

---

# 産業別技術進歩率の計測

## 不完全競争および短期固定費用を考慮した場合

白井 誠人

東京大学\*

本稿では、不完全競争と短期固定費用の存在が産業別技術進歩率の計測に与える影響を分析した。まず、組織の短期固定性をミクロ的基礎とする短期生産関数を仮定し、市場が不完全競争状態にある場合、資本成長率が労働等の資本以外の生産要素の成長率よりも大きいとき、超過利潤が平均して正であれば、従来の計測方式(ソロー残差)は技術進歩率を過小に推計している可能性が高いことを示した。次に、この結果に基づき回帰式を導出し、日本の産業レベルのマークアップ率(価格と限界費用の比率)および短期固定費用の大きさを推計した。この計測した推計値を用いて技術進歩率を再推計し、実際にどの程度のバイアスが生じているかを分析すると、全推計期間の1962-84年では従来計測方式には過小推計が発生しており、真の技術進歩率は従来方式による推計値の約1.27倍程度であるという結果が得られた。

### 1. はじめに

産業別技術進歩率についての既存の実証研究では、通常、完全競争、収穫一定の生産技術、および、生産要素の完全稼働が仮定されていることが多い(例えばKuroda and Jorgenson (1992))。しかし現実には、多くの産業は不完全競争の状態にあり短期の生産活動では実質的な固定性の存在が推定されるため、これらの要因を明示的に考慮していない推計方式を用いた場合、技術進歩率の推計結果にバイアスが発生している可能性がある。そこで本稿では、まず、不完全競争と短期固定費用のた

---

本稿の作成にあたり、黒田昌裕先生(慶應大学)、野村浩二助手(慶應大学)より貴重なデータの提供を受けました。本誌匿名レフリーからは数多くの重要な改良すべき点のコメント等、西村清彦先生(東京大学)からは全面的な御指導を頂きました。新保一成(慶應大学)、有賀健(京都大学)、大日康史(大阪大学)の各先生からも数々の御指導を頂きました。心より感謝申し上げます。ただし、本稿に誤謬が存在した場合、すべては筆者の責任であります。

E-mail: shirai@e.u-tokyo.ac.jp

めに、技術進歩率の従来計測方法（ソロー残差）に生じているバイアスの性質を分析する。特に、資本成長率が他の生産要素の成長率を上回る場合、超過利潤が平均して正（負）であるならば、従来計測方式は真の技術進歩率を推計できずに過小（過大）推計している可能性が高いことを示す。

以上の理論的分析を踏まえ、日本の産業について技術進歩率を再計測し、現実にとどの程度のバイアスが発生していたのかを実証分析することが本稿の第2の目的である。産業レベルのマークアップ率および短期固定費用係数を推計し技術進歩率を再計測すると、全推計期間（1962-84年）および急激な資本蓄積が生じていた高度経済成長期（1962-73年）においては、従来方式による推計値は下方偏向しており真の技術進歩率の平均値は従来推計値のその約1.27倍（全推計期間）、約1.35倍（高度経済成長期）程度であるという結果が得られる。

以下の構成は次の通りである。第2節では、短期固定費用と生産要素の可変稼働を考慮した生産技術を特定化し、完全競争、収穫一定、生産要素の完全稼働を仮定している従来計測方式と真の技術進歩率との関係を導出して従来方式に生じるバイアスの性質を分析する。第3節では、マークアップ率と短期固定費用を推計し、実際にどの程度、従来方式による技術進歩率の推計値にバイアスが生じていたのかを計測する。最後の第4節で本稿での主要結果についてまとめる。

## 2. 不完全競争、短期固定費用と技術進歩率の計測

論文の完備性のために、まず、技術進歩率の従来計測方式（ソロー残差）について簡単に説明し、次に、不完全競争と短期固定費用が計測に与える影響について分析する。

### 2.1 技術進歩率

複数の生産要素から単一の生産物が産出される生産技術

$$y_t = f(x_1, \dots, x_n, k_t; A_t) \quad (1)$$

を考える。ここで  $y_t$  は  $t$  時点での生産物、 $x_i$  は  $i$  番目の生産要素、 $k_t$  は資本ストック<sup>1</sup>、 $A_t$  は技術の水準を示す変数である。以下では、変数  $z$  を時間  $t$  について偏微

<sup>1</sup> ここでは資本ストックをスカラー変数として扱っているが、容易に分析を資本ストックが複数種類存在する場合に拡張できる。また同様に、多品目の生産物を産出する場合にも拡張可能である。

分した場合  $z$  と表記する。  $t$  時点における技術進歩率  $\theta_t$  は生産要素  $x_{it}$ ,  $k_t$  を所与としたときの生産量の上昇率だから

$$\theta_t = \frac{\dot{y}_t}{y_t} \frac{\dot{A}_t}{A_t}$$

と定義される。

## 2.2 技術進歩率の従来計測方式

従来 of 計測方式では、完全競争と収穫一定の技術が仮定されており生産関数  $f$  は生産要素  $x_{it}$ ,  $k_t$  について 1 次同次であると想定されていた。そのもとで企業は利潤を最大化すべく以下の様に生産量を決定する。

$$\max_{y_t} p_t y_t - C(y_t; q_{1t}, \dots, q_{nt}, r_t; A_t)$$

ここで  $q_{it}$ ,  $r_t$  は  $t$  時点の  $i$  生産要素の価格と資本レンタル料、  $C(y_t; q_{1t}, \dots, q_{nt}, r_t; A_t)$  は費用関数を意味し、生産技術 (1) を制約条件とする最小化問題

$$C(y_t; q_{1t}, \dots, q_{nt}, r_t; A_t) \equiv \min_{x_{it}, k_t} \left( \sum_{i=1}^n q_{it} x_{it} + r_t k_t \right) \quad s.t. (1)$$

