静学的モデルと動学的モデル(静的期待形成を仮定)の比較研究でも同じ結果が出ている。さらに、やはり静的期待形成を仮定した動学的モデルによって、Morrison and Berndt (1981) は1952年-1971年のアメリカ製造業年次時系列データで資本と労働の補完性を計測している。静学的トランスログ・モデルでは、資本と労働が代替的であることについてほとんど一致していたが、上記のような動学的モデルにおける諸結果は静学モデルによる合意の再検討を迫るものである。

資本と労働以外の要素間の関係については、我々の結果とWillsの結果の間に相違はない。また、AESの値の大きさについても、 $\sigma_{LM}$ を除けばほぼ似ていると言える。

我々は、AESを短期と長期のそれぞれについて計算した。自己価格弾力性を見ると、長期の方が絶対値で短期より大きいか、またはほぼ等しくなっている。これは、より単純なモデルで長期弾力性が短期弾力性よりも絶対値で大きくなることを説明するル・シャトリエ原理が、我々のモデルにおいても認められることを意味している。交叉替力性についても、 $\sigma_{EM}$ を除き長期弾力性が短期弾力性よりも絶対値で大である。エネルギーと非エネルギー中間財の代替だけは、短期においてオーバーシュートが生じている。

次に、トービンの平均 $q$ は従来、設備投資関数単独の推定に用いられてきた。そこでは、しばしば(2)のように、調整費用が生産ないし利潤関数から加法的に分離可能であることが仮定されてきた。このようにすると、導かれる設備投資関数は(11)のようにならず、トービンの $q$ のみの関数となる。<sup>10)</sup>実際、(13)で $\beta_{EI}=\beta_{LI}=\beta_{MI}=\beta_{It}=0$ とすると調整費用は利潤関数から加法的に分離されるが、その時(17)の右辺には $(P_I/P)(1-q)$ だけが現われる。そこで、帰無仮説を

$$H_0: \beta_{EI} = \beta_{LI} = \beta_{MI} = \beta_{It} = 0$$

として、 $T^0$ 統計量による検定を行うと、

$$T^0 = 13.7 \quad \chi^2(4)_{0.05} = 9.49$$

であり $H_0$ は有意水準5%で棄却される。したがって、設備投資は $q$ だけの関数でなく、資本ストックの据付けに要する可変費用の効果を通じて可変要素価格にも依存する。

図1は、(18)式に基づいて描いた各年の供給曲線群である。これを見ると、1956年と1967年の供給曲線がほぼ同じ所に位置しているのに対し、1967年から1973年にかけてに上方へシフトしていく様子が見て取れる。そして、1973年と74年の間の急激な上方シフトは、第1次石油危機に伴うものである。曲線群を結ぶ破線は、各年の産出量（推定値）と産出価格の組み合わせの軌跡である。これは、1970年代に入って以降ほぼ垂直になっている。したがって、生産要素需要システムを用いずに、供給曲線を直接推定しようとしても安定的な関係を得ることは困難であろう。

最後に、表2のRは、要素需要(14)～(17)と産出量(18)式の推定値と実績値の相関係数である。これを見ると、推定された生産要素需要関数の説明力は、かならずしも充分とは言えない。これらは、なお考慮しなければならない要因が残されていることを示唆している。そうしたもののひとつとして、稼働率の決定に関する企業行動を定式化する必要があるだろう。事実、Wharton方式の稼働率指数を設備稼働率 $\rho$ とみなしKのかわりに $\rho K$ を用いて推定すると、Rは、利潤0.865、エネルギー0.591、労働0.860、非エネルギー中間財0.867、設備投資0.392にそれぞれ改善される。

## 5. おわりに

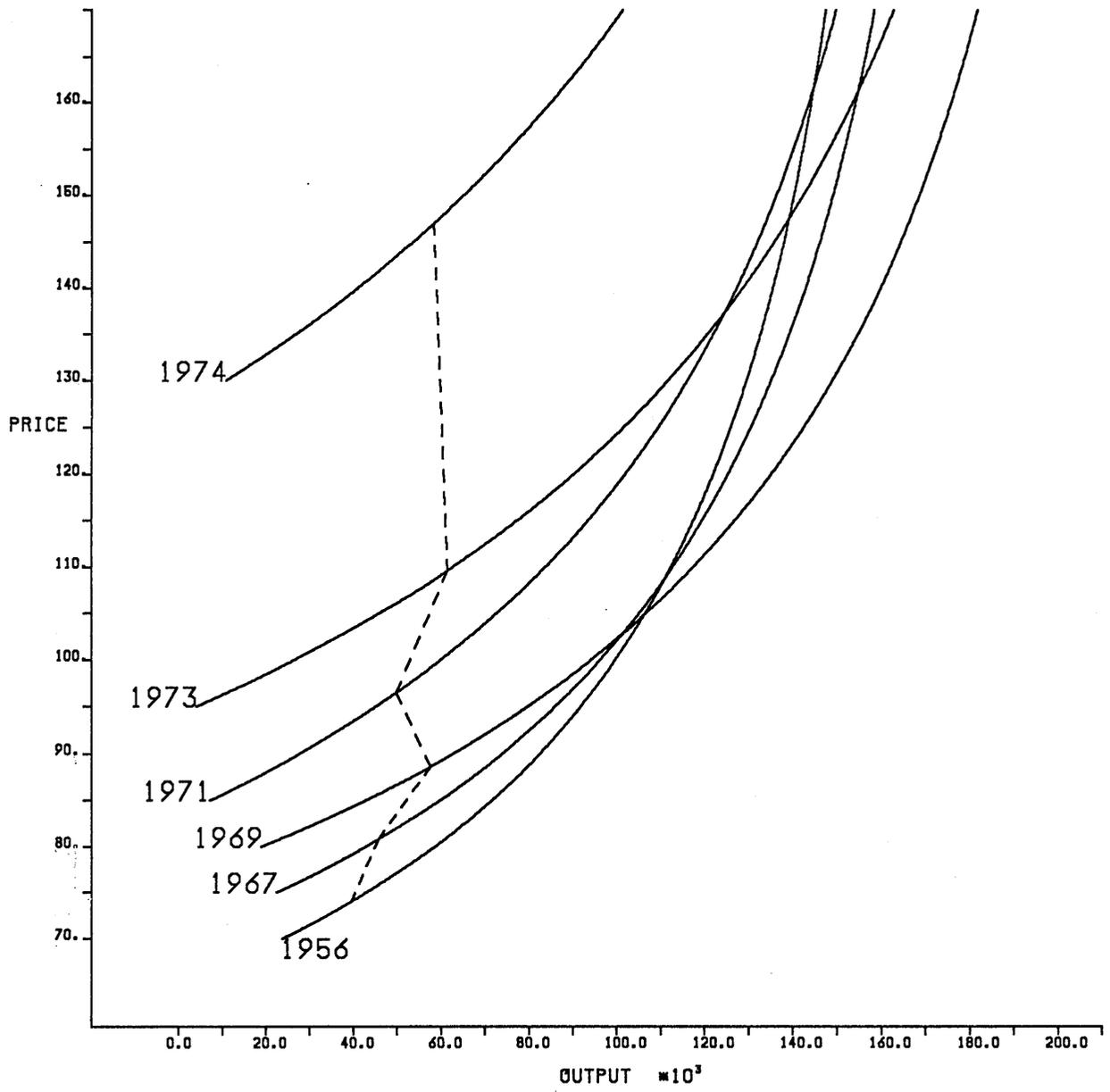
本章では、トービンの平均 $q$ を利用して動学的生産要素需要体系を推定し、その推定結果に基づいていくつかの分析と考察を行った。第1に、Willsのデータを用いて、技術進歩のヒックス中立性に関する静学的トランスログ・モデルの結論を動学的な要因を考慮した立場から検証し、それが誤りである可能性の強いことを示した。

第2に、代替弾力性を計測し、資本と労働が補完的であることを示した。これは動学的モデルによる他の諸結果と一致し、ほとんどの静学的モデルの結果に反している。したがって、少なくとも資本と労働に関して、代替・補完関係に関わる分析を静学モデルで行うことの妥当性に疑問がもたれる。

第3に、設備投資関数が生産要素価格に依存せず $q$ のみの関数になるという仮説が、データによって支持されないことを検証した。これによって、トービンの $q$ 理論だけでなく調整費用に関与する可変要素価格の効果も無視できないことが示された。

第4に、供給曲線を計測し、1960年代後半における供給曲線の緩やかな上方シフ

図1 供給曲線



トと、第1次石油危機時の急激な上方シフトがとらえられた。代替弾力性の計測も含め、トービンの平均qアプローチに基づく生産要素需要システムの、ファクト・ファインディングの方法としての有効性が示されたと言える。

もちろん、稼働率や設備投資を実施するまでのタイム・ラグ、設備据付けに要する工期に関わるラグ等、ここで扱っていない重要な問題が存在するのも事実である。しかし、そうした問題の存在を認めてもなお、我々の分析結果は動学的モデルの実証的有效性を肯定するものであって、残された問題は本章で展開されたモデルを拡張することにより解決されていくべきものであろう。

