

Title	1990年代の日本の製造業TFP測定：産業構造, 規模の経済, 不完全競争, そして稼働率を考慮して
Sub Title	Measurement of Japanese manufacturing TFP in 1990s with structural changes, scale economies, imperfect competition, and capacity utilization
Author	宮野, 三千子(Miyano, Michiko) 黄, 仁相(Hwang, Insang)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2011
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.104, No.3 (2011. 10) ,p.411(59)- 439(87)
JaLC DOI	10.14991/001.20111001-0059
Abstract	<p>1990年代における日本のマクロ経済におけるTFP成長率低下の主な要因は、製造業のTFP成長率の低下である。推計された設備稼働率は最適稼働率から大きく乖離しており、このことは設備が過剰になっていることを意味している。稼働率と規模の効果はTFP成長率に大きなバイアスをかけており、特に稼働率の影響が顕著である。バブル経済の崩壊以降、需要の急激な減少に比べ生産設備は過剰になり、稼働率が低下し、それに伴ったTFP成長率の下落が90年代の日本経済の低迷の主な要因として考えられる。</p> <p>The main factor behind total factor productivity (TFP) growth rate declines in the 1990s Japanese macroeconomy is the TFP growth rate decline in manufacturing.</p> <p>Estimated capacity utilization rates differed greatly from optimal utilization rates, implying that facilities were in excess relative to usage.</p> <p>Capacity utilization rates and scale effects placed a large bias on TFP growth rates, and the effects from capacity utilization rates were particularly noticeable.</p> <p>Since the collapse of the bubble economy, compared to the sharp decline in the demand for production equipment, capacity utilization rates declined even more excessively, and the accompanying TFP growth rate decline may be considered as the main factor for Japan's economic downturn of the 90s.</p>
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20111001-0059

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

1990年代の日本の製造業 TFP 測定—産業構造, 規模の経済, 不完全競争, そして稼働率を考慮して—

Measurement of Japanese Manufacturing TFP in 1990s with Structural Changes, Scale Economies, Imperfect Competition, and Capacity Utilization

宮野 三千子(Michiko Miyano)

黄 仁相(Insang Hwang)

1990年代における日本のマクロ経済における TFP 成長率低下の主な要因は、製造業の TFP 成長率の低下である。推計された設備稼働率は最適稼働率から大きく乖離しており、このことは設備が過剰になっていることを意味している。稼働率と規模の効果は TFP 成長率に大きなバイアスをかけており、特に稼働率の影響が顕著である。バブル経済の崩壊以降、需要の急激な減少に比べ生産設備は過剰になり、稼働率が低下し、それに伴った TFP 成長率の下落が 90年代の日本経済の低迷の主な要因として考えられる

Abstract

The main factor behind total factor productivity (TFP) growth rate declines in the 1990s Japanese macroeconomy is the TFP growth rate decline in manufacturing. Estimated capacity utilization rates differed greatly from optimal utilization rates, implying that facilities were in excess relative to usage. Capacity utilization rates and scale effects placed a large bias on TFP growth rates, and the effects from capacity utilization rates were particularly noticeable. Since the collapse of the bubble economy, compared to the sharp decline in the demand for production equipment, capacity utilization rates declined even more excessively, and the accompanying TFP growth rate decline may be considered as the main factor for Japan's economic downturn of the 90s.

1990 年代の日本の製造業 TFP 測定

——産業構造, 規模の経済, 不完全競争, そして稼働率を考慮して——*

宮野 三千子
黄 仁 相

(初稿受付 2010 年 12 月 1 日,
査読を経て掲載決定 2011 年 10 月 20 日)

要 旨

1990 年代における日本のマクロ経済における TFP 成長率低下の主な要因は、製造業の TFP 成長率の低下である。推計された設備稼働率は最適稼働率から大きく乖離しており、このことは設備が過剰になっていることを意味している。稼働率と規模の効果は TFP 成長率に大きなバイアスをかけており、特に稼働率の影響が顕著である。バブル経済の崩壊以降、需要の急激な減少に比べ生産設備は過剰になり、稼働率が低下し、それに伴った TFP 成長率の下落が 90 年代の日本経済の低迷の主な要因として考えられる。

キーワード

失われた 10 年, 製造業の TFP 成長率, 規模の経済, 不完全競争, 設備稼働率, 準固定要素

I. はじめに

1990 年代の日本経済は「失われた 10 年」と呼ばれるように、長期に低迷を続けている。1980 年代の実質 GDP の成長率は、年平均 3.9% であったが、バブル崩壊以降の実質 GDP の成長率は、年平均 1.1% という極めて低い水準にとどまっている。この日本経済の長期低迷の要因がどこにあるかということについては、政策担当者や経済学者の中でも意見が分かれているところである。岩田・宮川編 (2003) はこれらの論争に関する 7 つの論文を紹介して失われた 10 年の真因を探っているが、論争は長期停滞の要因が供給サイドにあるとするか、需要サイドにあるとするかで大きく分かれている。供給サイドの問題を重視する林 (2003) は、1990 年代の労働時間の減少と全要素生産性成長率 (以下 TFP 成長率) の低下を指摘している。林氏は Hayashi and Prescott (2002) で使われた成長モデルで 90 年代におけるマクロ経済の TFP 成長率の低下を説明し、「トレンドからの乖離

* 慶應義塾大学の Public Economics Seminar での有益なコメントをいただいたことを心より感謝し上げる。

ではなく、トレンドそのものが低下しているので、とるべき政策は TFP の成長を回復させるような構造改革だ」と結論付けている。それに対して、宮川（2003）は、産業構造の転換も含めた供給サイドの議論が重要であるとし、産業別の TFP 成長率の計測を行っている。分析結果から、資本市場や労働市場での資源配分が非効率であることが TFP 成長率の鈍化を招いていることを指摘して、「1990 年代の米国のように経済構造を変えるほどの新しい技術革新とそれを背景とした産業の勃興が必要である」としている。