により定義される。  $t$  時点の限界費用を  $\lambda_t = \alpha_{\lambda_t}$  とすると均衡条件は、

$$\frac{q_{it}}{\lambda_t} = \frac{\partial f}{\partial x_{it}}, \quad \frac{r_t}{\lambda_t} = \frac{\partial f}{\partial k_t}$$

$$p_t = \lambda_t$$

である。上式を用いると  $t$  時点の技術進歩率  $\theta_t$  は

$$\theta_t = \frac{\dot{y}_t}{y_t} - \left( \sum_{i=1}^n \frac{q_{it} x_{it}}{p_t y_t} \frac{\dot{x}_{it}}{x_{it}} + \frac{r_t k_t}{p_t y_t} \frac{\dot{k}_t}{k_t} \right)$$

となる。更に、完全競争と収穫一定の仮定のもとでは 1 から資本以外の生産要素分配率の総和を引いた値が資本分配率に等しいから技術進歩率の従来計測方式  $\theta_t^{old}$  は

$$\theta_t^{old} = \frac{\dot{y}_t}{y_t} - \left( \sum_{i=1}^n \frac{q_{it} x_{it}}{p_t y_t} \frac{\dot{x}_{it}}{x_{it}} + \left( 1 - \sum_{i=1}^n \frac{q_{it} x_{it}}{p_t y_t} \right) \frac{\dot{k}_t}{k_t} \right)$$

となる。

在する場合に拡張できる。また同様に、多品目の生産物を産出する場合にも拡張可能である。

### 2.3 短期固定費用と短期生産関数

前述した従来計測方式の定式化には、少なくとも2つの問題点が存在している。第1に、通常、生産設備や労働組織はある範囲の生産量に対応するように計画・設計されており、短期においては急速な調整が困難な点である。これは、無視することのできない短期固定費用の存在を示唆している。第2に、生産性の推計値は一般に景気変動と正相関（Procyclical）、つまり景気上昇期には生産性は上昇し後退局面では生産性は下降する点である（Hall（1990））。

以上の事実を踏まえ、近年、資本の準固定性、つまり資本は投資によって変化し短期においては固定と仮定することで固定費用の存在を定式化する研究が進展した（例えば Morrison（1992））。これらの研究は、短期においてはすべての資本は完全に固定されており、これに対してすべての労働力は完全に変更可能であると仮定されている。しかし、企業は今期においても機械工具等の資本を購入して生産に使用することは可能であり、そして、通常、企業は、可能な限りそのような購買行動をしている。一方、たとえ一時的に生産活動を停止する場合においても、短期において経営の管理や運営等を担当している労働者のすべてを解雇することは困難である。よって資本や労働は、ともに一度にすべてを変更調整することは困難であるが、たとえ短期においても完全に硬直的ではなく、部分粘着的と考えるのが適当であろう。この部分粘着性のために、短期的には完全稼働の状態と比較して、生産要素の稼働率低下状態がしばしば発生する。

さらに最近の研究（例えば Basu（1996））では、生産組織の短期調整が終了すれば、生産関数は新古典派的定式化で想定されているように収穫一定となることが示されている。これは明確な収穫逡増は短期的な現象であることを示している。

以上から、本稿では、資本の準固定性ではなく「生産組織の準固定性」を仮定し<sup>2</sup>新古典派的定式化の修正を行う。ここで生産組織とは生産設備や労働組織を含むもので、短期的には固定的と想定するため短期固定費用が発生し、また、平均費用の逡減が生じる。ただし、前述したごとく、生産組織の準固定性は資本と労働の固定性を意味しておらず、生産組織を所与とすれば、常に労働組織の再編成と同様に設備・機械類の再配置が可能であり資本、労働は短期においても可変である。そして、調整が完了し不確実性のない長期定常状態においては収穫一定の技術が実現し、新古典派的生産関数（1）と一致する産出-投入の関係が成立すると想定する。

<sup>2</sup> ただし、資本の準固定性と生産組織の準固定性は相互に排他的な関係ではない。生産組織の準固定性

ここで以上の生産組織の準固定性の特性を、最も簡単な方法で定式化するために短期生産関数を導入する。 $y_{i-1}^*$ を*t*期の企業の生産組織が生産可能な最大産出量とし、その水準は生産組織の硬直性のために*t*期には固定されており、*t*-1期に*t*期の水準を決定する必要があるとする。*t*期において企業はこの最大産出量を越えた生産量を産出することはできず、生産設備と労働者組織は最大産出量の生産に最適となるように設計・計画される。一方、たとえ生産活動を行わなくとも、設備と組織を維持するには*t*期の生産組織に対応した生産要素の投入が必要とする。以上の想定のもと、短期生産関数を

$$y_t = \{1 + \gamma\} f(x_{1t}, \dots, x_{nt}, k_t; A_t) - \gamma y_{i-1}^*$$

とする。ただし*t*期の生産量 $y_t$ は $y_{i-1}^* \geq y_t \geq 0$ で定義され、 $f$ は(1)式と同一、 $\gamma$ は技術から決定される変数で $\gamma \geq 0$ とする。

この定式化は、前述した想定を満たしていることが分かる。第1に非負の生産量を産出するためには、少なくとも

$$0 = \{1 + \gamma\} f(x_{1\min t}, \dots, x_{n\min t}, k_{\min t}; A_t) - \gamma y_{i-1}^*$$

を満たす生産要素の投入が必要である。これは短期固定費用の存在を意味している。ただし、固定投入量 $(x_{1\min t}, \dots, x_{n\min t}, k_{\min t})$ について代替を許容している点に注意されたい。第2に、調整が完了し不確実性のない長期定常状態においては、現実の生産量と最大産出量は一致し $y_{i-1}^* = y_t$ が実現する。よって $y_t|_{\text{steady state}}$ を長期定常状態の生産量とすれば、長期定常生産関数は、陰伏的に

$$y_t|_{\text{steady state}} = \{1 + \gamma\} f(x_{1t}, \dots, x_{nt}, k_t; A_t) - \gamma(y_t|_{\text{steady state}})$$