#### 付録 AESの計算方法

AESの計算に必要な生産関数の縁付きヘッセ行列は、Lau(1976, p149)およびLau(1978, pp. 145-149)によって用意された双対変換を利用することにより、利潤関数のパラメータから求めることができる。すなわち、生産関数の縁付きヘッセ行列をFとすると、双対変換は次のように書ける。

$$F \equiv \begin{bmatrix} F_{VV} & F_{VK} & F_V \\ F'_{VK} & F_{KK} & F_K \\ F'_V & F'_K & 0 \end{bmatrix}$$

$$F_{VV} \equiv \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 f}{\partial E^2} & \frac{\partial^2 f}{\partial E \partial L} & \frac{\partial^2 f}{\partial E \partial M} \\ \frac{\partial^2 f}{\partial E \partial L} & \frac{\partial^2 f}{\partial L^2} & \frac{\partial^2 f}{\partial L \partial M} \\ \frac{\partial^2 f}{\partial E \partial M} & \frac{\partial^2 f}{\partial L \partial M} & \frac{\partial^2 f}{\partial M^2} \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_E/P)^2} & \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_E/P) \partial (P_L/P)} & \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_E/P) \partial (P_M/P)} \\ \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_E/P) \partial (P_L/P)} & \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_L/P)^2} & \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_L/P) \partial (P_M/P)} \\ \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_E/P) \partial (P_M/P)} & \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_L/P) \partial (P_M/P)} & \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_M/P)^2} \end{bmatrix}^{-1}$$

$$F_{VK} \equiv \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 f}{\partial E \partial K} \\ \frac{\partial^2 f}{\partial L \partial K} \\ \frac{\partial^2 f}{\partial M \partial K} \end{bmatrix} = F_{VV} \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_E/P) \partial K} \\ \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_L/P) \partial K} \\ \frac{\partial^2 \pi}{\partial (P_M/P) \partial K} \end{bmatrix}$$

$$F_{KK} \equiv \frac{\partial^2 f}{\partial K^2} = F'_{VK} F_{VV}^{-1} F_{VK} + \frac{\partial^2 \pi}{\partial K^2}$$

$$F_V \equiv \begin{bmatrix} \frac{\partial f}{\partial E} \\ \frac{\partial f}{\partial L} \\ \frac{\partial f}{\partial M} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_E \\ P \\ P_L \\ P \\ P_M \\ P \end{bmatrix}$$

$$F_K \equiv \frac{\partial f}{\partial K} = \frac{\partial \pi}{\partial K}$$

第*i*要素と第*j*要素の間のAES( $\sigma_{ij}$ )と自己価格弾力性( $\epsilon_{ii}$ )の定義は

$$\sigma_{ij} = \frac{f_K x_K + f_L x_L + f_E x_E + f_M x_M}{x_i x_j} \frac{F_{ij}^*}{|F|} \quad (A-1)$$

$$\frac{\partial f}{\partial x_i} = f_i, F_{ij}^* \text{ は } F \text{ の } i-j \text{ 余因子, } i, j = K, L, E, M$$

$$x_K = K, x_L = L, x_E = E, x_M = M$$

$$\epsilon_{ii} = \sigma_{ii} S_i \quad (A-2)$$

$$S_i = \frac{f_i x_i}{f_K x_K + f_L x_L + f_E x_E + f_M x_M}$$

$$i = K, L, E, M$$

である。したがって、上述の双対変換と(A-1)(A-2)より $\sigma_{ij}, \epsilon_{ii}$ は計算できる。

短期AESは、(A-1)(A-2)を*K*の実績値と(17)に基づく(*I/K*)の推定値で評価したものである。一方、長期AESを評価する*K*と(*I/K*)は $\dot{P} = \dot{P}_L = \dot{P}_E = \dot{P}_M = r_N = 0$ の下でオイラー方程式を解いて求められる。オイラー方程式の解で横断性条件(10)を満たすものは、

$$K(t) = K_0 e^{(\theta-\delta)t}$$

$$I(t) = \theta K_0 e^{(\theta-\delta)t}$$

$$\theta = (r_N + \delta) - \sqrt{(r_N + \delta)^2 + 2 \frac{A}{\beta_{II}}}$$

$$\begin{aligned} A = & \alpha_0 + \alpha_E \frac{P_E}{P} + \alpha_L \frac{P_L}{L} + \alpha_M \frac{P_M}{P} + \alpha_t t + \frac{1}{2} \beta_{EE} \left( \frac{P_E}{P} \right)^2 + \beta_{EL} \left( \frac{P_E}{P} \right) \left( \frac{P_L}{L} \right) \\ & + \beta_{EM} \left( \frac{P_E}{P} \right) \left( \frac{P_M}{P} \right) + \beta_{Et} \left( \frac{P_E}{P} \right) t + \frac{1}{2} \beta_{LL} \left( \frac{P_L}{L} \right)^2 + \beta_{LM} \left( \frac{P_L}{L} \right) \left( \frac{P_M}{P} \right) \\ & + \beta_{Lt} \left( \frac{P_L}{L} \right) t + \frac{1}{2} \beta_{MM} \left( \frac{P_M}{P} \right)^2 + \beta_{Mt} \left( \frac{P_M}{P} \right) t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + (r_N + \delta) \left( \alpha_1 \right. \\ & \left. + \beta_{EI} \frac{P_E}{P} + \beta_{LI} \frac{P_L}{L} + \beta_{MI} \frac{P_M}{P} + \beta_{It} t - \frac{P_I}{P} \right) \end{aligned}$$

である。したがってI/Kについては定常解 $\theta$ が得られるが、Kの水準は産出量を与えられない限り決まらない。これは生産関数の1次同次性の仮定b)の論理的帰結である。そこで、(18)による産出量の推定値 $\hat{Q}$ を各年毎に与え、Kの水準を決める。長期AESは、そのようにして決められた資本ストック水準と $\theta$ で評価する。なお、 $\theta$ の値の全期間平均は、0.083であった。

## 注

\* 本章は、根本二郎「トービンの平均qアプローチに基づく動学的生産要素需要システム」『経済科学』第34巻 79-99, 1986. の内容を一部修正したものである。

- 1) Epstein and Yatchew ではあえて合理的期待形成という術語を避け、AR期待形成と呼んでいる。
- 2) ここで扱うデータでは関係ないが、トービンの平均qアプローチには、1時点の横断面データで推定ができるというもうひとつの利点がある。他の方法では、時系列データしか扱えない。
- 3) Pindyck and Rotemberg (1983a) は、マン・アワーで測った労働が可変的であるという命題に実証的根拠を与えている。
- 4) T期において、企業はT-1期末の状態変数を所与として(7)を解いている。その時T+1期以降の要素価格はT期の企業にとって未知だから、これは本質的に確率最適化問題になっている。したがって、確実性等価原則(the principle of certainty equivalence)に従えば、企業が実際に行うのは得られる解の最初の部分(T期の部分)だけであり、T+1期には新たな条件の下で再び確率最適化問題が解かれる。
- 5) オイラー方程式にT+1期以降の期待変数が含まれることは、離散形で見ると明瞭である。離散形では $\lambda(T)$ は $\lambda_{T+1}-\lambda_T$ と書き換えられるが、(8)より $\lambda_{T+1}$ の中には明らかにT+1期の変数が含まれている。
- 6) 労働投入は、マン・アワーで測られている。
- 7) より厳密には、(19)式右辺の $(\dot{P}_T/P_T)$ は期待変化率でなければならないが、ここでは実績値を代入している。またqの原系列の動きは正しいものとみなしているので、 $q/q$ には原系列から算出した値を代入する。
- 8) 推定は、非線形3段階最小2乗法で行った。操作変数は、期首資本ストック、賃金率、エネルギー価格、非エネルギー中間財価格、設備投資財価格、タイム・トレンドおよび定数項である。なお、本節の計算作業はすべて名古屋大学大型計算機センターを利用している。
- 9) Wills論文の91ページ脚注9を参照。Willsのこの結果は1948-1974年の年次時系列データより得られたものだが、我々の推定期間(1956-1974)に合わせて推定してみても同じ結果であった。
- 10) 林(1980)またはHayashi(1982)を参照。

## 引用文献

- Berndt, E. R. and D. O. Wood (1975) "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy," *Review of Economics and Statistics* 57, 376-384.
- Berndt, E. R., M. A. Fuss and L. Waverman, (1980) *Dynamic Adjustment Models of Industrial Energy Demand: Empirical Analysis for U. S. Manufacturing*,