このように TFP 成長率の変化に着目して生産性の低下が経済低迷の一因であるとする議論は多くされているが、TFP 成長率の計算方法の違い、産業分類の違い、計測期間の違いによって、TFP 成長率の計測結果はさまざまである⁽¹⁾。特に、TFP 成長率の計算方法の違いは、TFP 成長率の計測結果に大きな影響を与えている。吉川（2003）は、「TFP には、需要の変動によって引き起こされたアウトプットの変化を反映している部分がかなり混在している」ことから、稼働率の重要性を指摘している。最近の研究では、稼働率の影響が大きいことは認識され、稼働率を考慮した TFP 成長率が計測されるようになった。深尾・権（2003）は、日本産業生産性データベース（内閣府経済社会総合研究所における『日本の潜在成長力の研究』ユニットの活動として作成され、JIP データベースと略称されている）を利用して、稼働率の変動と労働の質の変動を考慮してマクロ経済の TFP 成長率の変化を計測し、Hayashi and Prescott（2002）の計測結果との比較を行い、90 年代における TFP 成長率の低下の程度は小さいと説明している。

宮川（2003）が指摘するように、産業構造の転換は、マクロ経済の TFP 成長率の変動に大きな影響を与えていることから、産業別の TFP 成長率の変動に着目することは重要である。産業別の TFP 成長率を計測している最近の研究として、河井・乾（2003）、中島・粕谷・才田・種村（2004）、吉川・松本（2001）が挙げられる。河井・乾（2003）は、JIP データベースの非製造業を含む 84 部門のデータを基に、1970-98 年の期間における部門別の TFP 成長率を計測している。河井・乾（2003）は、労働の質を調整した労働投入、稼働率指標で調整した資本投入、実質中間投入を明示的に扱った実質総生産額を生産量として TFP 成長率を計測している。中島・粕谷・才田・種村（2004）は、1985-99 年の SNA 型産業連関表を 22 部門に集約したデータを基に、価格情報による TFP 成長率をセクター別に計測しているが、資本設備稼働率までは考慮していない。吉川・松本（2001）は、「国民経済計算」のデータを利用して付加価値ベースの産業別 TFP 成長率を計測しているが、資本

(1) TFP 成長率の計算方法の違いと研究例。①コブ・ダグラス型生産関数を想定し、付加価値をアウトプットとした TFP 成長率の計算：吉川・松本（2001）、内閣府（2002）、Hayashi and Prescott（2002）、西村・中島・清田（2003）。②トランス・ログ型生産関数を想定し、実質生産額をアウトプットとした TFP 成長率の計算：河井・乾（2003）。③資本、労働及び産業連関表の部門の財を投入として、コストバランス式を想定した価格情報による TFP 成長率の計算：中島・粕谷・才田・種村（2004）。④トランス・ログ型コスト関数を推計して TFP 成長率を技術進歩率、規模の経済効果及び稼働率変動効果に分解する方法：深尾・権（2003）。

と労働の分配率は分析対象期間を通じて一定としている。

このように稼働率を考慮した TFP 成長率の計測や産業レベルの TFP 成長率に注目した研究は行われているが、これらの研究の多くは「規模に関する収穫一定」と「完全競争」、「投入要素は即時調整可能」という 3 つの制約条件の下で容易に計測できる、Solow (1957) の残差と呼ばれる成長会計のフレームで計測を行っている。Morrison (1992) は、1960–81 年の期間で日本、米国、カナダの製造業の生産性成長率についての実証研究を行い、成長会計で一般的に設定されている 3 つの制約条件を緩めて TFP 成長率の計測を行い、制約条件によっていかに大きなバイアスが TFP 成長率にかかるかを示している。特に、設備稼働率と規模効果によるバイアスが大きいことを示している。Morrison (1989, 1990a, 1990b, 1992, 1993) は、単純な成長会計のフレームワークで設定されている制約条件によって生じる TFP 成長率へのバイアスの把握には、経済理論に基づいたフレームワークで TFP 成長率を計測する必要があることを示し、コスト関数と生産関数の双対理論 (Duality Theory) を基にしたコスト面 (Dual-side) からのアプローチが TFP 成長率の計測には適していると主張している。コスト面からのアプローチは、「完全競争市場」、「規模に関して収穫一定」という制約を必要とせずに TFP 成長率を計測できるうえ、短期コスト関数の特定化によって投入要素の短期的固定性の効果も TFP 成長率の計測に反映させることができる長所がある。Morrison (1992) は一般化されたレオンチェフ型のコスト関数を基に、費用を最小化する短期コスト関数を特定化して、資本や労働のような短期的固定性からくる稼働率の変動効果や、コストの規模弾力性の効果をパラメトリックな手法を用いて定量的に把握し、これによって標準的な成長会計のフレームで計算された TFP 成長率を持つバイアスの修正を行う方法を示した。

しかし、Morrison の提唱するコスト面からのアプローチは、パラメトリックな手法を必要とするため、利用されている研究例は少ない。Berndt and Fuss (1986) や Hulten (1986) は、パラメトリックな手法を用いずに資本のシャドー価値を計算する方法を示した。しかし、この方法では、規模効果をノン・パラメトリックに計算することは困難である。Morrison (1993) は簡単な線形回帰モデルを用いてコストのアウトプット弾力性と稼働率の効果を求める方法を提示しているが、稼働率の変動効果と規模効果の相互の影響に関しては考慮することができないという難点がある。