と定義され、それを $y_t|_{\text{steady state}}$ について解くと(1)式と同一な長期定常生産関数

$$y_t|_{\text{steady state}} = f(x_{1t}, \dots, x_{nt}, k_t; A_t)$$

を得る<sup>3</sup>。ただし短期においては将来に不確実性が存在しており、最大産出量は現実の生産が行われる1期前に決定する必要があるため、最大産出量を現実の生産量に設定することは通常はできない。企業にとっては、事後的には最大産出量が過大であったり過小であったりする可能性があり、来期の最大産出量の水準は、過剰な生

を想定した上で、資本の準固定性を定式化することは可能である。

<sup>3</sup> よって、本論文での定式化では、すべての生産要素の短期限界生産力が長期定常状態における限界生産力から一定の割合で乖離することを仮定していることになる。準固定要素モデルと比較した場合、この点において本定式化には特殊性がある。

産組織を選択した場合に生じる過小稼働の機会費用と、過小な生産組織を選択した場合に生じる販売機会の喪失の機会費用を比較考慮して決定される。

一般に最大産出量は観察不可能なため、実証分析を可能にすべく本稿では最大産出量  $y_{i-1}^*$  は Normal Output  $y_i^N$  (現実の産出量のトレンド推計値で代用) に比例し

$$y_{i-1}^* = \zeta y_i^N \quad (\zeta > 1) \quad (2)$$

が成立しているとする。  $\zeta$  は不確実性の大きさ等に依存し時系列で変動する変数であり、この仮定により短期生産関数は

$$y_i = f^*(x_{i1}, \dots, x_{in}, k_i; A_i, y_i^N) = (1 + \gamma) f(x_{i1}, \dots, x_{in}, k_i; A_i) - \gamma_0 y_i^N \quad (3)$$

となる。ただし  $\gamma_0 = \zeta \gamma$  で、本論文ではこれ以降、  $\gamma_0$  をパラメータとして扱うことにする<sup>4</sup>。

#### 2.4 不完全競争、短期固定費用と技術進歩率計測のバイアス

以下では、前節で説明した生産組織の準硬直性および短期固定費用が、技術進歩率の計測に与える影響について考察する。短期生産関数 (3) を仮定する場合、生産量は生産要素の投入だけでなく最大産出量の水準にも依存するため、既存の技術進歩率の定義 (産出成長率のうち生産要素の成長が寄与しない残差部分) をそのまま用いることは不適切である。しかし、生産技術は長期においては収穫一定になると想定しているため、最大産出量の成長率と産出成長率は長期には平均すれば等しい。この関係を用いて長期技術進歩率を「最大産出量成長率の平均が産出成長率の平均に等しくなる長期での、産出成長率のうち生産要素の成長率に帰属しない残差の平均上昇率」と定義する。

長期技術進歩率の定義を、短期生産関数  $f^*$  を用いて定式化しよう。 $\frac{\partial f^*}{\partial y_i^N} = \gamma_0$  であることに注意すると、  $f^*$  の対数値を時間について微分して  $T$  期間について平均をとれば

$$\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{\dot{y}_i}{y_i} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left[ \sum_{n=1}^n \frac{\partial f^*}{\partial x_n} \frac{\dot{x}_n}{y_i} + \frac{\partial f^*}{\partial k_i} \frac{\dot{k}_i}{y_i} \right] + \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{\partial f^*}{\partial A_i} \frac{\dot{A}_i}{y_i} - \gamma_0 \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{\dot{y}_i^N}{y_i} \quad (4)$$

を得る。  $T$  が十分大きい長期においては、最大産出量の平均成長率と産出成長率の平均値は近似的に等しいと想定されるため

<sup>4</sup>  $\gamma_0 = \zeta \gamma$  が時系列で変化する場合の推計は今後の課題としたい。

$$\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{\dot{y}_i^N}{y_i} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{y_i^N}{y_i} \frac{\dot{y}_i^N}{y_i^N} \approx \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{\dot{y}_i}{y_i}$$

が成立し、(4)式に代入すると

$$\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{\dot{y}_i}{y_i} = \left( \frac{1}{1+\gamma_0} \right) \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left[ \sum_{j=1}^n \frac{\partial f^*}{\partial x_{ij}} \frac{\dot{x}_{ij}}{y_i} + \frac{\partial f^*}{\partial k_i} \frac{\dot{k}_i}{y_i} \right] + \left( \frac{1}{1+\gamma_0} \right) \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{\partial f^*}{\partial A_i} \frac{\dot{A}_i}{y_i} \quad (5)$$

となる。上式右辺の最後の項が、産出成長率のうち生産要素の成長率に帰属しない残差の平均上昇率である。これより長期技術進歩率  $\theta|_{Long Run}$  を

$$\theta|_{Long Run} = \left( \frac{1}{1+\gamma_0} \right) \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{\partial f^*}{\partial A_i} \frac{\dot{A}_i}{y_i} \quad (6)$$

と定義する。

この定義の直観的な意味は次のようなものである。今、産出成長率は一定で不確実性が存在していない長期定常状態を考えよう。全期間において技術進歩率は等しいため (6)式は

$$\theta|_{Long Run} = \left( \frac{1}{1+\gamma_0} \right) \frac{\partial(1+\gamma)f}{\partial A_i} \frac{\dot{A}_i}{y_i}$$

となる。さらに長期定常状態の成長経路では、最大産出量と現実の生産量が等しい。これは、(2)式において  $\zeta=1$  が成立することを意味し、 $\gamma_0=\gamma$  が実現する。この関係を上式に代入すれば

$$\theta|_{Long Run} = \frac{\partial f}{\partial A_i} \frac{\dot{A}_i}{y_i}$$

となる。これは長期定常生産関数での技術進歩率である。つまり長期定常状態では(6)式で定義された技術進歩率は長期定常生産関数の技術進歩率に等しい。

長期技術進歩率は推計可能な経済変数を用いて記述することができる。企業は生産要素市場では価格を所与として行動するため、(短期)費用最小化条件

$$\frac{q_{it}}{\lambda_i} = \frac{\partial f^*}{\partial x_{it}}, \quad \frac{r_t}{\lambda_i} = \frac{\partial f^*}{\partial k_i}$$