- 1947-1974, Electric Power Research Institute, Palo Alto, Calif.
- Brainard, W. C., J. B. Shoven and L. Weiss (1980) "The Financial Valuation of the Return to Capital," *Brookings Papers on Economic Activity*, 453-511.
- Bureau of Labour Statistics (1979) *Capital Stock Estimates for Input-Output Industries : Methods and Data*, Bulletin 2034.
- Epstein, L. G. and A. J. Yatchew (1985) "The Empirical Determination of Technology and Expectations, A Simplified Procedure," *Journal of Econometrics* 27, 235-258.
- Gallant, A. R. and D. W. Jorgenson (1979) "Statistical Inference for a System of Simultaneous, Non-Linear, Implicit Equations in the Context of Instrumental Variable Estimation," *Journal of Econometrics* 11, 275-302.
- Hansen, L. P. (1982) "Large-Sample Properties of Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50, 1029-1054.
- Hansen, L. P. and K. Singleton (1982) "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50.
- Hayashi, F. (1982) "Tobin's Marginal  $q$  and Average  $q$ : A Neoclassical Interpretation," *Econometrica* 50, 213-224.
- 林文夫(1980)「トービンの $q$ と新古典派投資理論」『計測室テクニカルペーパー』日本証券経済研究所, No. 52, 141-167.
- Kokkelenberg, E. C. (1984) "The Specification and Estimation of Interrelated Factor Demands under Uncertainty," *Journal of Economic Dynamics and Control* 7, 181-207.
- Lau, L. J. (1978) "Applications of Profit Functions," in M. Fuss and D. McFadden eds., *Production Economics : A Dual Approach to Theory and Applications*, vol. 1, North Holland, 133-216.
- Lau, L. J. (1976) "A Characterization of the Normalized Restricted Profit Function," *Journal of Economic Theory* 12, 131-163.
- Lucas, R. (1967) "Optimal Investment Policy and the Flexible Accelerator," *International Economic Review* 8, 78-85.
- Meese, R. (1980) "Dynamic Factor Demand Schedules for Labour and Capital under Rational Expectations," *Journal of Econometrics* 14, 141-158.
- Morrison, C. J. and E. R. Berndt (1981) "Short-Run Labour Productivity in a Dynamic Model," *Journal of Econometrics* 16, 339-365.
- Pindyck, R. S. and J. J. Rotemberg (1983a) "Dynamic Factor Demands and the Effects of Energy Price Shocks," *American Economic Review* 73, 1066-1079.
- Pindyck, R. S. and J. J. Rotemberg (1983b) "Dynamic Factor Demands under

- Rational Expectations," *Scandinavian Journal of Economics* 85, 233-238.
- Treadway, A. (1971) "The Rational Multivariate Flexible Accelerator,"  
*Econometrica* 39, 845-856.
- von Furstenburg, G. M., B. G. Malkiel and H. S. Watson (1980) "The Distribution  
of Investment between Industries: A Microeconomic Application of the q  
Ratio," in G. M. von Furstenburg ed., *Capital, Efficiency and Growth*,  
Harper & Row, 395-460.
- Wills, J. (1979) "Technical Change in the U. S. Primary Metals Industry,"  
*Journal of Econometrics* 10, 85-98.

## 第6章 電気事業の設備投資行動モデル — 動学モデルの応用2\*

### 1. はじめに

本章の目的は、日本の電気事業の投資行動を生産構造パラメータに基づく構造モデルの枠組みの中で分析しその特徴を明らかにすることである。わが国の電気事業に関する実証研究は、非常に広い範囲にわたり行われてきている。それらは、投入要素間の代替の弾力性や技術進歩、生産性の分析[熊倉・大山(1981)、中西・伊藤(1988)]に始まり、規模の経済性の有無に関する分析[新庄(1990)]や、アバーチ・ジョンソン効果のテスト[Tawada and Katayama(1990)]といった産業組織的分野にまでおよんでいる。最近ではラムゼイ価格の検定[伊藤・中西(1988)]やその試算[松川・真殿・中島(1991)]といった公共経済学的分野においても生産構造パラメータが必要とされ、トランスログ型費用関数が推定されている。

このように電気事業の生産関数/費用関数を推定した研究は、数多く存在する。しかし、これらの研究は電力の投入要素である資本、労働、燃料が可変要素であり、常に最適な水準に調整されているという長期均衡の仮定に基づく研究であった。電気事業の様態からすると特に資本ストックが即時に調整されるという仮定は現実味に乏しいと言わざるを得ない。これに対して本研究第3章で、資本ストックを準固定要素とした可変費用関数での分析を行っている。この分析は、長期・短期の均衡での規模の経済性の有無を判断するには有効な枠組みであるが、資本ストックを外生変数として与えるため資本ストック水準の調整という問題を無視する結果となっている。第3章で得られた結果によれば、電気事業の資本ストックは長期的均衡から乖離していることが示されており、資本ストックの均衡への調整経路が次なる経済学的興味となってくる。

現実問題としても、電気事業の投資額は、産業全体の投資額の約5%ほどを占めており、マクロ経済に対しての影響は大きい。特に政府投資と比較してみても、製造業に対してのインパクトはむしろ電気事業の方が大きいという分析[服部・桜井(1987)]もある。投資は供給力を決定していくのは勿論のこと、現在の報酬率規制の下では料金水準にも影響している。したがって、上にあげた従来の実証研究の諸結果が、投資を無視することによりどの程度制約されたものとなっているかは予断を許さない。

そこで本章では、費用関数のパラメータと整合的な形で投資関数の推定を試みた。このためには生産関数ないしは費用関数に基礎を置く、つまりミクロ的基礎付けを持つ投資関数が必要である。こうした投資関数としては、第5章で採用したようなトービンの $q$ を利用する方法[Hayashi(1982)]と、確率的オイラー方程式を直接推定

する方法[Pindyck and Rotemberg(1983)]がある。後者はさらに、オイラー方程式を陰関数の形で扱う方法と、エーベル型投資関数[Abel(1980)]の形にする方法がある。最初にあげたトービンの $q$ を用いる方法については、わが国では良好な推定結果が得られていないという問題点がある。これに関しては土地資産の時価評価の方法等、トービンの $q$ の計測上の困難さが指摘されている。特に本分析で対象としている電気事業の場合、土地資産の時価評価を行うのは極めて困難で、こうした方法は不適當であると言わざるを得ない。また、オイラー方程式を直接推定する方法のうち、オイラー方程式を陰関数で扱う方法は、計量経済学的には一般化モーメント法(GMM)を自然に適用できる利点があるものの、陰関数であるためにシミュレーション分析を行うのには不都合である。

よって、ここでは、分析上より扱い易いエーベル型投資関数を採用しその特徴を利用して、要素需要の外的ショックに対する動学的反応のシミュレーションを試みる。Abel(1980)ではコブ・ダグラス型生産関数を採用して分析が行われているが、電気事業では、資本、労働の他に燃料も含む3要素生産関数が必要であることから、トランスログ型可変費用関数を採用する。そして、費用関数をエーベル型投資関数に取り込み、投資と費用とが同時に決定されるようエーベル型投資関数を拡張する。この結果、燃料価格や需要の変化に対する投資の反応を、費用関数と投資関数のパラメータに基づいてシミュレーション分析することが可能となる。

以下、第2節ではエーベル型投資関数の基本的な枠組みを提示し、第3節では推定方法について、第4節では推定結果と燃料価格および需要ショックに対するシミュレーション分析の結果について論じる。そして最後に結論を述べる。

## 2. エーベル型投資関数

以下では、Abel(1980)を基にエーベル型投資関数の理論的枠組みを提示する。電気事業は、 $t$ 期において労働( $K_t$ )と燃料( $F_t$ )を可変要素とし、発電電力量( $Y_t$ )を生産しているものとする。ここでは、電気事業経営全体の生産関数を考え、資本は発電部門のみならず、送配電部門および一般管理部門までを含むものとする。よって、以下で推定する投資関数とそれを用いたシミュレーション分析は、個々の発電プロセスの技術的關係でなく、経営全体の外的ショックに対する平均的な反応を示すものと解釈しなければならない。<sup>1)</sup>

$PL_t$ が賃金率を表し、 $PF_t$ は燃料価格を表すとすると、可変費用  $VC_t$ は

$$VC_t = PL_t L_t + PF_t F_t \quad (1)$$

と定義できる。投資の調整費用を加味した投資費用を次のように表す。

$$PI_t(I_t + C(I_t)) \quad (2)$$

$PI_t$ は税制を考慮したネットの投資財価格、 $C(I_t)$ は投資財の物量単位で測った調整費用を表している。調整費用関数の一階、二階の偏微分についてそれぞれ  $C' > 0$ ,  $C'' > 0$  を仮定する。これは、一定期間に多額の投資が行われるほど、投資財に加えて、そのための組織の改編や従業員の教育等の調整費用がますますかさんでしまうという経験的事実に由来する。

資本ストックの蓄積は、

$$\dot{K}_t = I_t - \delta K_t \quad (3)$$

のように行われる。ただし  $\dot{K}_t$  は資本の時間に関する導関数、 $\delta$ は減価償却率である。

電気事業各社が所与の  $Y_t$  と  $K_t$  の下で可変費用を最小にしていると仮定すると、次のような可変費用関数を与えることができる。

$$VC_t = G(PL_t, PF_t; K_t, Y_t) \quad (4)$$

電気事業の目的関数としての無限の将来に渡るネットキャッシュフローの割引現在価値は、 $t=0$ を現在時点とすると以下のように表せる。<sup>2)</sup>

$$V(0) = \int_0^{\infty} (1 - \tau_t) [P_t Y_t - CV_t - PI_t(I_t + C(I_t))] e^{-rt} dt \quad (5)$$

