

## 可変要素の推定

—Bonferroni Approach による単調性と凹性の検定—

白井 誠人

### 1. はじめに

技術進歩率やマークアップ率（価格と限界費用の比率）を計測する場合、既存文献では先験的にすべての生産要素が今期に調整可能な可変要素であると仮定することがある（例えば Hall (1990) や最近の研究では Stiroh (2001)）。しかし西村 et al. (2002) でも指摘されている通り、様々な設備ストックを持ち、様々な労働投入がなされる日本経済を分析対象にする場合、すべての生産要素が可変要素であると仮定することは検証の余地がある。資本ストックでもパソコンを買い入れるなどのように短期間に变化させることのできる資本ストックもあれば工場の建物のように短期間では調整が不可能と推定される生産要素もあり、労働投入でも本社の管理部門など短期には変化させることが難しい労働投入があるからである。この意味で、どの要素が可変要素か、どの要素が短期固定要素かは、アприオリ（先験的）に決められるものではなく、データに基づいて決める問題と考えるのが自然である。

以上の問題意識に基づき Nishimura and Shirai (2003) では可変要素と短期固定要素を推定するモデルを提示したが、検定が実施されておらずその可変要素と短期固定要素の推定には課題が残されている。そこで本稿では、Nishimura and Shirai (2003) で可変要素の組合せと推計された結果に対して検定を実施し、可変費用関数の必要条件である単調性（可変要素価格に対して非減少関数）と凹性（可変要素価格に対して Concave）を有意に満たすかを検証した。単調性と凹性の検定は、推計パラメータについての非線形不等号制約の複合検定であるため、本稿では、Bonferroni 不等式を利用した Bonferroni Joint Tests を用いている。

節立ては以下の通りである。2 節で論文の自己完結性のため Nishimura and Shirai (2003) で開発されたモデルを提示する。3 節で使用データの概略を示し、4 節で推計方法の詳細を述べる。5 節で検定の結果を示し、6 節で本論文の含意、特に「失われた90年代」との関連性と今後の課題について述べる。

## 2. モデル

### 2.1 生産関数と生産能力関数，稼働率関数

本節では Nishimura and Shirai (2003) で開発されたモデルを提示する。生産関数を一般的な形で表すと

$$Y = F(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n; z_1, \dots, z_j, \dots, z_m; A)$$

と表現される。ここで  $x_i$  は第  $i$  番目の可変要素 ( $i=1, \dots, n$ )， $Z_j$  は第  $j$  番目の短期固定生産要素 ( $j=1, \dots, m$ ) であり， $A$  は生産技術水準を表すパラメータである。ここでこの一般的な生産関数に二つの仮定を設ける。

第 1 に生産関数は「生産能力関数」と「稼働率関数」との積で表されるという仮定を設ける。

仮定 1

$$\begin{aligned} Y &= F(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n; z_1, \dots, z_j, \dots, z_m; A) \\ &= G(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n; A) S(z_1, \dots, z_j, \dots, z_m; A) \end{aligned}$$

ここで  $S(z_1, \dots, z_j, \dots, z_m; A)$  は短期的には固定的である生産要素から構成される生産能力関数であり  $G(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n; A)$  は可変要素を投入要素とする稼働率関数である。

稼働率関数と生産能力関数がどのように解釈可能であるか具体例をあげて見てみよう。例として石油精製企業を考えることにする。石油精製能力は土地や建物，設備など石油精製プラントの規模を規定する生産要素に依存するはずであり，これらの生産要素は短期的には変更が困難であることが予想される。またそれだけでなく，これらを管理するメンテナンス部門や経営チームなども短期的には固定要素と見なすことができるかもしれない。つまり，短期的に固定的な要素は，生産活動において生産規模の上限を規定する生産能力関数への投入要素として考えることができる。

一方，短期においてはそのような短期固定要素の投入量を所与（つまり生産能力を一定）として，利潤最大化行動のもと，原油や輸送トラックサービス，その他の流動的設備，現場の労働者などの生産要素を投入して実際に原油精製量を決定することになる。この場合，可変要素は生産能力のうちどの程度を実際に稼働させるのかを規定すると考えることができ，可変要素を投入インプットとする部分を稼働率関数と定義することができる。

そして生産能力関数，稼働率関数はともに同次関数でありその積である生産関数は規模に関して収穫一定であるとも仮定する。

仮定 2

稼働率関数  $G$  は  $k$  次同次関数，生産能力関数  $S$  は  $1-k$  次同次関数とする。

通常、生産関数は1次同次であることが仮定されるが、Nishimura and Shirai (2003) のモデルにおいても稼働率関数  $G$  と生産能力関数  $S$  はそれぞれ  $k$  次同次関数、 $1-k$  次同次関数とする。長期においては短期固定要素も可变的になると考えられるので、長期の生産関数は規模に関して収穫一定、つまり1次同次関数と仮定する。<sup>(1)</sup>

さらに、Nishimura and Shirai (2003) では、短期固定費用および技術進歩率の計測のために

仮定3

短期固定要素は生産の1期前の段階において決定される。

を仮定している。仮定3は可変要素の推定自体には必要でないが、可変要素が推定できれば短期固定生産要素も推定できるため、仮定3と企業の最適化行動（2期モデル）を想定することで短期固定費用および技術進歩率の計測が可能になる（詳細はNishimura and Shirai (2003)を参照されたい）。