が成立している。また、財市場は不完全競争状態にある可能性を考慮して財価格  $p_t$  は

$$p_t = \mu_t \lambda_i$$

とする。ここで  $\mu_t$  は限界費用  $\lambda_i$  に対するマークアップ率である。本稿では、マーク

アップ率を回帰式より計測される推計値として扱い、特定な（寡占）市場モデルを仮定しない。この点において本稿の定式化は一般性がある。

以上の条件および (5)、(6) 式から長期技術進歩率は以下の式で記述できる。

$$\theta_{Long Run} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[ \frac{\dot{y}_t}{y_t} - \frac{\mu_t}{1+\gamma_0} \left( \sum_{i=1}^n \frac{q_{it} x_{it}}{p_i y_t} \frac{\dot{x}_{it}}{x_{it}} + \frac{r_t k_t}{p_i y_t} \frac{\dot{k}_t}{k_t} \right) \right]$$

## 2.5 技術進歩率の計測に生じるバイアスの性質

技術進歩率の従来計測方式  $\theta_t^{est}$  と上式より、以下の関係式

$$\theta_{Long Run} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \theta_t^{est} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{\mu_t}{1+\gamma_0} - 1 \right) \left\{ \left( \sum_{i=1}^n w_{it} \right) \frac{\dot{k}_t}{k_t} - \sum_{i=1}^n w_{it} \frac{\dot{x}_{it}}{x_{it}} \right\} \quad (7)$$

を導出することができる<sup>5</sup>。  $w_{it}$  は第  $i$  生産要素分配率  $q_{it} x_{it} / p_i y_t$  である。上式より現実の産出量と Normal Output  $y_t^x$  の水準が等しくなる長期において超過利潤がゼロとなる条件  $\mu_t = 1 + \gamma_0$  が成立していれば、従来計測方式  $\theta_t^{est}$  にバイアスは発生しない。言い換えれば、参入障壁がなく企業の参入退出行動により超過利潤がゼロである場合、たとえ財市場が不完全競争状態にあり短期固定費用が存在していても、完全競争と収穫一定を仮定している従来計測方式にバイアスは発生しない。しかし現実には、超過利潤は常にゼロではない。よって技術進歩率の従来計測方式にはバイアスが発生している可能性があり、(7) 式より、バイアスの符号・大きさは 1) 市場の競争状態 2) 短期固定費用の大きさ 3) 資本成長率とその他の生産要素成長率の加重平均値の大小関係より決定されることが分かる。

<sup>5</sup> 長期技術進歩率と従来計測方式との関係を示している (7) 式の導出では、長期平均では産出量の実現値と Normal Output はほぼ同じであるとし期間  $T$  が大きい場合  $\sum_{t=1}^T \frac{y_t^x}{y_t} \approx 1$  が成立するとの仮定を用いている。

短期固定費用係数  $\gamma_0$  が有意でなく  $\gamma_0 = 0$  としている収穫一定産業 (CR 産業) では短期固定費用の存在による稼働率効果が存在していないが、マークアップ率が 1 と異なり超過利潤が長期平均で nearly zero でない場合、従来計測方式ではバイアスの存在が無視できない可能性がある。実際、実証分析の結果、CR 産業に区分される精密機械、サービス産業等にバイアスの存在が観察された (図 1、表 4 参照)。

### 3. 日本における産業別技術進歩率の再推計結果

#### 3.1 使用データ

推計に使用したデータは、日本の産業別技術進歩率推計の主要データである慶應義塾大学産業研究所データベース（Keio Economic Observatory Data Base, 以下KDBと略記）である（詳細はKuroda et al. (1997)やKuroda (1993)参照）。KDBは1)資本、労働のデータに加えてエネルギー投入と原材料投入についてもデータが完備しているため、マークアップ率や技術進歩率の推計には不適切と考えられる付加価値ベースの生産関数ではなく産出量ベースでの推計が可能となる点2)資本やそれ以外の生産要素の質的な変化が技術進歩率の計測に与える影響を十分に排除している点で、本稿の分析目的に特に相応しいデータベースである。本稿で実際に使用したKDBは、Kuroda(1993)で使用されているもので、推計期間は1960-85年、名目値とディビジア価格指数より構成され、産業分類は政府サービスを除くSNAベースの30産業である（表1参照）。また、KDBでは完全競争および収穫一定の技術を仮定しているが、資本サービス以外のデータについては、本稿で仮定した短期生産関数(3)式の形状より、そのまま流用することが可能である。ただしKDBの資本分配率の推計値には、完全競争および収穫一定の技術を仮定することで正当化される1から資本以外の生産要素分配率の総和を引いた値が用いられている。本稿では不完全競争および短期固定費用の存在を明示的に考察するため、KDBの資本分配率推計値は使用せずに資本ストックのレンタル料を標準的な推計式で計測し資本分配率を独自推計した<sup>6</sup>。

<sup>6</sup> 資本財のレンタル料 $r$ は以下の推計式で計測した(時間のインデックス $t$ は省略)。

$$r = \left( \rho + \delta - \pi_k^e \right) \times \frac{1 - ITC - \tau d}{1 - \tau} p_k$$

ここで $\rho, \delta, \pi_k^e, ITC, d, p_k$ は、名目利子率(利付電債利子率を使用)、資本減耗率(KDBデータを使用)、資本財の期待インフレ率(資本財価格の今前期移動平均で代用)、投資税額控除率(ゼロと仮定)、減価償却の割引現在価値(KDBデータを使用)および資本財価格指数(KDBデータを使用)である。 $\tau$ は実効法人税率で以下の推計式より計測した。

$$r = \frac{(u + v)(1 + \rho)}{1 + \rho + v}, \quad u = u_c(1 + u_i)$$

ここで $u, u_c, u_i, v$ は、統合法人税率、普通法人に対する法人税基本税率、法人住民税のうち法人税制標準税率、事業税率で、 $\rho$ は名目利子率(利付電債利子率を使用)である。