ただし、 $\tau_t$ は $t$ 期の法人税率、 $r$ は割引率で一定と仮定する。電気事業の投資は(3)の制約式の下で(5)を最大にするように決められているものとする。ここで、電気事業の制御変数は $I_t$ 、状態変数は $K_t$ である。電気料金は規制当局の認可制であり、その料金のもとで生じる需要に対して供給義務を負っている。したがって、 $P_t$ と $Y_t$ はともに外生変数である。このような定式化の下で、電気事業の最適化行動は次の4式を満たさねばならない。

$$\partial VC_t / \partial PL_t = L_t \quad (6)$$

$$\partial VC_t / \partial PF_t = F_t \quad (7)$$

$$PI_t(1 + C'(I_t)) = \lambda_t \quad (8)$$

$$\dot{\lambda}_t = (r + \delta)\lambda_t - (\tau_t - 1)\partial VC_t / \partial K_t \quad (9)$$

ただし、 $\lambda_t$ は資本のシャドウプライスで、 $\dot{\lambda}_t$ は、 $\lambda_t$ の時間に関する導関数である。(6)と(7)は、可変費用関数にShephard's lemmaを用いて得られる労働と燃料の需要

関数であり、(8)と(9)は(3)のもとで(5)を最大化するハミルトニアン<sup>3)</sup>の正準方程式から得られる。

(9)の両辺を積分することにより

$$\lambda_t = \int_0^{\infty} (\tau_t - 1) \partial VC_t / \partial K_t e^{-(r+\delta)t} dt \quad (10)$$

が得られる。さらにこの両辺を $PI_t$ で割ると

$$Mq_t = (1/PI_t) \int_0^{\infty} (\tau_t - 1) \partial VC_t / \partial K_t dt \quad (11)$$

となる。ただし、 $Mq_t = \lambda_t / PI_t$ とした。(11)式の右辺は、分母に資本の限界的価値、分子に企業の限界的価値を持つ。したがって $Mq_t$ は、トービンが定義した限界 $q$ に他ならない。

一方、調整費用関数 $C(I_t)$ を $I_t$ に関する2次式で特定化して(8)を書き直せば、 $I_t$ は次のようにトービンの限界 $q$ の増加関数となる。<sup>3)</sup>

$$I_t = a + bMq_t \quad (b > 0) \quad (12)$$

この(12)式と(11)式とが、推定すべき投資関数の理論的基礎を与える。第5章では、一定の仮定の下で $Mq_t$ を観測可能な平均 $q$ で置き換えることを考えたが、電気事業は規制産業であるためその平均 $q$ は規制によるバイアスを免れない。実際、トービンの $q$ が投資の十分統計量になるという議論は、利潤最大化行動が前提にされており、電気事業のように供給義務を課せられている産業には馴染まない。そこで以下では、 $Mq_t$ を構造パラメータと結びつけて推定可能な実証モデルを導くことにする。

### 3. 実証モデル

まず、 $t$ 期の税引後の資本の限界生産物を $X_t$ とすると $X_t = -(1-\tau_t) \partial VC_t / \partial K_t$ であるが、この $X_t$ が2次以上の有限次数の定常なARプロセスに従うことを仮定する。この時、Abelは(12)式に一種のコイック変換を施して次のような式が導出できることを示した。<sup>4)</sup>

$$I_t = a + \gamma \frac{PI_{t+1} I_{t+1}}{PI_t K_{t+1}} - a\gamma \frac{PI_{t+1}}{PI_t} + A \frac{X_t}{PI_t} + B \frac{X_{t+1}}{PI_t} + \epsilon_t \quad (13)$$

ただし、 $\gamma = 1/(1+r+\delta)$ 、 $A, B$ は $X_t$ のしたがうARプロセスのパラメータと(12)の $b$ に依存する定数で、 $A > 0, B < 0$ である。また、 $\epsilon_t$ は誤差項である。

式(13)を推定するためには、可変費用関数を特定化して、 $X_t$ を可変費用関数のパ

ラメータと関係づけてやる必要がある。先行研究[Abel(1980), 鈴木・竹中(1982), 竹中・小川(1987)]においては、コブ・ダグラス型生産関数を推定し、そこから導かれる資本の限界生産力を外生変数としてエーベル型投資関数を推定している。我々は、三つの投入要素を扱うためにトランスログ型可変費用関数を採用する。すなわち、可変費用関数を以下のように特定化する。

$$\begin{aligned}
 \log VC_t = & \alpha_0 + \beta_L \log(PL_t/PF_t) \\
 & + \beta_K \log(K_t) + \beta_Y \log(Y_t) \\
 & + \beta_T T + \beta_{TT} T^2 \\
 & + \frac{1}{2} \gamma_{LL} \log(PL_t/PF_t) \log(PL_t/PF_t) \\
 & + \frac{1}{2} \gamma_{KK} \log(K_t) \log(K_t) \\
 & + \frac{1}{2} \gamma_{YY} \log(Y_t) \log(Y_t) \\
 & + \gamma_{LK} \log(PL_t/PF_t) \log(K_t) \\
 & + \gamma_{LY} \log(PL_t/PF_t) \log(Y_t) \\
 & + \gamma_{KY} \log(K_t) \log(Y_t) + v_t
 \end{aligned} \tag{14}$$

ただし、Tはタイムトレンド、 $v_t$ は誤差項である。

以上の定式化の下で、 $X_t$ は次のように表せる。

$$X_t = -(1 - \tau_t) [\beta_K + \gamma_{LK} \log(PL_t/PF_t) + \gamma_{KK} \log(K_t) + \gamma_{KY} \log(Y_t)] (VC_t/K_t) \tag{15}$$

また(6)より、労働のコストシェアをSLとすると次のようになる。

$$SL_t = \beta_L + \gamma_{LL} \log(PL_t/PF_t) + \gamma_{LK} \log(K_t) + \gamma_{LY} \log(Y_t) + w_t \tag{16}$$

右辺の $w_t$ は誤差項である。定義より、労働コストのシェアと燃料コストのシェアの和は常に1だから、燃料のコストシェア式は不要である。

よって、推定すべき方程式は(15)を代入した(13)と(14), (16)である。この三本の方程式を、わが国の9電気事業者のパネルデータ(1975-1978年)を用いて体系推定する。(13)式右辺の将来変数は合理的期待による予想値であるが、推定に際しては実績値に置き換える。この結果、誤差項 $\epsilon_t$ には予想誤差が含まれることになり、これは説明変数と相関して同時バイアスの原因となる。そこで、予想誤差と直交する操作変数を用いて非線形3段階最小2乗法を適用する。非線形3段階最小2乗法は、第

2段階と第3段階の推定を推定値が収束するまで反復することにより、最尤法と同様な invariance property を保証できる。ここでは、労働のコストシェア式(16)に代えて燃料のコストシェア式を推定しても推定結果が変わらないよう、この反復非線形3段階最小2乗法を採用する。なお、反復によって漸近分布は影響を受けないので、標準誤差などの統計量は通常の非線形3段階最小2乗法と同じものが利用可能である。このような方法により一致推定量を得ることができるが、ここでは9電気事業者のパネルデータを用いるため、(13)式に不均一分散が懸念され推定効率のロスを生じる可能性がある。そこで、(13)式の辺の $I_t$ を $\ln(I_t/K_t)$ に置き換えて推定を行う。<sup>5)</sup> データに関しては、付録を参照のこと。費用、要素価格、要素投入量、発電電力量など第3章と重なる変数については、基本的に第3章と共通のデータを用いている。

#### 4. 推定結果およびシミュレーション

推定結果は、表1に掲げている。まず、エーベル型投資関数について、符号条件の斉合性について検討する。 $\gamma$ とAは正の値、Bは負の値を取り、三つのパラメータとも理論通りの結果を得た。 $\gamma$ は定義から $1/(1+r+\delta)$ であるので、 $r+\delta=1/\gamma-1$ は投資主体が事前に設定したグロスの主観的割引率になる。この推定期間(1975-1978年)において、主観的割引率は7.9%であった。これは、規制当局が料金算定の基礎としてこの時期採用していた公正報酬率の8%とほぼ同じ水準である。各パラメータの標準誤差の大きさについては、ほとんどのパラメータについて満足すべき結果となっている。また、労働の自己価格弾力性はサンプル平均で評価して-0.298、同じく燃料の自己価格弾力性は-0.120、労働と燃料との代替の弾力性(アレンの偏代替弾力性)は0.416であった。

推定したパラメータを用いて資本ストックの最適調整経路、並びにその調整期間を導くことが可能である。また、比較動学分析によりさまざまなシミュレーションを行うことも可能となる。ここでは、Pindyck and Rotemberg(1983)の方法に基づいて需要ショックと燃料価格ショックに関するシミュレーションを行った。まず、基準ケースとして、要素価格と電力需要を1978年度の9事業者平均値に固定し、資本ストックの初期値を1978年度実績の平均値とした時、減価償却率6%の下で資本ストックの定常状態への調整経路とその経路上での可変要素需要を求めた。この基準ケースにおいては、資本ストックの調整期間は21期間であった。

次に、基準ケースの2期目に電力需要が10%増加し、以後その水準が維持されていった場合の各生産要素需要をシミュレートした。図1では、各期ごとの生産要素需要を、基準ケースからの乖離のパーセントで示している。2期目に予期せぬ需要ショックが起きると、まず調整費用のかからない燃料の投入が急増する。これは、一つには突然の電力需要増に対応するため燃料の焼き増しが行われるためではあるが、ここで使用しているデータが経営全体をベースにしていることと現実の設備利