## 2.2 可変費用関数の導出

総可変要素費用に占める可変要素のシェアを可変コストシェアと定義する。前節の仮定1, 2のもとでは、この可変コストシェアが生産能力や生産量水準とは独立していることを示す。つまり、短期固定要素によって決定される生産能力水準に関する情報なしで可変コストシェアを推計することが可能となる。

生産関数  $F$  に対応する可変要素費用関数は

$$C_V(p_1, \dots, p_n, Y, S; A) \\ = \text{Min} \sum_{i=1}^n p_i x_i \text{ subject to } Y = G(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n; A) S$$

と定義される（ここで  $p_i$  は第  $i$  番目の可変要素価格 ( $i=1, \dots, n$ ) とする）。若干の数式展開（詳細はKurokawa et al. (2004) 参照）を行うと可変要素費用関数は生産量、生産能力に関する項と可変要素価格と技術水準のみに依存する項との積で表される。

$$(1) \quad C_V(p_1, \dots, p_n, Y, S; A) = c_v(p_1, \dots, p_n; A) \left(\frac{Y}{S}\right)^{1/k}$$

ここで  $c_v$  は可変要素価格  $(p_1, \dots, p_n)$  に関して1次同次関数である。シェパードの定理を用いると可変コストシェアは

$$(2) \quad \frac{p_i x_i}{C_V} = \frac{p_i}{c_v(p_1, \dots, p_n; A)} \frac{\partial c_v(p_1, \dots, p_n; A)}{\partial p_i} = \frac{\partial \log c_v(p_1, \dots, p_n; A)}{\partial \log p_i}$$

となり生産量の水準  $Y$  や生産能力水準  $S$  には依存しない。

### 3. 使用データ

使用データは Nishimura and Shirai (2003) で使用したデータと同一で、推計期間は1980-98年、資本を5系列(構造物, 建物, 輸送機械, 機械・工具, IT 資本ストック), 労働を4系列(若年低学歴, 若年高学歴, 熟年低学歴, 熟年高学歴)に分類した点に特徴がある。

まず IT 資本ストックデータは、基本的に『産業連関表』と『我国の情報処理の実態調査』を利用して、IT 資本ストックを年次データとして構築している。ここで産業は SNA 分類を用いている。IT 資本ストック以外の資本ストックに関しては宮川 et al. (2001) におけるデータを利用している。最終的には各産業ごとに資本ストックは5系列から構成されることになり、具体的には構造物, 建物, 輸送機械, 機械・工具, IT 資本ストックとなっている。

また、各産業の資本ストック5系列それぞれに対して Schreyer (2000) 等の価格指数データを使用して以下のユーザーコスト  $UCC_{i,t}$  を推計している。

$$UCC_{i,j,t} = \frac{1 - u_{j,t} z_{i,j,t}}{1 - u_{j,t}} (\rho_t + \delta_{i,t}) q_{i,t}$$

ここで添え字の  $t$  は各年を表し、 $UCC_{i,j,t}$  は  $j$  産業における第  $i$  資本ストックのユーザーコスト、 $\rho_t$  は実質リターンとして東証一部平均配当利回り、 $\delta_{i,t}$  は第  $i$  資本ストックの資本減耗率、 $u_{j,t}$  は  $j$  産業の法人実効税率、 $z_{i,j,t}$  は  $j$  産業における第  $i$  資本ストックの現在投資に対する将来の減価償却の割引現在価値、 $q_{i,t}$  は第  $i$  資本の価格デフレーターである。

労働データに関しては『賃金構造基本調査』を利用し、各産業別のデータを作成している。労働データの特徴としては、産業ごとに年齢(若年(40歳未満), 熟年(40歳以上))と教育水準(低学歴(高卒以下), 高学歴(大卒以上))別に分割されていることである。従って産業別に労働は4系列利用可能である。

以上、上記の資本ストックと労働データがほぼ SNA 分類に適合する形で産業別に利用可能となっている。ただしそのうちいくつかの産業はデータ上問題があるためのぞかれ、具体的には SNA 分類で製造業のうち11産業、非製造業については5産業を対象としている。除かれた産業は石油・石炭産業、その他製造業、電気・ガス・水道、不動産である。このうち、石油・石炭産業、電気・ガス・水道については政府の介入の影響や規制産業であること(石油石炭の場合はさらに労働データが不十分であること)、また不動産については帰属家賃が混入しており、それを単純に不動産の産出とみなせないというデータ自体の問題、そしてその他製造業は雑多な産業の集まりであることなどを理由に、以下の分析からは除外している。さらに、金融・保険業については、不良債権など様々な問題が発生しており近年のデータを含めることに大きな問題が生じ

ることから、サンプル期間を80年から95年までと、他の産業と比較して制限している。

より詳細なデータの推計方法は Nishimura and Shirai (2003) および西村 et al. (2002) を参照されたい。

## 4. 推計方法

本節では、2節で提示したモデルを用いて実際に可変要素を推定する方法を述べる。

### 4.1 トランスログ型費用関数

推計を実施するためには、2節のモデルにより具体的な関数型を与える必要がある。本稿では費用関数分析で最もポピュラーなトランスログ費用関数を用いることにする。具体的には仮定1, 2から導出された可変要素費用関数(1)式について、可変要素の数を  $n$  とし

$$\log c_v(p_1, \dots, p_n; A) = \alpha(A) + \sum_{i=1}^n \beta_i(A) \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij}(A) \log p_i \log p_j$$