表1 KDB 30産業一覧

1 農林水産業	11 化学	21 自動車
2 鉱業	12 石油石炭	22 他輸送機械
3 建設業	13 ゴム製品	23 精密機械
4 食料品	14 皮革製品	24 その他製造
5 繊維	15 窯業土石	25 運輸通信
6 衣服	16 鉄鋼	26 電気ガス水道
7 木材・木製品	17 非鉄金属	27 卸・小売
8 家具・備品	18 金属製品	28 金融・保険
9 紙・パルプ	19 一般機械	29 不動産
10 出版・印刷	20 電気機械	30 サービス

### 3.2 マークアップ率の推計

産業レベルのマークアップ率は、Nishimura, Ohkusa and Ariga (1999) で開発された方法を用いた。以下、簡単に推計方法について説明しよう。KDB では各産業の生産要素は、資本サービス  $K$ 、労働  $L$ 、エネルギー  $E$ 、原材料  $M$  の 4 種類であるため短期生産関数  $f^*$  は、

$$Q_t = f^*(K_t, L_t, E_t, M_t; A_t, Q_t^x) = (1 + \gamma)f(K_t, L_t, E_t, M_t; A_t) - \gamma_0 Q_t^x$$

となる。 $f$  は長期定常生産関数、 $\gamma_0$  は短期固定費用の大きさを示す変数、 $Q_t^x$  は Normal Output である（推計では産出量トレンド推計値で代用）。 $f^*$  を規模の弾力性に関する恒等式と費用最小条件を用いて式変形し、 $\log(1+x) \approx x$  if  $x \approx 0$  より回帰式

$$\log([\alpha_k]_t + [\alpha_L]_t + [\alpha_E]_t + [\alpha_M]_t) = -\log \mu_t + \gamma_0 \frac{Q_t^x}{Q_t}$$

を得る<sup>7</sup>。 $[\alpha_k]_t$  は資本分配率  $r_t^k / p_t Q_t$ 、 $[\alpha_L]_t$  は労働分配率  $w_t^L / p_t Q_t$ 、 $[\alpha_E]_t$  はエネルギー分配率  $p_t^E E_t / p_t Q_t$ 、 $[\alpha_M]_t$  は原材料分配率  $p_t^M M_t / p_t Q_t$  である。

実際の推計式は 2 度の石油危機（1973、79 年）を考慮して、全推計期間（1962-84）<sup>8</sup> を 62-73 年、74-79 年、80-84 年に 3 分割、マークアップ率は各期間内では一

<sup>7</sup> 導出の詳細は、Nishimura, Ohkusa and Ariga (1999) を参照されたい。

<sup>8</sup> 使用した KDB の推計期間は 1960-85 年であるが、1) 独自推計した資本のレンタル料の計測に使用した利付電債利率が 1962 年以降から公表されており、2) 資本財価格の期待インフレ率に今期および前期の価格変化率の移動平均値を使用しているため、本稿での推計期間は 1962-84 年となる。

定と仮定し

$$\begin{aligned} & \log([\alpha_K] + [\alpha_L] + [\alpha_E] + [\alpha_M]) \\ &= -(\log \mu + d_1 \text{MarkupDUMMY1} + d_2 \text{MarkupDUMMY2}) + \gamma_0 \frac{Q_t^N}{Q_t} + u_{1t} \end{aligned} \quad (8)$$

とした。*MarkupDUMMY1*は、第1次石油危機(1973年)以降の構造変化に対応したダミーであり、*MarkupDUMMY2*は第2次石油危機(1979年)以降に対応したダミー、 $u_{1t}$ は誤差項である。また本稿では産出量のトレンド推計値  $Q_t^{\text{Trend}}$  で Normal Output  $Q_t^N$  を近似し  $Q_t^{\text{Trend}}$  はマークアップ率と同様の構造変化を考慮して回帰式

$$\begin{aligned} Q_t^{\text{Trend}} &= (Q_0 + m_1 \text{TrendDUMMY1} + m_2 \text{TrendDUMMY2}) \\ &+ (h_0 + h_1 \text{TrendDUMMY1} + h_2 \text{TrendDUMMY2}) \times t + u_{2t} \end{aligned}$$

により推計した。 $Q_0$ は定数、*TrendDUMMY1*、*TrendDUMMY2*は各石油危機(73、79年)以降の構造変化に対応したダミーであり、 $u_{2t}$ は誤差項である。結局、トレンドの推計では、傾きと切片の両者について1) 構造変化がない場合 2) 第1次石油危機後のみに構造変化が生じた場合 3) 第2次石油危機後のみに構造変化が生じた場合 4) 第1次、第2次の両石油危機後に構造変化が生じた場合の4通りを推計している。

以上を踏まえ、4通りのトレンドについて4通りのマークアップ率の回帰式、計16通りをすべて推計し、最終的に、次の2過程から回帰式によるマークアップ率の推計値を決定した。まず、トレンド4通りそれぞれに対して *MarkupDUMMY* の t 値からマークアップ率に74-79年、80-84年の両期間で変化が生じたかを判定し、有意なダミーのみを含むマークアップ率回帰式を決定する。この段階で計16通りのうち、4通りのマークアップ率回帰式が抽出された。

次に赤池の情報量基準(Akaike (1973))を用いて、4通りのマークアップ率回帰式から最適な回帰式を求め、マークアップ率推計値を確定した。なお、マークアップ率回帰式では、説明変数と誤差項  $u_{1t}$  との相関を考慮して説明変数の1期ラグを用いた操作変数法で推計している。

また、最終的に選択されたマークアップ率回帰式において短期固定費用  $\gamma_0$  が有意でない収穫一定の生産技術の場合には、マークアップ率推計式は

$$\mu_t = \frac{1}{[\alpha_K]_t + [\alpha_L]_t + [\alpha_E]_t + [\alpha_M]_t} + u'_{1t}$$