冒頭で紹介した河井・乾 (2003) は、パラメトリックな方法を用いず、公表されている稼働率を用いて資本を簡便に調整し、成長会計フレームで TFP 成長率を計測している。また、中島・粕谷・才田・種村 (2004) は価格面からのアプローチをとっているため、Dual な TFP 成長率を計測しているが、投入要素の短期的固定性からくる稼働率効果については考慮していない。深尾・権 (2003) は、企業データによるパラメトリックな分析として、1994–2001 年の「企業活動基本調査」の個票データを用いてトランス・ログ型コスト関数を推計した。また、TFP の変動を規模効果、稼働率効果、及び技術進歩に分解している。深尾・権 (2003) は、TFP の変動のうちかなりの部分が規模効果で説明でき、1994–2001 年の期間では技術進歩は、製造業全体で下落していると報告している

が、小規模企業のデータが含まれていないこと、かなり限定された期間であることから、1990年代のTFP成長率低下⁽²⁾についての議論には限界がある。

これらの先行研究では、TFP成長率に大きなインパクトを与えている稼働率効果や規模の効果を
取り除いた「真の」TFP成長率（技術進歩率）を把握することが重要であるにもかかわらず、TFP
成長率の計測が緻密に行われていない。そこで、本研究は、これらの先行研究を踏まえて、できる
だけ長期間の産業別データを用いて産業構造の変化による影響、規模の効果による影響、稼働率変
動による影響を分析し、1990年代のTFP成長率低下がどのようにして生じたかを究明することに
する。分析のフレームワークはMorrison（1992）に倣って、一般化されたレオンチェフ型の短期コ
スト関数を推計し、3つの制約条件を緩めたTFP成長率の計測を行う。本研究の特徴は、実質生産
額をアウトプットとした生産関数とDualな（短期）コスト関数からのアプローチによって、推計し
たパラメータから規模効果（コストのアウトプット弾力性）、稼働率（シャドー・コストと総コストとの
乖離分）、マークアップ率（価格/限界費用）を直接的に計測し、標準的な成長会計フレームで計測さ
れているTFP成長率が持つバイアスを取り除いて「真の」TFP成長率（技術進歩率）を計測して
いることである⁽³⁾。

河井・乾（2003）の報告によれば、1970年代・1980年代にマクロのTFP成長率の牽引役となっ
ていた製造業は、1990年代に入るとTFP成長率が著しく鈍化した。製造業は、GDPに占める割
合が大きく、TFP成長率の低下はマクロ経済へ与えるインパクトが大きい。そのため、製造業に限
定して分析することは十分に意味がある。1960年代の高度経済成長期以降、日本経済は1970年代
の石油危機を2度、1980年代半ば以降の円高不況とバブル崩壊を経験し、1990年代の長期低迷に
入った。1990年代における製造業のTFP成長率の低下の要因を探るためには、これらの経済環境
の変化が製造業にどのような影響を与えてきたかを製造業の部門レベルで把握することが重要であ
る。そこで、本研究では、分析対象期間を1973-98年とし、第1次石油危機から第2次石油危機の
影響が考えられる（1973-83年）期間、円高不況とバブル景気とされる（1983-91年）期間、バブル
崩壊以降（1991-98年）の期間の3つに分けて、製造業のTFP成長率の動向を分析する。

本研究では、製造業の部門レベルの分析を理論的フレームワークによって行った結果、1990年代
におけるマクロ経済のTFP成長率の低下の主な要因は、製造業のTFP成長率の低下であることが
明らかになった。推計された設備稼働率は、最適稼働率から大きく乖離しており、これは設備が過
剰になっていることを意味している。稼働率と規模の効果はTFP成長率に大きなバイアスをかけ

(2) 工業統計調査から製造業の規模別の付加価値シェアを見ると、従業者が50人以下の事業所が全体
の25~28%を占めている。製造業全体の姿は、小規模企業が含まれていないデータでの計測によっ
て大きく変わってしまう。

(3) 通常「稼働率」は、資本設備のフル稼働に対する現実の資本設備の稼働との比率で表されるが、コ
スト関数から推計される稼働率は最適（短期と長期の均衡状態）と現実との乖離で表す。

ており、特に稼働率の影響が顕著である。バブル経済以降、需要の急激な減少に比べ生産設備は過剰になり、稼働率が低下し、それに伴った TFP 成長率の下落が 90 年代の日本経済の低迷を説明している。TFP 成長率を用いて 1990 年代の経済低迷の要因について議論する場合には、マクロ経済レベルでの TFP 成長率の計測は意味を持たない。産業レベルの分析と緻密な計算に基づいて TFP 成長率を計測することが重要であり、バイアスを含む TFP 成長率での議論は、政策を大きく誤らせることにつながる。

論文の構成は以下のとおりである。まず次章では、本研究で用いた TFP 成長率計測の理論的フレームワークを説明し、III 章ではコスト関数の推計に利用したデータと計量モデルを紹介する。TFP 成長率の計測結果は、IV 章で製造業全体と各産業（軽工業、化学工業、金属工業、機械工業）の動向について分析する。最後に実証分析で得られた結果の要約と今後に残された課題について述べる。

II. TFP 成長率計測の理論的フレームワーク

TFP 成長率は、アウトプットの成長率から単純にインプット成長率を差し引いた「残余」として成長会計のフレームワークを用いて計測される。成長会計は、パラメトリックな推計を必要とせず、観測データのみで TFP 成長率が得られるので、広く一般に利用されている標準的な手法である。しかし、この TFP 成長率は、しばしば技術進歩率としてみなされているが、「残余」には直接的には観測できないいろいろな要素が含まれていることに注意しなければならない。特に、TFP 成長率を分析の対象とする場合には、TFP 成長率に含まれているいろいろな経済現象の影響を無視することはできないため、この標準的な手法を用いることは適切ではない。