と仮定する。ここで可変要素費用関数  $C_v$  が費用関数であるためには  $c_v$  が、

(C1) 1次同次性 ( $c_v$  は可変要素価格  $(p_1, \dots, p_n)$  に対して1次同次)

(C2) 単調性 ( $c_v$  は可変要素価格  $(p_1, \dots, p_n)$  に対して非減少関数)

(C3) 凹性 ( $c_v$  は可変要素価格  $(p_1, \dots, p_n)$  に対して Concave)

の3条件を満たす必要がある。(C1)の1次同次性は  $c_v$  のパラメータについて

$$\sum_{i=1}^n \beta_i(A) = 1, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij}(A) = 0, \quad \sum_{j=1}^n \gamma_{ij}(A) = 0$$

を満たすことを意味する。トランスログ費用関数を用いた実証分析では、通常、上記のパラメータ制約を仮定して推計を実施する。本稿でも(C1)の1次同次性を仮定し、また、可変コストシェアと可変費用関数の可変価格弾力性の同等性を示す(2)式を用いることで次のコストシェア関数を導出することができる。

$$\frac{p_i x_i}{C_v} = \beta_i(A) + \sum_{j=2}^n \gamma_{ij}(A) (\log p_j - \log p_1)$$

ここで  $i=2, \dots, n$  である。以下ではこのコストシェア関数を各可変コストシェアと各可変要素価格を用いて推計する。また、後述するように(C2)単調性と(C3)凹性の条件を用いて可変要素の推定を行う。

次に生産技術の変化について考えよう。分析の対象期間の1980-98年は日本経済にとって大きな変化が生じた期間であった。周知のとおり80年代は日本経済が絶頂期にあった時期であり、急激なインフレもなく高い経済成長が実現していた。しかし90年代には「失われた90年代」と形容される経済成長率がほとんどゼロとなる時代となった。80年代と90年代ではそれぞれの産業にお

いてもその生産技術や生産構造が大きく変化し費用関数のパラメータも変化した可能性が強い。また IT 技術の普及による経営、労働等への影響も考慮すべきであろう<sup>(2)</sup>。使用データでは IT 資本を明確に考慮しているため、技術変化についても明確に考慮する必要がある。生産関数では生産技術を  $A$  で表しているが、通常よく用いられるヒックス中立的な技術  $A_H$  を考えると本稿の生産能力関数  $S$  および稼働率関数  $G$  のフレームワークでは仮定 2 とあわせて

$$\begin{aligned} & G(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n; A_H) S(z_1, \dots, z_j, \dots, z_m; A_H) \\ & = A_H G^*(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n) S^*(z_1, \dots, z_j, \dots, z_m) \end{aligned}$$

となり費用関数のパラメータである  $\beta_i, \gamma_{ij}$  に対して何も影響を与えないことになる。しかしもしヒックス中立的でない技術進歩が実際に生じているならば、 $\beta_i, \gamma_{ij}$  に影響を与える可能性がある。IT 革新が日本経済に与えた影響を考慮すると、先験的にヒックス中立的な技術進歩を仮定する確固たる理由はないため、以下ではより一般的に非ヒックス中立的な技術進歩の可能性を仮定し、期間ダミーを含めたコストシェア関数

$$(3) \quad \frac{p_i x_i}{C_V} = \left( \beta_i + \sum_k \beta_{i,s_k}^I D_{i,s_k}^I \right) + \left( \sum_{j=2}^n \left( \gamma_{ij} + \sum_k \gamma_{ij,s_k}^S D_{ij,s_k}^S \right) \right) (\log p_j - \log p_1)$$

を実際に推計する最終的な回帰式とする。ここで  $D_{i,s_k}^I, D_{ij,s_k}^S$  はそれぞれ推計式の切片、傾きに対応する時点  $s_k$  まではゼロ、時点  $s_k$  以降は 1 の値をとる期間ダミーである。このダミーが有意であれば、時点  $s_k$  において非ヒックス中立的な技術進歩が生じたことを表すことになる。また推計では  $\gamma_{ij}$  の対称性も考慮する。

#### 4.2 可変要素の推計方法

3 節で説明した通り Nishimura and Shirai (2003) のデータは、資本を 5 系列（構造物、建物、輸送機械、機械・工具、IT 資本ストック）、労働を 4 系列（若年低学歴、若年高学歴、熟年低学歴、熟年高学歴）に分類しておりもしデータのすべての生産要素が可変要素であれば  $n=9$  となる。

生産要素の組合せすべてが可変要素である場合、4.1 節で述べた費用関数の必要条件である (C2) 単調性と (C3) 凹性の条件を満たさなければならない。本稿ではこの 2 条件を有意に満たす生産要素の組合せを可変要素の組合せと定義する。