表 2 マークアップ率および短期固定費用係数の推計値 (1962-84)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	農林水産業	鉱業	建設業	食料品	繊維	衣服	木材・木製品	家具・備品	紙・パルプ	出版・印刷
産業区分	CR	区分不可	IR	IR	IR	IR	IR	IR	IR	IR
マークアップ率										
74-79での変化	有	有	有	有	有	無	有	有	有	有
80-84での変化	有	無	無	無	無	無	無	無	有	有
62-73	1.204	5.965	1.705	2.027	1.651	1.428	1.315	1.252	2.574	1.506
上方信頼限界(5%)	1.353	6.605	1.737	2.149	1.735	1.499	1.346	1.275	2.775	1.578
下方信頼限界(5%)	1.054	5.325	1.672	1.904	1.568	1.358	1.284	1.229	2.373	1.434
74-79	1.100	5.532	1.582	1.845	1.491	1.428	1.211	1.125	2.566	1.371
上方信頼限界(5%)	1.338	6.140	1.611	1.953	1.568	1.499	1.241	1.145	2.779	1.443
下方信頼限界(5%)	0.861	4.923	1.553	1.737	1.415	1.358	1.182	1.104	2.353	1.300
80-84	0.531	5.532	1.582	1.845	1.491	1.428	1.211	1.125	2.271	1.258
上方信頼限界(5%)	0.583	6.140	1.611	1.953	1.568	1.499	1.241	1.145	2.451	1.320
下方信頼限界(5%)	0.479	4.923	1.553	1.737	1.415	1.358	1.182	1.104	2.092	1.197
短期固定費用係数										
推計値	NA	1.766	0.484	0.569	0.492	0.383	0.246	0.093	0.902	0.310
±値	NA	6.623	10.825	3.919	3.965	3.232	4.312	2.148	4.678	2.628
トレンド										
74-79での変化	NA	無	無	無	無	無	無	無	無	無
80-84での変化	NA	無	無	無	無	無	無	無	有	有
	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	化学	石油石炭	ゴム製品	皮革製品	窯業土石	鉄鋼	非鉄金属	金属製品	一般機械	電気機械
産業区分	IR	IR	CR	IR	IR	IR	CR	IR	CR	CR
マークアップ率										
74-79での変化	有	有	有	無	有	有	有	有	有	有
80-84での変化	無	無	有	無	有	有	無	有	有	有
62-73	1.962	1.424	0.947	1.078	1.438	1.471	0.998	1.354	1.072	1.081
上方信頼限界(5%)	2.054	1.480	0.960	1.099	1.472	1.506	1.037	1.398	1.092	1.107
下方信頼限界(5%)	1.870	1.368	0.935	1.057	1.404	1.435	0.958	1.310	1.052	1.056
74-79	1.684	1.069	0.820	1.078	1.220	1.347	0.908	1.161	0.952	0.960
上方信頼限界(5%)	1.761	1.108	0.851	1.099	1.247	1.377	0.951	1.202	0.974	0.978
下方信頼限界(5%)	1.608	1.031	0.789	1.057	1.192	1.317	0.865	1.119	0.930	0.943
80-84	1.684	1.069	0.769	1.078	1.128	1.347	0.908	0.986	0.952	0.960
上方信頼限界(5%)	1.761	1.108	0.809	1.099	1.157	1.377	0.951	1.019	0.974	0.978
下方信頼限界(5%)	1.608	1.031	0.729	1.057	1.099	1.317	0.865	0.954	0.930	0.943
短期固定費用係数										
推計値	0.601	0.196	NA	0.165	0.280	0.351	NA	0.248	NA	NA
±値	5.487	2.267	NA	3.438	5.229	6.505	NA	3.231	NA	NA
トレンド										
74-79での変化	無	無	NA	無	無	無	NA	無	NA	NA
80-84での変化	無	無	NA	無	無	無	NA	有	NA	NA
	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
	自動車	他輸送機械	精密機械	その他製造	運輸通信	電気ガス水道	卸・小売	金融・保険	不動産	サービス
産業区分	CR	IR	CR	CR	IR	区分不可	CR	CR	区分不可	CR
マークアップ率										
74-79での変化	有	有	有	有	有	有	有	有	無	有
80-84での変化	有	有	有	有	無	有	有	無	有	無
62-73	1.079	1.158	1.005	1.048	2.305	0.902	1.126	1.358	4.453	1.136
上方信頼限界(5%)	1.106	1.189	1.018	1.056	2.534	1.021	1.189	1.441	4.889	1.161
下方信頼限界(5%)	1.052	1.127	0.992	1.039	2.075	0.783	1.064	1.275	4.017	1.111
74-79	0.985	1.058	0.868	0.931	1.887	0.713	0.976	1.179	4.453	0.940
上方信頼限界(5%)	1.013	1.090	0.910	0.956	2.066	0.764	1.045	1.213	4.889	0.960
下方信頼限界(5%)	0.958	1.026	0.825	0.907	1.709	0.663	0.907	1.144	4.017	0.920
80-84	0.926	0.905	0.790	0.878	1.887	0.713	0.901	1.179	3.316	0.940
上方信頼限界(5%)	0.955	0.929	0.831	0.896	2.066	0.764	0.941	1.213	3.642	0.960
下方信頼限界(5%)	0.897	0.880	0.749	0.860	1.709	0.663	0.861	1.144	2.991	0.920
短期固定費用係数										
推計値	NA	0.128	NA	NA	0.910	NA	NA	NA	NA	NA
±値	NA	2.115	NA	NA	3.901	NA	NA	NA	NA	NA
トレンド										
74-79での変化	NA	無	NA	NA	無	NA	NA	NA	NA	NA
80-84での変化	NA	有	NA	NA	無	NA	NA	NA	NA	NA

NA = 適用不可  
 (注) 産業区分のうち、IR は短期収増産業 (Short-run Increasing Returns)、CR は収増一定産業 (Constant Returns) を意味する。  
 区分不可はマークアップ率推計が不適切な産業を意味する。

となる。このため(8)式で推計した石油危機による構造変化と整合的になるように期間を分割して、要素分配率総和の逆数を期間内で平均することでマークアップ率を推計した。