用率が低いことを考え合わせると、休止設備に燃料を入れて再稼働させるためと解釈した方が現実的である。<sup>6)</sup>

表1 推定結果

パラメータ	値	標準誤差
$\alpha_0$	-200.400	94.715
$\beta_L$	-0.259	0.258
$\beta_K$	75.546	34.763
$\beta_Y$	-64.635	30.980
$\beta_T$	-1.982	1.053
$\beta_{TT}$	0.057	0.030
$\gamma_{LL}$	0.119	0.028
$\gamma_{KK}$	-12.745	6.186
$\gamma_{YY}$	-9.169	4.920
$\gamma_{LK}$	0.233	0.045
$\gamma_{LY}$	-0.277	0.042
$\gamma_{KY}$	10.877	5.515
$\gamma$	0.927	0.039
A	0.809	0.983
B	-0.895	0.949
a	-4.956	2.857
主観的割引率	7.9%	
自己価格弾力性		
労働	-0.298	
燃料	-0.124	
代替の弾力性		
労働と燃料	0.416	

図1 2期目に需要10%増

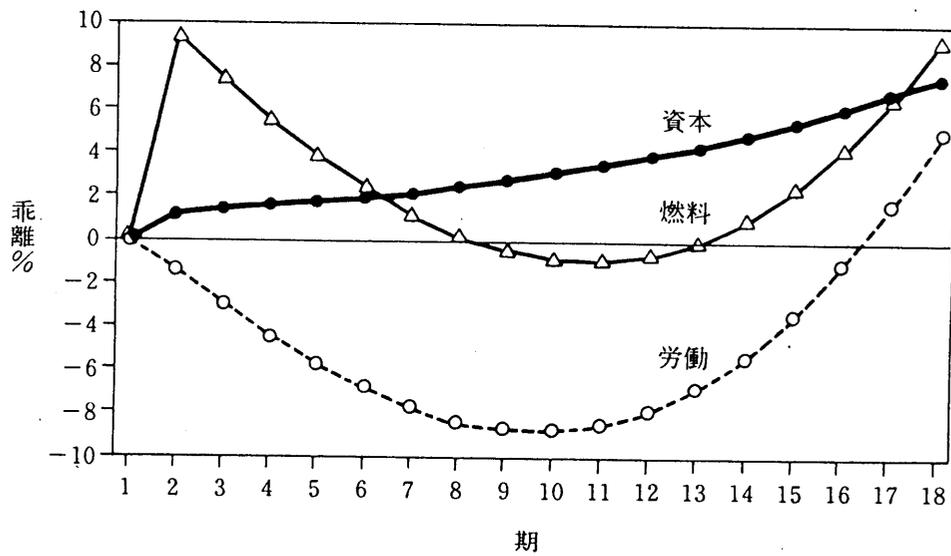
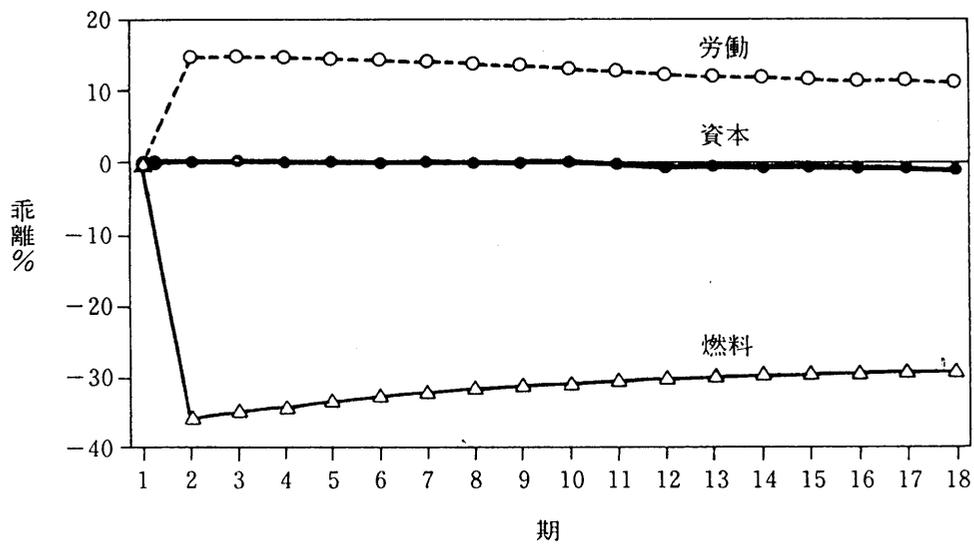


図2 2期目に燃料価格50%増



一方、資本ストックは、調整費用がかかるため徐々に増加していき、定常状態では基準ケースに比べ約8%の増加となる。資本の増加と共に、燃料需要はいったん基準ケースの水準に戻るが、その後再び増加に転じ定常状態では基準ケースとの比較で資本より大きく増加する。労働に対する需要は最初縮小するが、資本がある程度以上増加してくると拡大しはじめ、定常状態では基準ケースより5%程度の需要増となる。

図2は燃料価格ショックの場合のシミュレーションの結果である。この図は、2期目に燃料価格が50%上昇して、その水準で維持された場合の最適需要を基準ケースからの乖離で示している。燃料価格の上昇にともない燃料需要が減少する一方で労働が代替的に働きその需要が増している。ここでも、燃料と労働には調整費用がかからないためにショックが起きた時点の直後に急激な反応が見られる。資本に関しては、5期目まではわずかに基準ケースを上回るが6期目以降は基準ケースを僅かに下回り最終的には基準ケースよりも約0.7%減の水準で定常状態に到達する。

図1と図2とを比較する限り、需要の変化の方が燃料価格の変化よりも顕著な影響を資本ストックに対して持っていると言える。

## 5. おわりに

本研究においては、従来からのトランスログ費用関数を用いた分析の拡張として、投資関数を同時推定することで、電気事業の動学的な費用構造の分析を試みた。今回推計されたパラメーターは、この種の研究としては比較的安定した結果を示している。

投資行動と要素需要については、需要ショックと価格ショックのそれぞれについて、シミュレーション分析により動学的調整パターンの特徴をとらえることができた。特に、燃料価格ショックが燃料と労働の代替によって主に調整され、資本の水準に大きな影響を与えないのに対し、需要ショックはほぼそのショックの大きさに見合う資本の増加を引き起こす。ただし、ここでは電力のピーク需要の先鋭化に伴う設備投資を考慮していないため、設備投資の短期的な反応は設備利用率の変動によるバイアスを含む可能性がある。設備利用率を内生化して、設備投資の最適化モデルから乖離する部分を説明するのが次の課題である。

## 付録 データ

- CV：可変費用＝燃料費＋人件費
- Y：販売電力量
- K：資本ストック

I : 設備投資 = 工事資金実績 / PI

PI : 投資財価格 = PV (1-Z)

ただし、PVは資本財デフレーター

Z : 投資一単位あたり税法上控除対象となる減価償却の割引現在価値

r : 利子率 = 支払利息 / 期首社債借入金残高

PF : 燃料価格 = 燃料費 / 水力をのぞく発電電力量

PL : 賃金 = 人件費 / 従業員数

#### 資料出所

工事資金実績は電気事業便覧（電気事業連合会統計委員会）、資本財デフレーターは卸売物価指数月報（日本銀行）、資本ストックは電気事業連合会資料、これら以外は電気事業会計報告より。

## 注

\* 本章は、真殿誠志・中西泰夫・根本二郎「わが国電気事業における設備投資行動のシミュレーション分析」『日本経済研究』No. 23, 1992, 116-127. を大幅に加筆修正したものである。

- 1) 本章で推定に用いる標本は、わが国9電力会社の1975-1978年度のデータをプールしたものであるが、この期間中の9電力平均の発電電力量の電源構成は、水力15%、火力76%、原子力9%である。よって以下で得られる結論は、およそこのような電源構成を持つ電気事業経営体に関するものと理解すべきである。
- 2) 投資の調整費用を可変費用関数に組み込んで、ネットキャッシュフローを  $P_t Y_t - G(PL_t, PF_t, K_t, Y_t, I_t) - PI_t I_t$  (ただし、 $\partial VC_t / \partial I_t > 0$ ) とする方が一般的である。しかし、 $G$ を伸縮的な関数で特定化する限り、推定すべき $G$ のパラメータ数が多くなりすぎるという難点がある。Morrison and Berndt(1981)は、定常状態では限界調整費用が0になるという仮定を用いて、 $G$ と調整費用の加法的分離可能性を正当化している。
- 3) Hayashi(1982)がペンローズ関数について議論しているのと同様に、投資の非可逆性を考慮すれば、投資が正の時と負の時で $C(I_t)$ の形状は非対称にすべきである。しかしここでは、用いているデータに負の値が含まれないことから、多くの先行研究にならって $C(I_t)$ を2次式で特定化している。
- 4) (12)から(13)への展開についてはAbel(1980)および鈴木・竹中(1982)を参照。
- 5) このような置き換えは、Abel(1980)が行ったものと同じである。なお、厳密には、トービンの $q$ 型投資関数の左辺が $I_t/K_t$ になるのは調整費用関数が $I_t$ と $K_t$ に関して一次同次になる場合である。Abel(1980)の注46を参照。
- 6) 設備利用率が低いことに関連して、電力業の設備投資は、本章で展開しているような最適化行動よりもピーク時の需要の大きさで決まるという議論が可能である。確かにピーク時の需要に応じるために保有せざるを得ない過大設備が、電力事業経営にとって大きな負担になっていることは疑問の余地はない。しかし、モデル構築の立場からは、まず設備投資のうち最適化行動の結果決まる部分をモデル化するのが先決で、それからの乖離としてピーク需要に応ずるための投資を把握するというのが手順であろう。本研究では、投資の最適化モデルの構築を目的としているが、これはKWHで測られるフローの需要に対応する設備投資を説明するモデルである。