実際の推計では推計の省力化や簡便性から (C2) 単調性と (C3) 凹性の条件を以下の定式化で分析する。

##### (C2) 単調性

可変要素費用関数  $C_V$  が可変要素価格  $(p_1, \dots, p_n)$  に対して非減少関数であることは、価格と費用の非負性およびシェパードの定理からコストシェア関数が非負であることと同等である。コストシェア関数の独立変数は対数であるため、任意の推定パラメータに対してコストシェア関数の値が負となる価格水準が必ず存在する。このため、単調性の検証では通常、利用可能なデータにお

いて有意にコストシェア関数が非負であることが検定できればよいとされており本稿でもそれに従うことにする。

### (C3) 凹性の条件

可変要素費用関数  $C_V$  が可変要素価格  $(p_1, \dots, p_n)$  に対して凹関数であることは、ヘッシアン  $H \equiv \left( \frac{\partial^2 C_V}{\partial p_i \partial p_j} \right)$  が<sup>(3)</sup> negative semidefinite ならば（価格データに依存して局所的に）凹関数であることを用いる。実際の推計では、推計プログラムの省力化・簡便性からヘッシアン  $H$  が（局所的に）凹関数である条件は、アレン宇沢の代替の弾力性行列  $(\eta_{ij})$

$$\eta_{ij} = \frac{C_V \cdot \frac{\partial^2 C_V}{\partial p_i \partial p_j}}{\frac{\partial C_V}{\partial p_i} \frac{\partial C_V}{\partial p_j}} \quad (4)$$

が negative semidefinite であることと同等であることを利用し  $(\eta_{ij})$  が negative semidefinite であることを検定している（詳細は Appendix 参照）。

## 4.3 Bonferroni Joint Tests

(C2) 単調性と (C3) 凹性の検定は、非線形不等号制約の複合検定であるため、等号制約検定の標準手法は利用できない。そのため本稿では、Bonferroni 不等式を利用した Bonferroni Joint Tests<sup>(5)</sup> を用いる。一般に  $A_i$  を事象とすると Bonferroni 不等式は

$$P\left(\bigcap_i A_i\right) \geq 1 - \sum_i P(A_i^c)$$

で与えられる。実際の推計では各事象  $A_i$  に対して (C2) 単調性と (C3) 凹性の各不等号条件が成立する不等号制約をそれぞれ指定し、その共通部分である  $\bigcap_i A_i$  が成立する確率の下限を  $P(A_i^c)$  の値に p-Value を用いることで求めた。各 p-Value の値は、パラメータの非線形関数の統計量を求める標準手法の Delta Method を利用して推計した。

以上の議論は、推計期間 (1980-98) の各年すべてに適用できるため、本稿では各19年間それぞれについて Bonferroni 不等式による下限の推計値計19個を求め、期間平均を導出している。

## 4.4 可変費用関数のパラメータ推計<sup>(6)</sup>

3節で説明したとおり、資本ストックでは5系列（構造物、建物、輸送機械、機械・工具、IT 資本ストック）、労働では4系列（若年低学歴、若年高学歴、熟年低学歴、熟年高学歴）のデータが利用可能である。これら9種類の生産要素を可変要素と短期固定要素に区分するためには、多数の組合せによるコストシェア関数の推計を行い、各組合せの推計パラメータから求めた可変費用関数が実際に (C2) 単調性と (C3) 凹性の条件を満たすかをチェックする必要がある。

しかし、その一方で、利用データは年次データで、各産業のサンプル期間は1980-98の19年間に限定されるデータ制約が存在する。しかも、産業ごとに生産技術が異なることが予想され各産

業別に推計を進める必要がある。

そこで可変要素の組合せを推計する一次アプローチとして、具体的には以下の方法を用いている。

(1) まず、生産要素それぞれ「短期固定性」の強さの順序を先験的に決定する。資本ストックについては、Fraumeni (1997) による米国の資本財償却年数の推計値を用いて、短期固定性が弱い順に、IT 資本（償却年数3～5年）、非IT 資本（機械・工具および輸送機械、償却年数8～15年）、構造物資本（構造物および建物、償却年数20年以上）と仮定した。労働データについては、一般に若年低学歴が最も可変的であると考えられるが、それ以上の仮定は想定しないことにする。

(2) 推計作業では、最も可変的な生産要素と考えられる IT 資本ストックを推計式における生産要素番号の1として扱う。実際、推計結果からも IT 資本が必ず可変要素であるとの仮定は妥当であることが示せる（5節参照）。

(3) 各産業ごとに、前掲した回帰式について、技術変化のない場合、つまり期間ダミーを用いない回帰式で推計を行い、推計パラメーターが(C2) 単調性と(C3) 凹性を満たしている可能性が高いかをチェックした。この段階では、(C2) 単調性と(C3) 凹性のチェックは、簡易方法として推定の対象を可変要素価格の期間平均値で評価した推定値の符号のみで行い、Bonferroni Joint Tests による検定は以下の(5)までの過程を経て選別された最終的な可変要素の組合せ候補に対してのみ実施している。推計方法はFIML（完全情報最尤法）を用いておりサンプル期間は1980-98の19年間である。この段階では技術進歩がないと仮定しており(C2) 単調性と(C3) 凹性を有意に満たす最終的な推計値を導くことは困難であるが、推計結果から妥当な生産要素の組合せを探っていくことになる。