以上の回帰式から得たマークアップ率の推計詳細が表2である。推計の結果、全30産業は3種類のタイプに分類される。第1のタイプは、短期固定費用の係数 $\gamma_0$ が有意な短期収穫逓増産業(Short-run Increasing Returns, IR産業)で全30産業のうち16産業(鉄鋼、化学、窯業土石、紙・パルプ、建設業など)が該当している。IR産業のほとんどの産業は、マークアップ率が全推計期間で1を有意に超えており市場は不完全競争状態であった。第2のタイプは短期固定費用の係数 $\gamma_0$ がゼロであることを棄却できない収穫一定産業(Constant Returns, CR産業)で11産業(電気機械、精密機械、自動車、農林水産業など)が該当している。第3のグループは、区分不可産業で3産業(鉱業、電気ガス水道、不動産)が該当している。これらの産業は、政府の補助政策(鉱業)や規制政策(電気ガス水道)、帰属家賃の取り扱いからデータが不適切(不動産)の理由によりマークアップ率の推計値が異常値となる産業である。

### 3.3 技術進歩率の再推計

表3に1984年の各産業の名目付加価値シェアをウエイトとする加重平均値(IR, CRおよびIR+CR産業=区分不可の3産業を除く27産業)を、図に全推計期間(1962-84年)で平均した技術進歩率の産業別推計値の棒グラフを、また、表4に3.2で推計した産業別マークアップ率および短期固定費用の係数 $\gamma_0$ を用いて技術進歩率期間平均値を修正計測した産業別の推計結果の詳細を記載した。なお各図表ともに、従来計測方式による推計値も併記し、図の下方には1962年(点線)および1984年(実線)の産業別名目付加価値シェアを線グラフで示してある。

図より、建設業やサービス業などGDPシェアが大きい産業では、修正方式による推計値の方が従来方式(ソロー残差)による推計値よりも大きいことが分かる。また表3より、区分不可の3産業を除く27産業(IR+CR産業)の全期間平均値では、約1.27倍程度、修正方式の推計値(1.090%)の方が従来方式の推計値(0.855%)よりも大きい。この結果は、加重ウエイトに1962年の名目付加価値シェアを用いても同様で、1962年ウエイトの場合、修正方式での推計値は従来方式の値の約1.3倍程度であった。

これらの推計結果は、従来方式では不完全競争と短期固定費用の存在が無視され

表3 技術進歩率の加重平均値（付加価値ウエイト，％）

	IR+CR	IR	CR
全推計期間(1962-84)平均			
修正方式	1.090	0.738	1.276
従来方式	0.855	0.480	1.054
62-73平均			
修正方式	1.978	1.507	2.226
従来方式	1.467	1.062	1.681
74-84平均			
修正方式	0.137	-0.083	0.253
従来方式	0.198	-0.140	0.377
GDP シェア(GDPは政府および非営利サービス含まず,%)			
1962	87.9	35.9	52.0
1984	87.0	30.1	56.9

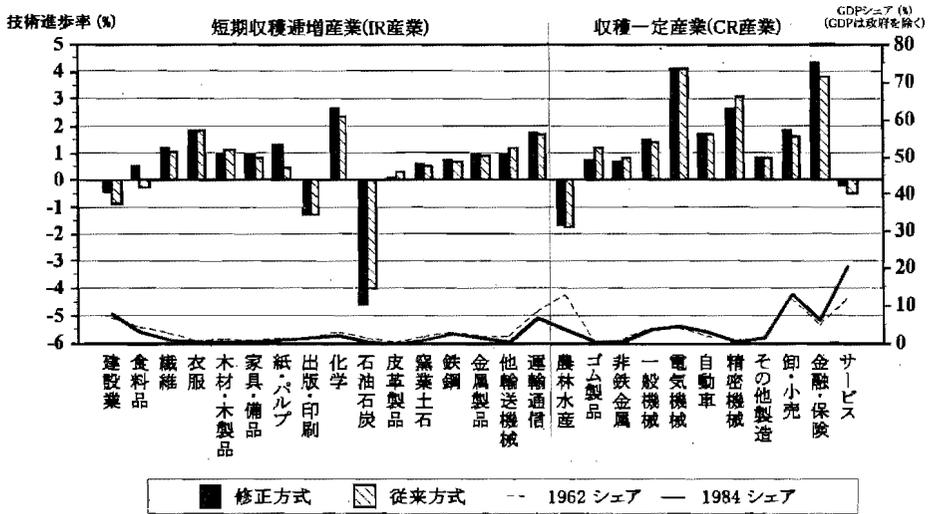
注)IRは短期収穫通増産業(16産業)、CRは収穫一定産業(11産業)を意味し、IR+CRは区分不可産業(3産業)以外の27産業を意味する。

表4 産業別技術進歩率 (1962-84年 %)