## 引用文献

Abel, A. B. (1980) "Empirical Investment Equations: An Integrative Framework"  
*Carnegie Rochester Series on Public Policy, a supplementary series to the*

- Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp. 39-91.
- 服部常晃・桜井紀久(1987)「電力投資の国民経済効果」 エネルギー・資源学会  
第4回エネルギーシステムコンファレンス講演論文集 pp. 278-280
- Hayashi, F. (1982) "Tobin's Marginal and Average  $q$ : A Neoclassical Interpretation" *Econometrica*, Vol. 50, pp. 213-224.
- 伊藤成康・中西泰夫(1988)「電気事業における限界費用と料金形成」『電力経済研究』1月号、pp. 13-24 電力中央研究所
- 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・研究報告：Y580004
- 真殿誠志・中西泰夫(1991)「本邦電気事業における設備投資行動の分析—エーベル型投資関数によるトービンの  $q$  および主観的割引率の推定」電力中央研究所・研究報告：Y90023
- Madono S., Nakanishi Y. and J. Nemoto (1990) "Temporary Equilibrium Model and Optimal Capital Stock: an Application to Japanese Electric Utilities" *Energy Systems, Management and Economics, Selected Papers from the IFAC/IFORS/IAEE Symposium*, pp. 295-299, Nishikawa Y., Kaya Y. and Yamaji K. eds. IFAC Symposia Series, 1990, No. 14, Pergamon Press, Oxford.
- 松川勇・真殿誠志・中島孝子(1991)「電気事業におけるラムゼイ料金の適用—自家発・コジェネとの競合下における効率的な料金の実証分析—」電力中央研究所・研究報告：Y90013
- Morrison, C. J. and E. R. Berndt (1981) "Short-Run Labor Productivity in a Dynamic Model" *Journal of Econometrics*, Vol. 16, pp. 339-365.
- 中西泰夫・伊藤成康(1988)「電気事業における規模の経済性」電力中央研究所・研究報告：Y87017
- Nemoto J., Nakanishi Y. and S. Madono (1991) "Scale Economies and Over-Capitalization in Japanese Electric Utilities" *International Economic Review*, Forthcoming, 1992.
- Pindyck, R. S. and J. Rotemberg (1983) "Dynamic Factor Demands and Effects of Energy Price Shocks" *American Economic Review*, Vol. 73, pp. 223-238.
- 新庄浩二(1990)「電気事業における規模の経済性」『公益事業と規制緩和』第6章、林敏彦編、東洋経済新報社
- 鈴木和志・竹中平蔵(1982)「税制と設備投資、調整費用、合理的期待形成を含む投資関数による推定」『経済経営研究』vol. 3-3 日本開発銀行設備投資研究所
- 竹中平蔵・小川一夫(1987)「設備投資行動の日米比較」『対外不均衡のマクロ分析』第4章、東洋経済新報社
- Tawada M. and S. Katayama (1990) "On the Technical Efficiency under

- Regulation: A Case for the Japanese Electric Power Industry" *The Economic Studies Quarterly*, Vol.44, pp.34-47.
- Tobin, J. (1969) "A General Equilibrium Model Approach to Monetary Theory" *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.1, pp.15-29.

# 第7章 資本ストックに調整費用が存在する場合の経済成長要因指数

## － 非パラメトリック・アプローチの応用\*

### 1. はじめに

GNP成長率で経済成長を評価する時、GNP成長率が生産性効率の改善だけでなく交易条件の変化等の需要サイドのショックによっても影響されることに注意する必要がある。<sup>1)</sup>なぜなら、交易条件の変化のような需要サイドのショックは一国の経済にとって外生的ないし一時的なものであり、生産性効率要因と違って持続的な経済成長を支える要因とはみなせないからである。このことは、発展途上国が長期にわたって経済成長を持続できるか、あるいは失速してしまうかを見極める場合、特に重要である。

こうした観点から、GNP成長率を生産性要因と交易条件要因に分解する指数理論に基づく分析法が、Diewert and Morrison (1986) によって提案された。この分析法の応用も既に、Morrison and Diewert (1986) が日米経済、根本(1988)がフィリピン経済、根本(1989)が韓国経済に対して、それぞれ行っている。

しかし、この方法の難点は、消費的支出と投資的支出を区別せず、共に最終需要の一項目として対等の扱いをしている点にある。言うまでもなく、投資的支出は単に需要の一項目であるのみならず、資本として蓄積されることを通じて生産力を拡大し経済成長に貢献する。しかも、投資にともなう調整費用が多くの発展途上国において順調な資本蓄積を阻害している要因であることを考えると、資本蓄積プロセスを無視した Diewert and Morrison の方法を発展途上国の経済成長分析に適用することには無理がある。

そこで、本論文では、Diewert and Morrison の分析法に資本蓄積プロセスとそれに伴う調整費用を導入する。その結果、Diewert and Morrison の分析法では、外生的に与えられる資本ストックがGNP成長率に与える効果を測定できるにすぎないのに対し、本論文では、最適に決定された投資支出に伴う調整費用を含んだ資本ストックの経済成長効果が測定される。このことはまた、Diewert and Morrison の生産性要因の計測値に含まれていた資本ストックの調整に関わるバイアスが取り除かれ、正確な生産性要因が計測できることを意味する。

以下、2節で計測方法を説明し、3節で計測結果を提示する。4節では、得られた結果を要約し今後の展望を行う。

### 2. 方法

まず、 $t$ 期のマクロ生産可能性集合を $\Gamma^t$ とする。 $\Gamma^t$ は閉凸錐で、その成分は次のように $t$ 期に実行可能な投入産出の組合せのすべてである。

$$(y_C, y_G, y_X, -y_M, I, K, L)' \in \Gamma^t$$

ただし、 $y_C$ :消費支出  $y_G$ :政府支出

$y_X$ :輸出  $y_M$ :輸入

$I$ :投資  $K$ :資本ストック  $L$ :労働

生産可能性集合の成分に $I$ を含むのは、資本の調整費用の存在を仮定するためである。この時、名目GNP生産関数 $g$ は、次のように定義できる。

$$g^t(p, p_I, I, K, L) = \max_y \{p'y + p_I I \mid (y, I, K, L) \in \Gamma^t\} \quad (1)$$

ただし、 $y = (y_C, y_G, y_X, -y_M)'$   $p = (p_C, p_G, p_X, p_M)'$   
 $p_C$ :消費支出デフレーター  $p_G$ :政府支出デフレーター  
 $p_X$ :輸出デフレーター  $p_M$ :輸入デフレーター  
 $p_I$ :投資デフレーター

$\Gamma^t$ の性質から、 $g$ は、 $p, p_I$ に関して凸で一次同次、 $I, K, L$ に関して凹で一次同次となる。 $g$ の $I, K, L$ に関する一次同次性は、後で見るように林の定理を使って実測可能な指数を得る際に重要となる。(1)に包絡線定理を用いれば、

$$\nabla_p g = y \quad (2)$$

$$\nabla_{p_I} g = I \quad (3)$$

を得る。ただし、 $g$ は2階連続微分可能とし $\nabla_i g$ は $g$ の $i$ に関する勾配ベクトルとする。従来の Diewert and Morrison の方法ではさらに、 $g$ を生産するのに最小費用を実現するような $K, L$ を調整費用を負担することなく選ぶことができるものとして、 $g$ の $I, K, L$ に関する一次同次性の下で

$$\nabla_L g = w \quad (4)$$

$$\nabla_K g = q \quad (5)$$

を導く。ただし、 $w$ は賃金率、 $q$ はジョルゲンソンの資本用役価格で、 $q = p_I(r + \delta)$ 、 $r$ は利子率、 $\delta$ は資本減耗率である。 $g$ がトランスログ型であると仮定すると、資本の調整費用が存在しないため $\nabla_I g = 0$ となることに留意すれば、(2)(3)(4)(5)の関係とトランスログ恒等式の補題(Caves et al. (1982))を使って、GNP成長率の要因分解が

フィッシャー指数の形で実測できる。

これに対して本論文では、労働については調整費用を考えず(4)の関係をそのまま認める一方、資本については調整費用の存在を前提にして(5)を受け入れないこととする。そのため、フィッシャー指数の計測には、(5)に代わる $\nabla_K g$ の定式化が求められる。また調整費用の存在により、もはや $\nabla_I g=0$ が成立しないため、 $\nabla_I g$ の値も必要である。