代替的なアプローチとして双対理論（Duality Theory）に基づいたコスト面（Dual-side）からの TFP 成長率計測が提唱されている。コスト面からのアプローチは、生産者の行動を説明する経済理論に基づいて導かれるコスト関数を用いるため、コストへ与えるさまざまな経済現象の影響を個別に把握することができる。そこで、はじめに生産面（Primal-side）からの TFP 成長率計測として一般的に用いられている標準的な成長会計の理論的フレームをレビューし、本研究が基礎としている TFP 成長率の理論的フレームワークを明らかにしておくことにする。

A. コスト面から計測される標準 TFP 成長率

生産関数とインプット価格が所与であれば、コスト関数と生産関数との双対理論に基づき、生産コストを最小化するコスト関数を導出することができる。生産関数 $Y = f(\mathbf{v}, t)$ に対応する最小コスト関数を $C(\mathbf{p}, Y, t)$ と定義する（以降、最小コスト関数は単にコスト関数、最小コストは単にコストと称する）。ここで、 Y は、アウトプット、 t は、時間を代理変数とした技術進歩、 \mathbf{p} は、 j 個のインプット要素の価格 p_j を要素に持つベクトルである。インプットが全て可変と仮定すれば、コスト C

の時間変化は (1) 式で表される。

$$\frac{dC}{dt} = \sum_j \frac{\partial C}{\partial p_j} \frac{dp_j}{dt} + \frac{\partial C}{\partial Y} \frac{dY}{dt} + \frac{\partial C}{\partial t} \quad (1)$$

シェパードの補題により、 $\partial C/\partial p_j = v_j$ (v_j : コストを最小化するインプット j)。

(1) 式の両辺を C で割って整理すると、

$$\frac{\partial C/\partial t}{C} = \frac{dC/dt}{C} - \frac{\partial C}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{C} \cdot \frac{dY/dt}{Y} - \sum_j \frac{p_j v_j}{C} \frac{dp_j/dt}{p_j} \quad (2)$$

となる。Ohta (1975) に従って、総コストを $C = \sum_j p_j v_j$ とすると、総コスト C の成長率は (3) 式で表される。

$$\frac{dC/dt}{C} = \sum_j \frac{p_j v_j}{C} \frac{dp_j/dt}{p_j} + \sum_j \frac{p_j v_j}{C} \frac{dv_j/dt}{v_j} \quad (3)$$

(3) 式を (2) 式に代入し、規模に関して収穫一定 ($\varepsilon_{CY} = \frac{\partial C}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{C} = 1$) を仮定すると、コストの時間弾力性は (4) 式で表される。

$$\frac{\partial C/\partial t}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial t} = -\frac{\dot{Y}}{Y} + \sum_j M_j \frac{\dot{v}_j}{v_j} = \varepsilon_{Ct} \quad (4)$$

ここで、 M_j は、インプット j のコストにおけるシェア ($M_j = p_j v_j / C$) である。コストの時間弾力性を ε_{Ct} とすると、 ε_{Ct} は生産性変化に対応する削減コストの変化率を表している。さらに、完全競争市場を仮定すると、 $p_Y Y = MC \cdot Y = AC \cdot Y = C$ (MC : 限界費用, AC : 平均費用) となり、 $S_j = M_j$ である。したがって、(4) 式は (5) 式で表せる。

$$\varepsilon_{Ct} = -\frac{\dot{Y}}{Y} + \sum_j M_j \frac{\dot{v}_j}{v_j} = -\frac{\dot{Y}}{Y} + \sum_j S_j \frac{\dot{v}_j}{v_j} \quad (5)$$

符号を変えれば (4) 式と (5) 式は同値であり、 $\varepsilon_{Yt} = -\varepsilon_{Ct}$ が成立する。 ε_{Ct} は削減コストの変化率を表しているため、負符号をつけた $-\varepsilon_{Ct}$ はコスト面から計測される TFP 成長率を意味する。したがって、①完全競争市場、②規模に関して収穫一定、③インプットは可変、という 3 つの仮定の下では、生産面から計測される標準 TFP 成長率 ε_{Yt} とコスト面から計測される TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ は等しくなる。

すなわち、標準 TFP 成長率とは 3 つの仮定の下で計測される TFP 成長率を意味し、生産面、コスト面のどちらから計測されても「標準 TFP 成長率」である。

これらの 3 つの仮定の下では、アウトプットの成長率、インプットの成長率、及びインプット j のシェア S_j (あるいは M_j) から TFP 成長率が容易に計測できるため、通常はこの「標準 TFP 成長率」が TFP 成長率として扱われている。特に、資本ストックと労働のみをインプットとして計測する付加価値ベースの TFP 成長率は、資本分配率を (1-労働分配率) とすれば簡単に得られるため、多くの場合に利用されている。

しかし、Morrison (1990a, 1990b) は、これら 3 つの仮定を設定することが適切でない場合は、標準 TFP 成長率には無視できないバイアスが含まれることを指摘している。本研究では、TFP 成長率の分析を目的としているため、標準 TFP 成長率が含んでいるバイアスがどの程度であるかを把握し、このバイアス修正後の「真の」TFP 成長率を計測することが重要である。Morrison (1993) は、TFP 成長率の分析には、経済理論に基づいたコスト面からのアプローチが適していることを強調し、バイアスの大きさの把握と「真の」TFP 成長率の計測手順を示している。本研究では、Morrison (1990a, 1990b, 1992, 1993) に倣って、コスト面のアプローチによってバイアスの大きさを把握し、コスト面から計測される標準 TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ を修正して「真の」TFP 成長率を計測する。以下では、3 つの仮定が緩められた場合のバイアスとバイアス修正後の「真の」TFP 成長率を計測する。