(4) (3)の推計手順を五つの生産要素の組合せから開始し（詳細はNishimura and Shirai (2003)を参照されたい）、推計値の符号が不十分であればその生産要素の組合せに短期固定要素が含まれているサインとして、いずれかの生産要素を除いて再推計し、推計値の符号が妥当になるまでその作業を繰り返し、各産業ごとに可変要素の組合せを決定した。

(5) 技術進歩が生じていることを考慮するために回帰式に期間ダミーを入れて再び推計を行う。すべての定数項、傾きに対する期間ダミーをチェックすることはほぼ不可能であるため、実際の推計作業では1980年代、90年代それぞれ中頃に技術変化が生じたと仮定し、(C2) 単調性と(C3) 凹性の符号条件が満たされるかどうかによって可変要素の組合せを探った。

(6) 以上の作業から最終的に可変要素の組合せと考えられる候補にたいして Bonferroni Joint Tests による検定を実施し妥当性をチェックした。

## 5. 推計結果

### 5.1 産業別の可変要素

表 1は、Nishimura and Shirai (2003) の Table 4a を本稿用に書き換えたもので、前掲した方法論の(5)までを用いて求められた可変要素の組合せを産業ごとに示したものである（回帰推計値自体の詳細は Kurokawa et al. (2004) も参照されたい）。

可変要素の数は産業ごとに異なるが、事前に想定した「短期固定性」から判断するように推計結果は IT 資本と若年低学歴がすべての産業において可変要素であることが示されている。しかし、その一方ですべての産業において熟年低学歴労働者は短期固定生産要素となっている。その理由としては2つの可能性が考えられる<sup>(7)</sup>。一つは生産現場においては、(学歴でなく)長期にわたる経験が重要であり、従って長期にわたった経験を持つ、低学歴ながら長い経験を持つ低学歴熟年労働は、その育成に時間のかかる短期的固定要素、としてとらえられていた可能性である。これは日本の生産性を高める効果をもっていたと考えられる。これに対して、制度或いは慣行としてこうした低学歴熟年労働の調整費用が高く、そのため低学歴熟年労働が短期固定要素となっていた可能性もある。つまりこれは日本の労働市場が特に40歳以上の層での硬直性、流動性の乏しさを表しているとも考えられる。日本の終身雇用に転機が訪れて高年齢層のリストラが本格化したのは90年代の終盤であり、本稿の推計期間の多くにおいてはまだ40歳以上の層で労働市場では流動性は高くなかった。これはマクロ的に見ると労働生産性の低下要因となる。Nishimura and Shirai (2003) では熟年低学歴労働と生産性の相関関係について回帰分析が行われている。残念ながら二つの可能性のうちどちらが妥当かについての明確な結果は得られなかったが「短期固定性」の分析視点は日本の労働市場を分析する際にきわめて重要であると言える。

表 1

産業	可変要素の数	可変要素の種類
1 食料	3	IT, YL, YH
2 繊維	3	IT, YL, YH
3 紙パルプ	2	
4 化学	2	
5 窯業土石	2	
6 一次金属	2	
7 金属製品	3	IT, YL, YH
8 一般機械 (80年代)	2	
一般機械 (90年代)	3	IT, YL, YH
9 電気機械	3	IT, YL, YH
10 輸送機械	2	
11 精密機械	3	IT, YL, OH
12 建設	2	
13 卸小売	2	
14 金融保険 (95年以前)	2	
15 運輸通信	2	
16 サービス	3	IT, YL, OH

注) 出典：Nishimura and Shirai (2003)。IT は IT 資本，YL は若年低学歴，YH は若年高学歴，OH は熟年高学歴を意味する。可変生産要素の数が 2 の場合，その種類はすべて IT と YL であったため表中では省略した。

また，15産業（金融保険除く）のうち約半数にあたる7産業（一般機械（90年代）を含む）で，若年，熟年の違いがあるものの，高学歴労働が可変要素に含まれる結果が出ている。この結果は日本の長期雇用関係を考えると奇妙に映るかもしれない。このパズルを解決するヒントは「IT 革新」の進展による仕事自体の変化にあると考えられる<sup>(8)</sup>。80年代以降，すべての産業において旺盛な IT 投資が行われた。その結果，増大した IT 資本を稼働させることができるシステム・エンジニアなどの専門職（この職種は十分な教育投資が必要である可能性が高い）を必要とする割合が増加するはずである。そして，こうした専門職は，それまでの高学歴労働者と異なり，労働移動が容易な業種である。こうした IT 資本との親和性が高く，労働移動も従来より簡単になされる新しいタイプの高学歴労働者の大幅な伸びが，高学歴労働の可変性の裏にあると推定される（アレン宇沢の代替の弾力性の計測結果とその変化の分析についてはNishimura and Shirai (2003)を参照されたい）。

尚，資本ストックに関しては，IT 資本以外の 4 種類の資本（構造物，建物，輸送機械，機械・工具）すべてが短期固定生産要素に区分された。

## 5.2 Bonferroni Joint Tests の推計結果

可変生産要素が 3 種類になった産業は 7 産業（一般機械（90年代）を含む）である。その 7

産業のうち、系列相関の問題がある電気機械産業と90年代に可変生産要素が3種類となった一般機械を除いた5産業（食料、繊維、金属製品、精密機械、サービス）に対して Bonferroni Joint Tests を実施した結果を示したのが表2である（可変要素の数が2になった10産業（一般機械（80年代）を含む）については報告を省略した）。