これらは、次のような異時点間最適化行動より得られる。すなわち、名目GNPから労働費用と資本費用を差し引いた、マクロのネット・キャッシュフローの割引現在価値が静的期待形成の下で、L, Iに関して最大化されるものと仮定する。

$$J(p^t, p_I^t, q^t, w^t, K^t) = \max_{L, I} \int_t^{\infty} e^{-rs} \{g^t(p^t, p_I^t, I(s), K(s), L(s)) - w^t L(s) - q^t K(s)\} ds \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{ただし、} \dot{K} &= I - \delta K, \quad K^t = K(t) > 0 \\ p^t &= p(t), \quad p_I^t = p_I(t), \quad w^t = w(t) \end{aligned}$$

ただし、変数の右肩のtはt期を表す。p, p<sub>I</sub>, w, またしたがってqについては、静的期待形成を仮定するため計画期間を通じて初期値に固定される。同様に生産関数gもt期のまま不変であるとする。

(6)のハミルトン・ヤコビ方程式は、

$$rJ = \max_{L, I} \{g^t - w^t L - q^t K + J_K(I - \delta K)\} \quad (7)$$

である。ただし、関数の下付は、その変数に関する偏導関数を表す。(7)に対して次のような双対問題が存在する。

$$g^t = \min_{w, q} \{rJ + w^t L + q^t K - J_K(I - \delta K)\} \quad (8)$$

(8)は、(1)がgとΓの双対表現を与えるのに対応して、gとJの双対性を表現している。<sup>2)</sup>したがって、(1)に包絡線定理を適用して(2)(3)が得られたのに対応して、(8)と包絡線定理から

$$\nabla_L g = w \quad (9)$$

$$\nabla_I g = -J_K \quad (10)$$

$$\nabla_K g = (r + \delta) J_K + q - J_{KK}(I - \delta K) \quad (11)$$

が得られる。(10)(11)が資本に調整費用が存在する場合の $\nabla_K g, \nabla_I g$ である。(9)は、(4)と同じであり、(2)(3)(9)(10)(11)でgを評価すれば Diewert and Morrison の方

法に代わる経済成長率の要因分解が可能となる。

しかし、(10) (11)に含まれる $J_K, J_{KK}$ をどのように実測するかという問題が残る。これを解決するには、林の定理(Hayashi(1982))が有用である。林の定理は、 $g$ が $I, K, L$ に関して一次同次で、最適解が横断性条件

$$\lim_{s \rightarrow \infty} e^{-rs} J_K(s) K(s) = 0 \quad (12)$$

を満たせば、

$$J_K = \frac{J}{K} \quad (13)$$

が成り立つことを保証する。(13)より直ちに $J_{KK}=0$ となることがわかるから、(10) (11)は(7)の解の上で、

$$\nabla_I g = \frac{g^t - w^t L - p_I^t (r + \delta) K}{I - (r + \delta) K} \quad (14)$$

$$\nabla_K g = \frac{(r + \delta) (g^t - w^t L - p_I^t I)}{I - (r + \delta) K} \quad (15)$$

である。(14) (15)は、観察可能な変数しか含んでいないので、これで要因分解指数の計測が可能となる。

トランスログ恒等式の補題を適用するために、 $g^t$ をトランスログ型で特定化する。ただし、定数項と1階のパラメータのみ時間に依存するものとし、2階のパラメータは時間を通じて不変であると仮定する。すると、 $g^t$ を推定しなくても実測可能なフィッシャー型指数によるGNP成長率の要因分解式が、次のように得られる。

$$\ln a^t = \ln R_F^t + \ln P_F^t + \ln H_F^t + \ln B_F^t + \ln C_F^t \quad (16)$$

ただし、 $a^t$ は名目GNP成長率

$$a^t = g^t (p^t, p_I^t, I^t, K^t, L^t) / g^{t-1} (p^{t-1}, p_I^{t-1}, I^{t-1}, K^{t-1}, L^{t-1})$$

$R_F^t$ は成長要因指数、 $P_F^t$ は国内インフレ要因指数、 $H_F^t$ は労働要因指数、 $B_F^t$ は交易条件要因指数、 $C_F^t$ は調整費用を含む資本ストック要因指数である。 $R_F^t$ は $t-1$ 期から $t$ 期にかけての経済成長の生産性要因を意味し、 $r$ 期をレファランスとして定義される理論的指数

$$R_r^t = g^t(p^r, p_I^r, I^r, K^r, L^r) / g^{t-1}(p^r, p_I^r, I^r, K^r, L^r) \quad (17)$$

をフィッシャー算式で評価したもの、すなわち

$$R_F^t = (R_t^t R_{t-1}^t)^{1/2}$$

によって定義される。理論的指数 $R_r^t$ の意味は、(17)より明らかなように、他の要素を一定とした時に生産関数の変位がもたらす名目GNPの変化量である。これを、 $t-1$ 期をレファランスとするラスパイレス型指数 $R_{t-1}^t$ と $t$ 期をレファランスとするパーシェ型指数 $R_t^t$ の幾何平均の形にしたものが、フィッシャー型指数 $R_F^t$ である。

他の要因指数についても同様に、それぞれ理論的指数

$$P_r^t = g^r(p_C^t, p_G^t, p_X^r, p_M^r, p_I^r, I^r, K^r, L^r) / g^r(p_C^{t-1}, p_G^{t-1}, p_X^r, p_M^r, p_I^r, I^r, K^r, L^r)$$

$$H_r^t = g^r(p_C^r, p_G^r, p_X^r, p_M^r, p_I^r, I^r, K^r, L^t) / g^r(p_C^r, p_G^r, p_X^r, p_M^r, p_I^r, I^r, K^r, L^{t-1})$$

$$B_r^t = g^r(p_C^r, p_G^r, p_X^t, p_M^t, p_I^r, I^r, K^r, L^r) / g^r(p_C^r, p_G^r, p_X^{t-1}, p_M^{t-1}, p_I^r, I^r, K^r, L^r)$$

$$C_r^t = g^r(p_C^r, p_G^r, p_X^r, p_M^r, p_I^r, I^t, K^t, L^r) / g^r(p_C^r, p_G^r, p_X^r, p_M^r, p_I^r, I^{t-1}, K^{t-1}, L^r)$$

をフィッシャー算式で評価した

$$P_F^t = (P_t^t P_{t-1}^t)^{1/2}$$

$$H_F^t = (H_t^t H_{t-1}^t)^{1/2}$$

$$B_F^t = (B_t^t B_{t-1}^t)^{1/2}$$

$$C_F^t = (C_t^t C_{t-1}^t)^{1/2}$$

によって定義される。労働要因指数と交易条件要因指数は、従来の Diewert and Morrison による定義と同じく、名目GNPの成長率に対する労働投入量変化の貢献と、輸出および輸入物価の貢献を測定するものである。これに対して調整費用を含む資本ストック要因指数は、資本ストック量の変化に起因する名目GNPの変化と、資本ストック量を変化させるのに必要な設備投資に伴う調整費用の変動に起因する名目GNPの変化の合計を測定する。

各指数の具体的な計算方法を以下に示す。まず、 $P_F^t, H_F^t, B_F^t$ については Diewert and Morrison が与えたものと同じである。

$$\log P_F^t = \left( \frac{1}{2} \right) \left[ \frac{p_C^t y_C^t}{p^t y^t + p_I^t I^t} + \frac{p_C^{t-1} y_C^{t-1}}{p^{t-1} y^{t-1} + p_I^{t-1} I^{t-1}} \right] \log \left( \frac{p_C^t}{p_C^{t-1}} \right) \\ + \left( \frac{1}{2} \right) \left[ \frac{p_G^t y_G^t}{p^t y^t + p_I^t I^t} + \frac{p_G^{t-1} y_G^{t-1}}{p^{t-1} y^{t-1} + p_I^{t-1} I^{t-1}} \right] \log \left( \frac{p_G^t}{p_G^{t-1}} \right)$$

$$\log H_F^t = \left( \frac{1}{2} \right) \left[ \frac{w^t L^t}{w^t L^t + q^t K^t} + \frac{w^{t-1} L^{t-1}}{w^{t-1} L^{t-1} + q^{t-1} K^{t-1}} \right] \log \left( \frac{L^t}{L^{t-1}} \right)$$

$$\log B_F^t = \left( \frac{1}{2} \right) \left[ \frac{p_X^t y_X^t}{p^t y^t + p_I^t I^t} + \frac{p_X^{t-1} y_X^{t-1}}{p^{t-1} y^{t-1} + p_I^{t-1} I^{t-1}} \right] \log \left( \frac{p_X^t}{p_X^{t-1}} \right) \\ - \left( \frac{1}{2} \right) \left[ \frac{p_M^t y_M^t}{p^t y^t + p_I^t I^t} + \frac{p_M^{t-1} y_M^{t-1}}{p^{t-1} y^{t-1} + p_I^{t-1} I^{t-1}} \right] \log \left( \frac{p_M^t}{p_M^{t-1}} \right)$$