B. 標準 TFP 成長率のバイアスと「真の」TFP 成長率

(1) 不完全競争市場の場合

市場が不完全競争であるとする、 $p_Y = MC$ は成り立たない。独占的生産者は、利潤最大化により、限界収入 MR と限界費用 MC が等しくなるように行動するため、マークアップ (p_Y/MC で表される) が起こる。完全競争でのマークアップ率は、 $p_Y/MC = 1$ であるが、不完全競争市場の下では $p_Y/MC = 1/(1 + \varepsilon_{PY})$ となる。⁽⁴⁾ ただし、 ε_{PY} は価格のアウトプット弾力性を表す ($\varepsilon_{PY} = \partial \ln p_Y / \partial \ln Y$)。不完全競争の下では、 $p_Y Y \neq MC \cdot Y$ により、 $S_j \neq M_j$ であるから前節で示された (5) 式は成立せず、 $\varepsilon_{Yt} \neq -\varepsilon_{Ct}$ となる。したがって、市場が不完全競争のときは、生産面から計測される TFP 成長率とコスト面から計測される TFP 成長率は等しくならない。

不完全競争市場においては、 ε_{Yt} と $-\varepsilon_{Ct}$ との乖離は $1 + \varepsilon_{PY} = MC/p_Y \neq 1$ によって起きるため、 S_j と M_j の関係は、 $S_j = M_j(1 + \varepsilon_{PY})$ で表される。マークアップの存在を考慮した生産面から計測される TFP 成長率を ε_{Yt}^M と表すことにする。 ε_{Yt}^M は、(6) 式で表され、2 つ目の等号の最後の項は生産面から計測される標準 TFP 成長率 ε_{Yt} が含んでいるバイアスを表している。

$$\varepsilon_{Yt}^M = -\varepsilon_{Ct} = \varepsilon_{Yt} - \varepsilon_{PY} \sum_j M_j \frac{\dot{v}_j}{v_j} \quad (6)$$

ただし、ここでコスト面から計測される TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ は、標準 TFP 成長率と異なり、すでにマークアップが内在している。

(2) 規模に関して収穫不定の場合

規模に関して収穫通増は、 $\varepsilon_{CY} \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} = \frac{\partial C}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{C} \right) < 1$ 、収穫通減は、 $\varepsilon_{CY} > 1$ で表される。これらをあわせて $\varepsilon_{CY} \neq 1$ の場合を規模に関して収穫不定と称する。規模に関して収穫不定の場合の

(4) 需要関数を $Y = D(p_Y, \rho)$ と定義すると、逆需要関数は $p_Y = D^{-1}(Y, \rho)$ となる。ここで、 ρ : アウトプットの需要曲線に影響する変数のベクトル。

コスト面から計測される TFP 成長率を $-\varepsilon_{Ct}^R$ で表すことにする。 $-\varepsilon_{Ct}^R$ は、(7) 式で表され、右辺の最後の項はコスト面から計測される標準 TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ が含んでいるバイアスを表している。

$$-\varepsilon_{Ct}^R = -\varepsilon_{Ct} - (1 - \varepsilon_{CY}) \frac{\dot{Y}}{Y} \quad (7)$$

(3) 準固定インプットを含む場合

標準 TFP 成長率の計測では、全てのインプットが可変であると仮定しているが、実際には資本ストックのように短期では固定、長期では可変となる準固定インプットが存在する。準固定インプットの存在によって、企業は常に最適な生産活動が行えるとは限らず、短期的には生産が均衡点（短期限界費用と長期限界費用が等しくなる点で、そこでは最適の生産が行われる）から乖離することがある。この状態は、設備稼働率 CU によって表される。企業調査などで得られる設備稼働率に関する指標は、一般に公表されている。公表されている設備稼働率 CU は、設備最大許容量に対する実際稼働量の比率で表されているので、 $CU \leq 1$ であり、フル稼働か過剰設備のいずれかで、設備の過剰稼働（すなわち設備不足）という状態は存在しない。Morrison (1985b) は、可変コスト関数を用いて、生産面とコスト面の両方から設備稼働率を推計する方法を示したが、コスト面からの CU が TFP 成長率計測のフレームワークの中で容易に導出できることを強調している。

生産面から見た設備稼働率 CU_Y は、実際のアウトプット水準 (Y) と均衡点（最適点）のアウトプット水準 (Y^*) との比率 $CU_Y = Y/Y^*$ で表される。 $CU_Y < 1$ は過剰設備を表し、 $CU_Y > 1$ は設備の過剰稼働を、 $CU_Y = 1$ は最適稼働状態を表す。一般に公表されている設備稼働率と類似しているが、 Y^* は最大ではなく最適水準であることが異なっている。最適水準 Y^* は、短期限界コストと長期限界コストが等しくなる点で求められる。

コスト面から見ると、生産点が均衡点から乖離していることは、準固定インプットの限界生産物価値が市場価格 p_k から乖離していることを意味している。市場価格 p_k に対応したシャドー価値 $Z_k = -\partial G/\partial x_k$ を定義することにより、コスト面から計測する設備稼働率 CU_c は、シャドー価値で評価したシャドー・コスト C^* と市場価格で評価した総コスト C との比率、 $CU_c = C^*/C$ で表される。総コスト関数とシャドー・コスト関数は、可変コストと固定コストの2つから構成されるので、それぞれ (8)、(9) で表される。

$$C = G(\mathbf{p}, Y, t, \mathbf{x}) + \sum_k p_k x_k \quad (8)$$

$$C^* = G(\mathbf{p}, Y, t, \mathbf{x}) + \sum_k Z_k x_k \quad (9)$$

ここで、 $G(\cdot)$ は、可変コスト関数、 \mathbf{x} は、 k 個の準固定インプット x_k を要素に持つベクトル、 p_k は、準固定インプット k の市場価格、 Y は、アウトプット、 t は、時間を代理変数とした技術進歩、 \mathbf{p} は、 j 個のインプット価格 p_j を要素に持つベクトルである。