産業区分	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	農林水産業 CR	鉱業 区分不可	建設業 IR	食料品 IR	繊維 IR	衣服 IR	*材・木製品 IR	家具・禮品 IR	紙・パルプ IR	出版・印刷 IR
全推計期間										
修正方式	-1.676	4.952	-0.412	0.571	1.236	1.872	1.016	0.980	1.333	-1.270
従来方式	-1.703	1.806	-0.848	-0.289	1.080	1.837	1.111	0.804	0.479	-1.321
62-73										
修正方式	-0.811	7.755	-0.638	0.935	1.788	2.578	0.847	0.474	1.111	-1.420
従来方式	-1.219	2.527	-1.298	-0.437	1.486	2.505	0.885	0.241	0.248	-1.578
74-84										
修正方式	-2.611	1.976	-0.165	0.175	0.637	1.106	1.200	1.535	1.575	-1.106
従来方式	-2.228	1.026	-0.354	-0.127	0.639	1.114	1.358	1.422	0.732	-1.039
産業区分	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	化学 IR	石油石炭 IR	ゴム製品 CR	皮革製品 IR	窯業土石 IR	鉄鋼 IR	非鉄金属 CR	金属製品 IR	一般機械 CR	電気機械 CR
全推計期間										
修正方式	2.657	-4.536	0.774	0.087	0.598	0.747	0.670	0.979	1.526	4.114
従来方式	2.391	-3.958	1.236	0.318	0.572	0.664	0.839	0.929	1.456	4.092
62-73										
修正方式	3.640	-6.477	0.080	0.423	1.931	2.229	0.967	3.304	2.498	3.802
従来方式	3.242	-5.483	0.471	0.777	1.552	2.065	0.971	2.660	2.303	3.686
74-84										
修正方式	1.594	-2.372	1.537	-0.278	-0.836	-0.846	0.347	-1.498	0.477	4.456
従来方式	1.470	-2.267	2.076	-0.180	-0.486	-0.842	0.695	-0.926	0.540	4.537
産業区分	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
	自動車 CR	輸送機械 IR	精密機械 CR	その他製造 CR	運輸通信 IR	***** 区分不可	卸・小売 CR	金融・保険 CR	不動産 区分不可	サービス CR
全推計期間										
修正方式	1.755	1.004	2.663	0.832	1.779	-0.877	1.860	4.308	-0.658	-0.204
従来方式	1.705	1.197	3.128	0.816	1.722	-0.174	1.617	3.807	1.442	-0.512
62-73										
修正方式	3.024	3.858	3.907	0.566	3.499	1.384	2.343	6.090	0.242	1.169
従来方式	2.767	3.796	3.886	0.318	3.385	1.382	1.775	5.058	3.599	0.501
74-84										
修正方式	0.389	-2.021	1.323	1.123	-0.065	-3.287	1.335	2.398	-1.630	-1.681
従来方式	0.560	-1.564	2.306	1.362	-0.062	-1.844	1.444	2.459	-0.860	-1.606

注)産業区分のうち、IRは短期収穫通増産業(Short-run Increasing Returns)、CRは収穫一定産業(Constant Returns)を意味する。区分不可はマークアップ率推計が不適切な産業を意味する。

### 産業別技術進歩率 (1962-84年平均)



ているために、1962-84年の推計期間では計測値に下方バイアスが発生していたことを示している。下方バイアスが発生した主因は、推計期間では多くの産業で資本成長率がその他の生産要素の成長率を上回っており、また、平均して企業の超過利潤が正であったためである。

最後に、市場支配力と技術進歩率の関係について以下の2種類の仮説を検証してみよう。まず第1の仮説 Schumpeterian Perspective では、市場支配力によって企業に生産性向上のための投資行動を行う余力が発生するため、市場支配力と技術進歩率に正の相関関係を想定している。反対に、第2の仮説としては、市場支配力が大きいことは費用削減への圧力が小さくなることを意味するため、市場支配力と技術進歩率には負の相関関係を想定する場合である。

マークアップ率が推計期間内で変化している場合、各期間の比率をウェイトにした加重平均値を該当期間のマークアップ率として技術進歩率とマークアップ率の相関係数を推計すると、27産業全体については0.035(全期間1962-84年)、-0.003(1962-74年)、0.109(1974-82年)となり、いずれかの仮説を支持する推計結果は得られない。IR産業に限定した場合、0.314(全期間1962-84年)、0.146(1962-74年)、0.539(1974-82年)、CR産業の場合、0.412(全期間1962-84年)、0.433(1962-74年)、0.333(1974-82年)となり、明確な結論を下すことはできないが、一部において市場支配力と技術進歩率に正の関係を示唆する推計値が観察された。

## 4. 結び

本稿では、不完全競争と短期固定費用の存在を考慮した場合の技術進歩率の計測について考察した。その結果、第1に、多くの産業でマークアップ率（価格/限界費用で定義）は1よりも大きく市場は不完全競争の状態にあるが、完全競争から大きく乖離した状態ではないことが判明した。第2に、推計が有効な27産業のうち、収穫一定な技術である産業の名目付加価値シェアは1/2を超えており、有意に短期収穫逡増な技術を持つ産業の名目付加価値シェアは（政府サービスを含まない）名目GDPの約1/3であった。

マークアップ率と短期固定費用の推計値を用いて再計測した技術進歩率の推計値は、高度経済成長期の1962-73年平均では従来方式（ソロー残差）による推計値の約1.35倍で従来方式は過小推計であった。これは、たとえ市場支配力が大きくない場合でも、経済成長率が高い経済の技術進歩率を計測する際は、不完全競争と規模の経済性を考慮することは重要であることを示唆している。

## 参考文献

- Akaike, H. (1973) "Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle," In B. Petrov and F. Csake, eds., *Second International Symposium on Information Theory*, Budapest: Akademiai Kiado.
- Basu, Susanto (1996) "Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol.111, 719-751.
- Hall, R. E. (1990) "Invariance Properties of Solow's Productivity Residual," in Diamond, P., ed., *Growth/Productivity/Unemployment*, Cambridge: MIT Press, 71-112.
- Kuroda, M., and Jorgenson, D. W. (1992) "Productivity and International Competitiveness in Japan and the United States, 1960-1985" in Jorgenson, D., W., ed., *Productivity, Volume 2: International Comparisons of Economic Growth*, Cambridge: MIT Press, 387-417.
- Kuroda, M., K. Shimpo, K. Nomura, and N. Kobayashi (1997) *KEO Data Base - The Measurement of Output, Capital and Labor* -, Keio Economic Observatory.

- Kuroda, M. (1993) "The Measurement of Sectoral Capital Input," mimeo., Keio University.
- Morrison, C. J. (1992) "Unraveling the Productivity Slowdown in the U. S., Canada, and Japan: The Effects of Subequilibrium, Scale Economies and Markups," *Review of Economics and Statistics*, Vol.74, 381-393.
- Nishimura, K. G., Y. Ohkusa, and K. Ariga (1999) "Estimating the Mark-up over Marginal Cost: a Panel analysis of Japanese Firms 1971-1994," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 17, 1077-1111.