表2

	食料	繊維	金属製品	精密機械	サービス
全推計期間：1980-98	94.2%	92.1%	83.3%	99.9%	98.8%
1980s: 1980-89	90.0%	85.0%	70.2%	99.8%	99.7%
1990s: 1990-98	99.0%	100%	97.8%	100%	97.8%
Sub-Period					
1980-84	81.5%	70.8%	59.5%	99.7%	99.7%
1985-89	98.4%	99.2%	81.0%	100.0%	99.7%
1990-94	99.0%	100.0%	97.9%	100.0%	97.8%
1995-98	99.0%	100.0%	97.8%	100.0%	97.8%

注) 帰無仮説：各可変要素シェアが非負であることと Concavity の複合仮説。数値はサンプル期間(1980-98)の各年について Delta Method で求めた p-Value および Bonferroni 不等式を用いて推計した確率の下限の期間平均値。

5産業とも可変生産要素が3種類であるため、(C2) 単調性の検定では3つのコストシェア関数、(C3) 凹性の検定では2次までの首座小行列式に関して推計パラメータと可変要素価格データを用いて Delta Method により p-Value を求め、Bonferroni 不等式から3つのコストシェア関数と2次までの首座小行列式すべてが符号条件を満たす確率の下限を各推計期間(1980-98)の19年間それぞれについて計測した。そして各期間の確率の下限の期間平均値を示したのが表2である。

5産業ともに90年代の推計値は良好な結果を得ている。反対に80年代前半の食料、繊維、金属製品の3産業については推計に改善の余地があると思われる。これら3産業は、いずれもIT資本のコストシェア関数の推計結果に問題があり、80年代前半に何らかの技術変化が生じた可能性を考慮して再推計を実施する必要がある。

## 6. 含意と結語

本稿では、Nishimura and Shirai (2003) で提示された可変要素の推定結果に対して Bonferroni Joint Tests を実施しその可変要素と短期固定要素の推定の妥当性を検証した。Nishimura and Shirai (2003) では生産関数を「生産能力関数」と「稼働率関数」との積に表現し、それぞれの関数が同次関数であるとの仮定を用いて、生産量と生産能力関数に依存しない可変コストシェアを導出している。さらにトランスログ可変費用関数を仮定して費用関数の必要条件である単調性と凹性から可変要素と短期固定要素を推定する方法を提示し、実際に日本経済(1980-98, 16産業)に適用している。しかし、その推定結果には検定が実施されておらず、課題が残されていた。

本稿では、Nishimura and Shirai (2003) で可変要素の種類が3種類となった7産業（食料、繊維、金属製品、一般機械（90年代）、電気機械、精密機械、サービス）うち5産業（食料、繊維、金属製品、精密機械、サービス）に Bonferroni Joint Tests を実施し、検定を実施した5産業については90年代の可変要素の推計結果は妥当であることが判明した。

以下では本稿および Nishimura and Shirai (2003) の推計結果と日本経済、特に「失われた90年代」と形容される90年代の低成長との関連性を、Nishimura and Shirai (2003) および西村 (2004) に基づいて考察してみよう。表3は Nishimura and Shirai (2003) の Table 7を用いて計測した16産業それぞれの短期固定費用が総コスト（＝可変費用＋短期固定費用）に占める割合を示したものである（短期固定費用の計測は仮定3を用いている。詳細は Nishimura and Shirai (2003) を参照されたい）。

表3

期間	短期固定費用が総コストに占める割合					(%)
	食料	繊維	紙パルプ	化学	窯業土石	
1981-89	61.7	64.0	78.5	79.3	75.3	
1990-98	67.1	73.5	82.0	83.8	80.7	
	一次金属	金属製品	一般機械	電気機械	輸送機械	精密機械
1981-89	81.0	60.3	71.6	48.5	69.3	56.8
1990-98	85.7	66.6	67.8	57.0	77.1	65.2
	建設	卸小売	金融	運輸・通信	サービス	
1981-89	71.6	66.9	50.1	72.6	65.6	
1990-98	79.0	77.2	n.a.	77.2	67.0	

注）出典：Nishimura and Shirai (2003) Table 7より推計

表からも明らかな通り、短期固定費用の割合は大きく（金融除く15産業全期間平均71.0%）さらに90年代にはその割合が増加している（15産業80年代平均69.7%から同90年代平均73.8%に増加）。つまり90年代には日本経済の短期固定費用化が進んだことになる。この原因の一つとしてはIT革新による仕事自体の構造変化と長期雇用を背景とした日本企業の調整メカニズムが考えられる<sup>(9)</sup>。

90年代、管理、企画、運営等のホワイトカラー的な作業へのIT化の影響は仕事の方法を大きく変化させるものであった（具体的なヒアリング調査を実施した中馬 (2001) では、旅行会社の海外旅行の企画造成では急速なIT化により全く仕事の方法が変化したことが報告されている<sup>(10)</sup>）。これまで日本の企業や労働者は、良好な取引関係や生産現場での改善により高品質な製品を生産するため、企業・労働者固有のノウハウや熟練を重視してきたと考えられる (Nishimura and Shirai (2003) では各産業の熟年高学歴労働者の比率と技術進歩率には弱いながらも正の相関関係があることが示されている)。