コスト面から計測する設備稼働率 CU_c は (10) 式のようにコストの準固定インプット弾力性 ε_{Ck} で表される。⁽⁵⁾

$$CU_c = \frac{C^*}{C} = \frac{G(\mathbf{p}, Y, t, \mathbf{x}) + \sum Z_k x_k}{G(\mathbf{p}, Y, t, \mathbf{x}) + \sum p_k x_k} = 1 - \sum_k \varepsilon_{Ck} \quad (10)$$

$CU_c < 1$ は過剰設備, $CU_c > 1$ は設備の過剰稼働, $CU_c = 1$ は最適稼働を意味する。

標準 TFP 成長率では, インプットの全てが可変であり, 需要に応じてインプットが瞬時に調整されるという仮定の下に計測されている。そのため, 設備稼働率は, 常に最適な状態 ($CU_c = 1$) を仮定した TFP 成長率である。準固定インプットが存在する場合の TFP 成長率は, Morrison (1992) に従って, 以下の手順で把握できる。

総コスト C は, 可変インプット・コストと準固定インプット・コストの和であるから, 次のように (8) 式とは異なった表現ができる。

$$C = \sum_j p_j v_j + \sum_k p_k x_k \quad (11)$$

この式からコストの時間弾力性 ε_{Ct} は, Ohta (1975) に従って 2 つの総コストを表す (11) 式の両辺を時間で微分し, C で割ることで得られる。ここで得られる $-\varepsilon_{Ct}$ は, 準固定インプットの存在を考慮したコスト面からの TFP 成長率である。以下では, 標準 TFP 成長率と区別して $-\varepsilon_{Ct}^F$ で表すことにする。 $-\varepsilon_{Ct}^F$ は, (12) 式で表され, 標準 TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ との関係は (12) 式で示される。

$$-\varepsilon_{Ct}^F = -\varepsilon_{Ct} - (1 - \varepsilon_{CY}) \frac{\dot{Y}}{Y} + \sum_k \varepsilon_{Ck} \frac{\dot{x}_k}{x_k} \quad (12)$$

(12) 式は, 長期において収穫一定の場合, $\varepsilon_{CY} = 1 - \sum_k \varepsilon_{Ck}$ が成立するため, 次のように表せる。最後の項は, 標準 TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ に含まれるバイアスを表している。

$$-\varepsilon_{Ct}^F = -\varepsilon_{Ct} - \sum_k \varepsilon_{Ck} \left(\frac{\dot{Y}}{Y} - \frac{\dot{x}_k}{x_k} \right) \quad (13)$$

長期において収穫不定の場合は, ε_{CY} は $\varepsilon_{CY} = \varepsilon_{CY}^L \left(1 - \sum_k \varepsilon_{Ck} \right)$ と表される。ただし, ε_{CY}^L は, 長期コストのアウトプット弾力性を表し, $\varepsilon_{CY}^L \neq 1$ である。これを (12) 式に当てはめると, (12) 式は収穫不定と準固定インプットの両方が存在する TFP 成長率を表す。このときの TFP 成長率を標準 TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ と区別して, $-\varepsilon_{Ct}^T$ と表すことにする。 $-\varepsilon_{Ct}^T$ は, (14) 式で表され, 標準 TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ との関係を示している。

$$-\varepsilon_{Ct}^T = -\varepsilon_{Ct} - \left\{ 1 - \varepsilon_{CY}^L \left(1 - \sum_k \varepsilon_{Ck} \right) \right\} \frac{\dot{Y}}{Y} + \sum_k \varepsilon_{Ck} \frac{\dot{x}_k}{x_k} \quad (14)$$

(5) 総コスト関数は $C = G(\cdot) + \sum p_k x_k$ で表される。 Z_k は, 準固定インプット k のシャドー価値 ($Z_k = -\partial G / \partial x_k$) である。宮野・黄 (2011) を参照。

ここで、(14) 式から明らかなように、 $\varepsilon_{CY} = 1 - \sum_k \varepsilon_{Ck} = C^*/C = CU_c$ であるからコストのアウトプット弾力性 ε_{CY} は、長期で収穫不定の場合には、長期コストのアウトプット弾力性 ε_{CY}^L と設備稼働率 CU_c の積で表される。

$$\varepsilon_{CY} = \varepsilon_{CY}^L \left(1 - \sum_k \varepsilon_{Ck} \right) = \varepsilon_{CY}^L CU_c \quad (15)$$

3つの仮定（完全競争、規模に関して収穫一定、インプットは可変）のいずれか1つでも適切でない場合には、標準 TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ にはバイアスが含まれることがわかった。上記の手法を用いることにより、コスト面から計測される TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ に対してバイアスの修正を行い、「真の」TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}^T$ を得た。この修正された TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}^T$ に対応する生産面から見た TFP 成長率は、どのようになるだろうか。Morrison (1986) は、規模に関して収穫不定、準固定インプットを含む場合の生産面から計測される TFP 成長率を ε_{Yt}^T とすると、 ε_{Yt}^T と $-\varepsilon_{Ct}^T$ との関係が (16) 式で表されることを示した。⁽⁶⁾

$$\varepsilon_{Yt}^T = -\varepsilon_{Ct}^T / \varepsilon_{CY} = -\varepsilon_{Ct}^T / \varepsilon_{CY}^L CU_c \quad (16)$$

このことから、バイアス修正後の生産面から計測される TFP 成長率 ε_{Yt}^T は、技術進歩率を表すもの ($-\varepsilon_{Ct}^T$) と規模の経済によって変化するコストの変化率を表すもの ($1/\varepsilon_{CY}$) で構成されている。