次に $C_F^t$ については、(14)(15)とトランスログ恒等式の補題を使って、Diewert and Morrison の定理3 (P.665)と同様の議論をすることより、

$$\log C_F^t = \left( \frac{1}{2} \right) \left[ - \frac{(r+\delta)(g^t - w^t L^t - p_I^t I^t)}{I^t - (r+\delta)K^t} K^t \right. \\ \left. - \frac{(r+\delta)(g^{t-1} - w^{t-1} L^{t-1} - p_I^{t-1} I^{t-1})}{I^{t-1} - (r+\delta)K^{t-1}} K^{t-1} \right] \log(K^t/K^{t-1}) \\ + \left( \frac{1}{2} \right) \left[ \frac{g^t - w^t L^t - p_I^t (r+\delta)K^t}{I^t - (r+\delta)K^t} I^t \right. \\ \left. + \frac{g^{t-1} - w^{t-1} L^{t-1} - p_I^{t-1} (r+\delta)K^{t-1}}{I^{t-1} - (r+\delta)K^{t-1}} I^{t-1} \right] \log(I^t/I^{t-1})$$

である。

以上より、 $P_F^t, H_F^t, B_F^t, C_F^t$ が実測できる。生産性要因指数 $R_F^t$ は、それらの実測値と名目GNP成長率 $a^t$ から(16)式を使って求めればよい。

### 3. 計測結果

この節では、韓国の1972年から1983年までの年次データを用い、(16)に基づく名目GNP成長率の要因分解を行う。必要なデータは、資本ストックを除き名古屋大学経済学部の木下宗七教授の研究室で開発・維持されている世界計量経済モデルのデー

データベースを利用している。資本ストックは、朱他(1982)が1960年から1977年までの推計系列を公表しているので、これを基に1983年まで延長したものを用了。

表1に、要因分解指数の計測結果を示す。ただし、指数値に自然対数を取り100倍して、変化率を百分率表示にしている。まず、1972年から1983年にかけての名目GNPの成長率は年平均で24%であるが、このうち約7割の変動は国内のインフレによるものである。国内インフレ要因は、1974年と1980年にピークがありそれぞれ約

表1 名目GNP成長率の要因分解指数

(×100)	$\ln a$	$\ln P_F$	$\ln B_F$	$\ln a - \ln P_F - \ln B_F$	$\ln H_F$	$\ln C_F$	$\ln R_F$	生産性 <sup>a)</sup> 調整費用なし
年	名目GNP	国内 インフレ	交易条件	実質GNP	労働	資本 ストック	生産性	
1972	21.5	16.0	-1.1	6.7	4.5	-0.7	2.9	1.3
1973	24.8	10.9	-1.1	15.0	3.5	5.7	5.8	10.1
1974	33.9	31.0	-4.3	7.2	2.6	6.0	-1.4	2.5
1975	31.3	27.3	-4.4	8.4	1.2	-0.7	7.9	4.9
1976	29.2	14.3	2.8	12.0	3.8	4.0	4.2	5.7
1977	25.4	14.8	0.4	10.2	2.9	5.2	2.0	4.7
1978	29.6	19.1	0.2	10.3	3.5	4.3	2.5	5.1
1979	27.0	20.4	-0.7	7.3	-0.3	3.6	4.0	6.1
1980	18.8	29.3	-7.4	-3.1	0.7	-3.1	-0.8	-4.1
1981	21.1	17.1	-2.5	6.5	3.4	1.2	1.9	1.9
1982	12.5	5.2	1.3	6.1	1.6	0.7	3.8	3.8
1983	11.9	2.8	0.9	8.3	0.0	2.3	5.8	7.1

a) Diewert and Morrison の従来の方法による資本の調整費用を考慮しない場合の生産性要因指数

30%に達している。これは第一次と第二次の石油危機によるものであり、同じ年に交易条件要因も、それぞれ-4.3%、-7.4%と大きく悪化している。

名目GNPの成長率から国内インフレ要因と交易条件要因を引いた実質GNP成長率は、第二次石油危機時の1980年にマイナス成長を記録したのを除けば、年6%以上の高成長を遂げている。この高度成長を労働、資本ストック、生産性の要因に分解してみると、労働要因は1979年、資本ストック要因は1972, 1975, 1980年、生産性要因は1974年と1980年を除き正值であり、1979, 1980年という朴大統領暗殺事件前後の混乱期を除けば、三要因ともほぼ一貫して経済成長を支えてきたと評価できる。資本ストック要因は、調整費用を含むにもかかわらず大部分の年で正值になっており、韓国の工業化における設備投資効率の良さが実証されている。生産性要因も石油危機時を除けば正值で、生産性効率の継続的な改善が達成されている。したがって、表1の結果に基づけば韓国が一時的でない持続的な経済成長を果たしつつあると判断できるが、それは計測期間以降の1980年代後半における韓国経済の著しい発展と整合的である。

表1の最後列に、調整費用を無視した従来の Diewert and Morrison の方法によって計測した生産性要因指数を示す。調整費用を考慮した生産性要因指数と比較すると、1972年, 1975年, 1980年を除き、調整費用を考慮した指数の方が小さい。この差が投資に伴う調整費用によって犠牲にされた生産性上昇率に他ならない。1972年, 1975年, 1980年に値が逆転しているのは、これらの年においては投資が前年比で減少し、したがって調整費用もまた減少したためである。二つの指数の間で最も異なる結果は、1974年の指数値が調整費用を無視した場合には正であるのに、考慮した場合には負になる点である。これは、1974年に設備投資が30%という大幅な増加をしたため、調整費用を無視した生産性指数はその分だけ過大となり誤った含意を与えてしまっている。調整費用を無視したことによる生産性指数のバイアスは、計測期間を通じておよそ2%ポイントから3%ポイントあり、看過し得ない程度であると言わなければならない。

#### 4. おわりに

本論文では、動学的双対理論の手法を応用して Diewert and Morrison の名目GNPの要因分解指数に資本の調整費用を導入し、韓国の経済成長の要因分解を行った。その結果、第一に、韓国が生産性の向上と資本ストックの蓄積に支えられた継続的な経済成長を達成しつつあることが定量的に裏付けられた。また、第二に、従来の資本ストックの調整費用を無視した生産性要因指数は看過し得ないバイアスを持ち、生産性の動向に関して誤った含意を導く可能性のあることが明らかになった。

このような分析は発展途上国の成長能力を評価するのに有効であり、今後は国際比較、特に累積債務問題を抱える中南米諸国とアジアのNIE S諸国の工業化を比

較検討すること等が、興味深いと思われる。その際には、累積債務の許容限度に関する制約条件を導入する必要がある。

期待形成に静的期待を仮定している点も問題にされ得るが、合理的期待を仮定した場合には期待形成の確率的性質を特定化することが不可避であり、計量経済学的な推定を行わない指数論的アプローチでは扱うことができない。期待形成を一般化することは、現段階では困難であろう。

注

\* 本章は、根本二郎「資本ストックに調整費用が存在する場合の経済成長要因指数—1972-1983への応用—」『環太平洋圏における文化的・社会的構造に関する研究—1990年』名古屋大学、1990、193-201. に加筆したものである。

1) 交易条件の変化による攪乱のために、GNPが厚生尺度として正しい近似を与えないことは経験的には早くから知られていたが、理論的にこのことを示したのは Hamada and Iwata(1984) である。同様の理由で、GNPが生産性尺度としても正しくないことは、根本(1989)で指摘している。

2) 汎関数 $J$ と生産関数 $g$ の間の完全な双対性は Epstein(1981) によって証明されている。以下では、 $J$ について適当な階数の微分可能性を仮定するが、 $J$ の微分可能性を保証する厳密な条件については Epstein(1981) を参照されたい。本論文の他に  $g$ と $J$ の双対性を応用した研究としては、Stefanou(1989) がある。

## 引用文献

- Caves, D. W., L. R. Christensen and W. E. Diewert (1982) "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity", *Econometrica* 50, 1393-1414.
- Chang, C. C. and S. E. Stefanou (1988) "Specification and Estimation of Asymmetric Adjustment Rates for Quasi-Fixed Factors of Production", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 145-151.
- Diewert, W. E. and C. J. Morrison (1986) "Adjusting Output and Productivity Indexes for Changes in the Terms of Trade", *Economic Journal* 96, 659-679.
- Epstein, L. G. (1981) "Duality Theory and Functional Forms for Dynamic Factor Demands", *Review of Economic Studies* 48, 81-95.
- Hamada, K. and K. Iwata (1984) "National Income, Terms of Trade and Economic Welfare", *Economic Journal* 94, 752-771.
- Hayashi, F. (1982) "Tobin's Marginal  $q$  and Average  $q$ : A Neoclassical Interpretation", *Econometrica* 50, 213-224.
- Morrison, C. J. and W. E. Diewert (1986) "Productivity Growth and Changes in the Terms of Trade in Japan and the U. S.", Working Paper No. 1848, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- 根本二郎(1989)「発展途上国の経済成長——指数理論による要因分析」『日本企業の東南アジア諸国への進出に関する研究』昭和63年度科学研究費補助金(海外学術研究)研究成果報告書 研究課題番号 63043027 109-130.
- 根本二郎(1988)「発展途上国の経済成長における生産性効果と交易条件効果」『環太平洋問題研究』名古屋大学環太平洋問題研究会 111-120.

Stefanou, S. E. (1989) "Returns to Scale in the Long Run: The Dynamic Theory of Cost", *Southern Economic Journal* 55, 570-579.

朱鶴中・金用燮・尹珠賢(1982)『1960~77年 韓國産業資本率推計』研究報告 82-06 韓國開發研究院。