しかし90年代のIT化の進展によりこうした「暗黙の」技術・関係・知識等は、ソフトウェア

やネットワーク上のデータベース等に置き換えられ、これら「暗黙の」技術・関係・知識等に熟練していた労働者や「段取り」「情報収集」を担う中間管理職的な労働者の経営技術や手法を陳腐化させた。こうした事態に、多くの日本企業は過去の長期雇用のコミットメントを守ることを選択し、IT化により陳腐化した労働者を少なくとも短期的には従来と同じ賃金で雇い、事実上の「企業内失業」を容認した。そして長期雇用の枠組みを守りながら、陳腐化した「人的資本」を自然減と希望退職を通じて減少させ、それに応じて陳腐化した資本設備の廃棄と置き換えを進める「痩せ我慢」型の長期調整を選択した。

こうした「痩せ我慢」型の長期調整は、短期固定費用を増加させ結果的に企業収益を低下させることになった。短期固定費用の負担増により企業の収益が大幅な低下状況にある場合、公共事業のような量的な需要拡大の効果は小さいと考えられる。なぜなら企業の収益低下が大きい場合、公共事業のような需要増は企業業績の赤字幅を縮小するものの、企業業績を大きく向上させ企業投資の収益性を回復させ、誘発的な投資を起こし、それによって雇用を増加させ、生産を増加させる効果は小さいためである。<sup>(11)</sup>そして公共事業の需要誘発の短期的効果が小さい場合、総需要拡大の長期的な費用、すなわち財政赤字が拡大することの悪影響が大きくなることは、日本経済が90年代に経験したことである。「失われた90年代」を考察する上で、短期固定費用の存在と負担増加の経済効果を見捨てることはできないのである。<sup>(12)</sup>

最後に残された課題について触れることにしたい。本稿では可変要素の推定時には単調性と凹性の推定値の符号のみをチェックして推定し、推定作業を繰り返して選別された可変要素の組合せの最終候補に対してのみ検定を実施した。今後は可変要素の推定時にも検定を実施し、推定結果の精度を向上させたい。

## Appendix

可変費用関数は可変価格について1次同次なので、ヘッシアン $H \equiv \left( \frac{\partial^2 C_V}{\partial p_i \partial p_j} \right)$ 全体は1次従属となり、ヘッシアン $H$ 全体の行列式は0となる。よって可変要素の数が $n$ でヘッシアン $H$ が $n$ 次行列の場合、ヘッシアン $H$ がnegative semidefiniteであることを検定するには $n-1$ 次までの $k$ 次首座小行列式 $|H|_k (k=1, \dots, n-1)$ について $(-1)^k \times |H|_k > 0$ の符号条件を満たすことを検定すればよい。

本文4.2節に記述したとおり、ヘッシアン $H$ が(局所的に)凹関数である条件は、アレン宇沢の代替の弾力性行列 $(\eta_{ij})$

$$\eta_{ij} = \frac{C_V \cdot \frac{\partial^2 C_V}{\partial p_i \partial p_j}}{\frac{\partial C_V}{\partial p_i} \frac{\partial C_V}{\partial p_j}}$$

がnegative semidefiniteであることと同等であるため、アレン宇沢の代替の弾力性行列 $(\eta_{ij})$ がnegative semidefiniteであることを検定することで凹性を検定する。

トランスログ費用関数を仮定するとアレン宇沢の代替の弾力性  $\eta_{ij}$  は

$$\eta_{ij} = \frac{\gamma_{ij} + s_i s_j}{s_i s_j} \quad (i \neq j)$$

$$= \frac{\gamma_{ii} + s_i^2 - s_i}{s_i^2} \quad (i = j)$$

となる（ここで  $s_i \equiv \frac{P_i X_i}{C_v}$  とする）。ヘッシアン  $H$  の実際の推計値を計測することは困難であるが、アレン宇沢の代替の弾力性  $\eta_{ij}$  は実際の推計値を計測することが可能であり、かつ、凹性のチェックとともに代替補完の情報も計測でき推計の省力化が可能になる。アレン宇沢の代替の弾力性行列 ( $\eta_{ij}$ ) が negative semidefinite であることはその首座小行列式  $|\eta_{ij}|_k$  の推計値を計測し可変費用関数の単調性と共に Bonferroni Joint Tests により検定した。