これまでに、3つの標準的な仮定（完全競争、規模に関して収穫一定、可変インプット）の下で計測された標準 TFP 成長率と、仮定を緩めた場合に起こり得るバイアスを修正した「真の」TFP 成長率との関係を明らかにしてきた。以下では、バイアス修正後の「真の」TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}^T$ を「(真の) 技術進歩率」と称することにする。また、(真の) 技術進歩率と規模の経済によって生じるコストの変化率の2つからなる生産面からの TFP 成長率 ε_{Yt}^T を「補正 TFP 成長率」と称することにする。次章では、バイアス修正後の技術進歩率を基礎とした実証分析モデルを構築していく。

III. データと計量モデル

本章では、前章で述べたフレームワークに基づいて、TFP 成長率を計測するために使用するデータと計量モデルについて説明する。

(6) Ohta (1975) は、生産面で計測される技術進歩率 (λ_0) とコスト面で計測される技術進歩率 (λ_1) との関係が $\lambda_0 = \mu_1 \lambda_1$ で表されることを示した。ただし、 μ_1 は、コスト面の規模弾性値 (ε_{CY} の逆数)。Morrison (1986) はこれを基に、準固定インプットが存在する場合にも、この関係が成立することを示している。

A. データ

コスト面からの TFP 成長率の計測には、基本となる生産関数を $Y = Y(\mathbf{v}, t)$, 対応する最小コスト関数を $C = C(\mathbf{p}, Y, t)$ とした。分析に用いたデータは、アウトプット Y を実質付加価値ではなく実質総生産額 (gross output) とした。一方、インプットは、資本ストック、労働投入、及び中間投入とした。これらの数量・価格及び分配率データは、JIP データベースを利用した。JIP データベースは、1970-98 年の期間の非製造業部門を含む 84 部門の生産、要素投入などの年次データが整備されているが、推計上の問題により産業連関表の年次推計において 1971-72 年の 2 年間は対象から外されている⁽⁷⁾。そこで、本研究では、全てのデータが完備している 1973-98 年の期間における製造業 35 部門のデータを利用することにした。また、モデル推計に必要なその他のデータ (逆需要関数の推計に必要とする、金利、輸入品価格指数、消費者物価指数、失業率、人口) は日本銀行、総務省の統計データを利用した。

TFP 成長率の推計においては、製造業の個別 35 部門 (JIP データベースの分類) の年次データを用いる。しかし、分析に当たっては、製造業全体の動向及び製造業を 4 つの産業に分けて、産業別の TFP 成長率の動向も把握する。4 つの産業は、軽工業、化学工業 (化学、石油、石炭製品)、金属工業 (1 次金属、金属製品)、機械工業 (一般機械、電気機械、輸送機械、精密機械) とした。製造業全体及び産業別の数量・価格データの集計にはディビジア指数手法を用いる。製造業 35 部門と 4 工業の対応は表 1 に示すとおりである。

B. 計量モデル

TFP 成長率を分析するためには、コスト面からのアプローチが有益であることはすでに前章で示されている。さらに、準固定インプットの影響を明示的に扱う場合は、可変コスト関数 $G(\mathbf{p}, Y, t, \mathbf{x})$ を分析の基礎とすることにより、長期均衡点からの乖離を表す設備稼働率 CU_c が分析フレームワークの中で容易に推計されることも示されている。そこで、可変コスト関数 $G(\mathbf{p}, Y, t, \mathbf{x})$ の推計を行い、標準 TFP 成長率に影響を与える要因のインパクトを把握することにする。

(1) コスト関数の特定化

コスト関数の推計には、関数のアーギュメント間に制約のないフレキシブル型関数を用いることが望ましい。最近の研究で利用されているフレキシブル型関数の代表的なものはトランス・ログ型関数、2 次形式関数、及び一般化されたレオンチェフ型関数である。Morrison (1999) は、これら 3 つのフレキシブル型コスト関数の長所と短所を紹介して、関数型の選択は分析の主眼がどこにあ

(7) JIP データベースについては、深尾・宮川・河井・乾 (2003) を参照。特に、労働については、『経済分析』170 号の付録 CD-ROM にあるデータ (JIP2003 データベース) を利用しているため、労働時間は表示されていないが、労働投入の計算は賃金、労働時間、学歴などの質を調整したものである。JIP2006 以降のバージョンでは、マンアワー (労働者 × 労働時間) が掲載されている。

表 1 製造業の部門名称と産業分類

部門コード	部門名	産業コード	産業名
11	畜産食料品製造業	LL	軽工業
12	水産食料品製造業	LL	軽工業
13	精穀・製粉業	LL	軽工業
14	その他の食料品製造業	LL	軽工業
15	飲料製造業	LL	軽工業
16	たばこ製造業	LL	軽工業
17	天然繊維紡績業	LL	軽工業
18	化学繊維紡績業	LL	軽工業
19	織物・その他の繊維製品製造業	LL	軽工業
20	身廻品製造業	LL	軽工業
21	製材・木製品製造業	LL	軽工業
22	家具製造業	LL	軽工業
23	パルプ・紙・紙加工業	LL	軽工業
24	印刷・出版業	LL	軽工業
25	皮革・皮革製品・毛皮製造業	LL	軽工業
26	ゴム製品製造業	H1	化学工業
27	基礎化学製品製造業	H1	化学工業
28	化学繊維製造業	H1	化学工業
29	その他の化学工業	H1	化学工業
30	石油製品製造業	H1	化学工業
31	石炭製品製造業	H1	化学工業
32	窯業・土石製品製造業	LL	軽工業
33	製鉄業	H2	金属工業
34	その他の鉄鋼業	H2	金属工業
35	非鉄金属製造業	H2	金属工業
36	金属製品製造業	H2	金属工業
37	一般機械器具製造業	H3	機械工業
38	産業用電気機械器具製造業	H3	機械工業
39	民生用電気機械器具製造業	H3	機械工業
40	その他の電気機械器具製造業	H3	機械工業
41	自動車製造業	H3	機械工業
42	船舶製造業	H3	機械工業
43	その他の輸送用機械製造業	H3	機械工業
44	精密機械器具製造業	H3	機械工業
45	その他の製造業	LL	軽工業