#### 参考文献

- 中馬宏之 (2001) 「ホワイトカラー職場における IT 化のインパクト」尾高煌之助・都留康 (編) 『デジタル化時代の組織革新』第 7 章, 有斐閣
- 中村慎一郎 (2000) 「Excel で学ぶ産業連関表分析」エコノミスト社
- 西村清彦, 峰滝和典, 白井誠人, 黒川太 (2002) 「産業経済の変容」: 『ニューエコノミー』は日本に存在するか」奥野正寛, 新宅純二郎, 竹村彰通 (編) 『電子社会と市場経済—情報化と経済システムの変容』第 1 章, 新世社
- 西村清彦, 峰滝和典 (2004) 「情報技術革新と日本経済: 『ニューエコノミー』の幻を超えて」有斐閣
- 西村清彦 (2004) 「日本経済 見えざる構造転換」日本経済新聞社
- 宮川努・伊藤由樹子・原田信行 (2001) 「産業別 IT 投資と産業間の波及効果」『情報化と企業行動』日本経済研究センター, 41-71
- Basu, S., and Fernald, J., G. (1997) “Returns to Scale in U.S. Production: Estimation and Implications,” *Journal of Political Economy*, 105, 249-283.
- Fraumeni, B., M. (1997) “The Measurement of Depreciation in the U.S. National Income and Product Accounts,” *Survey of Current Business*, July, 7-23.
- Hall, R., E. (1990) “Invariance Properties of Solow’s Productivity Residual,” in P. Diamond (ed.), *Growth/Productivity/Unemployment*, Cambridge: MIT Press, 71-112.
- Hayashi, F. (2000) *Econometrics*, Princeton University Press.
- Kurokawa, F., K. Minetaki, K. G. Nishimura, and M. Shirai (2004) “Effects of Information Technology and Aging Work Force on Labor Demand and Technological Progress in Japanese Industries: 1980-1998,” in P. Onofri (ed.), *The Economics of an Ageing Population: Macroeconomic Issues*, Boston: Kluwer Publishing.
- Mittelhammer, R. (1999) *Mathematical Statistics for Economics and Business*, Springer-Verlag.
- Nishimura, K. G. and Shirai, M. (2003) “Can Information and Communication Technology Solve Japan’s Productivity-Slowdown Problem?” *Asian Economic Papers*, 2 (1), 85-136.
- Schreyer, P. (2000) “The Contribution of Information and Communication Technology to Output Growth: A Study of the G7 Countries,” *STI Working Papers*, OECD.
- Stiroh, K. J. (2001) “Are ICT Spillovers Driving the New Economy?” *Review of Income and Wealth*, 48 (1), 33-58.

## 注：

- (1) Basu and Fernald (1997) では、アメリカの製造業の長期における生産技術を表すのに規模に関して収穫一定の仮定は妥当であることを指摘している。
- (2) 西村峰滝 (2004) では一般に「IT 革命」は日本経済に対して大きく二つの波をもたらしたことが指摘されている。一つは、80年代中頃に生じた、製造業、特に機械工業を中心とした FA 化や CAD の導入、非製造業については卸小売業で POS、金融保険業で ATM や CD (現金自動支払機) の急激な導入である。二つめは、90年前半からのパソコンの企業オフィスへの大量導入の開始、および、93年以降のインターネットの普及である。これらの IT 革命はいわゆるホワイトカラーの労働を大きく変えることになり、さらに CRM (カスタマー・リレーションシップ・マネジメント) や SCM (サプライ・チェーン・マネジメント) ソフトウェアの導入により企業組織に多大な影響を与えたと考えられる。
- (3)  $(n \times n)$  の係数行列  $(\gamma_{ij})$  が negative semidefinite ならば価格データとは独立に大域的に凹関数となる (詳細は中村 (2000) を参照されたい)。実際の推計ではアレン宇沢の代替の弾力性行列  $(\eta_{ij})$  が negative semidefinite であることを満たす推計値を得ることの方が容易であるため、本稿ではアレン宇沢の代替の弾力性行列  $(\eta_{ij})$  を用いて凹性をチェックしている。
- (4) 証明は例えば Hayashi (2000) を参照されたい。
- (5) 詳細は例えば Mittelhammer (1999) を参照されたい。
- (6) 本節で説明した方法論は Nishimura and Shirai (2003) に基づいている。
- (7) 以下の議論は Nishimura and Shirai (2003) および西村 et al. (2002) に基づいている。
- (8) 以下の議論は Nishimura and Shirai (2003) および西村 (2004) に基づいている。
- (9) 以下の議論は西村 (2004) 第 5 章に基づいている。
- (10) 中馬 (2001) では旅行会社へのヒアリング調査の結果、海外旅行の企画造成では以下の変化が生じたことが報告されている。海外旅行の企画造成は、コンピュータ・システムがまだ導入されていない頃は、担当者が営業で培ってきた経験則や勘に頼らざるをえなかった。しかしながら、価格競争激化と IT 化の進展により、コンピュータによるデータ分析によって論理的に自社製品の弱点を解析しつつより魅力ある旅行素材を組み合わせた商品を迅速に提供していける人材への需要が増大した。その結果、1) 情報技術の発達膨大なデータベースの蓄積・分析のコストを飛躍的に減少させ、2) 観光地理や旅行素材に関する深い知識と顧客の購買行動に関する現場感覚を保有していた社員の希少価値を急速に低下させた。
- (11) さらに西村 (2004) 第 5 章では、消費に関しても「量的な需要不足」というより「質的に適正な供給不足」の状態にあり、消費を通じる乗数効果も小さかったことが指摘されている。
- (12) 西村 (2004) 第 6 章では「社会投資ファンド」等の日本経済に対する具体的な経済政策提言がなされている。

## 付記

本論文は高橋青天教授、増山幸一教授との共同研究プロジェクト「戦後日本経済の成長過程の実証研究」の成果の一部である。ただし、本論文の文責はすべて白井のみに帰属する。