るかによって決められるべきものであると主張している⁽⁸⁾。本研究では、準固定インプットの水準を
 アーギュメントに持つ可変コスト関数を推計することを目的にしている。そこで、将来的には、複
 数の準固定インプットとそれに伴う企業の投資行動も取り入れたダイナミックモデルへの拡張も視

(8) Morrison (1999), Chapter11.3. Functional Forms を参照。

野に入れて、一般化されたレオンチェフ型コスト関数を採用することにする。

Diewert (1971) によって提案された一般化されたレオンチェフ型コスト関数（以下では GL 型コスト関数と称する）は、 $C = Y \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} (p_i p_j)^{1/2} \right]$ で表される。Woodland (1975) と Diewert and Wales (1987) は、この GL 型コスト関数を拡張して技術進歩や規模の経済効果を取り入れた。Morrison (1988a, 1988b, 1988c) は、これらの拡張された GL 型コスト関数に準固定インプットの効果を明示的に表す拡張を行い、次に示す GL 型可変コスト関数を示した。

$$G = Y \left[\sum_i \sum_j \alpha_{ij} p_i^{0.5} p_j^{0.5} + \sum_i \sum_m \delta_{im} p_i s_m^{0.5} + \sum_i p_i \sum_m \sum_n \gamma_{mn} s_m^{0.5} s_n^{0.5} \right] \\ + Y^{0.5} \left[\sum_i \sum_k \delta_{ik} p_i x_k^{0.5} + \sum_i p_i \sum_m \sum_k \gamma_{mk} s_m^{0.5} x_k^{0.5} \right] + \sum_i p_i \sum_k \sum_l \gamma_{lk} x_k^{0.5} x_l^{0.5} \quad (17)$$

ここで、 p_i, p_j は、可変インプット i と j の価格、 x_k, x_l は、準固定インプット k と l のストック、 s_m, s_n はアウトプット (Y)、技術進歩を表す時間 (t)、準固定インプットへの投資 (Δx_k) 等々の外生変数である。

(17) 式は、複数の準固定インプットを持つことが可能であり、労働を準固定インプットとしている研究が多い。本研究では、(17) 式を基礎にして、可変インプットを労働と中間投入の 2 つ、準固定インプットは資本ストックの 1 つだけとして、次のように可変コスト関数を特定化する。

$$G(p_L, p_M, Y, t, K) = Y \{ (\alpha_{LL} p_L + 2\alpha_{LM} p_L^{0.5} p_M^{0.5} + \alpha_{MM} p_M) \\ + (\delta_{LY} p_L Y^{0.5} + \delta_{Lt} p_L t^{0.5} + \delta_{MY} p_M Y^{0.5} + \delta_{Mt} p_M t^{0.5}) \\ + (\gamma_{YY} Y + 2\gamma_{Yt} Y^{0.5} t^{0.5} + \gamma_{tt} t) (p_L + p_M) \} \\ + Y^{0.5} \{ (\delta_{LK} p_L K^{0.5} + \delta_{MK} p_M K^{0.5}) + (\gamma_{YK} Y^{0.5} K^{0.5} + \gamma_{tK} t^{0.5} K^{0.5}) (p_L + p_M) \} \\ + \gamma_{KK} K (p_L + p_M) \quad (18)$$

ここで、 $\alpha_{LL}, \alpha_{LM}, \alpha_{MM}, \delta_{LY}, \delta_{Lt}, \delta_{MY}, \delta_{Mt}, \delta_{LK}, \delta_{MK}, \gamma_{YY}, \gamma_{Yt}, \gamma_{tt}, \gamma_{YK}, \gamma_{tK}, \gamma_{KK}$ はパラメータ、 p_L, p_M は、労働と中間投入の価格、 Y は、アウトプット水準、 K は、資本ストック、 t は、技術進歩を表す。時間、総コスト C は可変コストと準固定コストの和、 $C = G(p_L, p_M, Y, t, K) + p_K K$ で表され、 p_K は資本ストックの市場価格である。

(2) パラメータ推計のシステム

a. インプット・アウトプット方程式

シェパードの補題より (18) 式から可変インプットである労働 (L)、中間投入 (M) の需要方程式が得られる。分散不均一性を緩和するためにアウトプット Y で割ると (22)、(23) 式で示されるインプット・アウトプット方程式が得られる。

$$\begin{aligned}
\frac{L}{Y} &= \frac{\partial G}{\partial p_L} \cdot \frac{1}{Y} \\
&= \{\alpha_{LL} + \alpha_{LM} p_M^{0.5} p_L^{-0.5} + \delta_{LY} Y^{0.5} + \delta_{Lt} t^{0.5} + \gamma_{YY} Y + 2\gamma_{Yt} Y^{0.5} t^{0.5} + \gamma_{ttt}\} \\
&\quad + Y^{-0.5} \{\delta_{LK} K^{0.5} + \gamma_{YK} Y^{0.5} K^{0.5} + \gamma_{tK} t^{0.5} K^{0.5}\} + Y^{-1} \gamma_{KK} K \\
\frac{M}{Y} &= \frac{\partial G}{\partial p_M} \cdot \frac{1}{Y} \\
&= \{\alpha_{MM} + \alpha_{LM} p_L^{0.5} p_M^{-0.5} + \delta_{MY} Y^{0.5} + \delta_{Mt} t^{0.5} + \gamma_{YY} Y + 2\gamma_{Yt} Y^{0.5} t^{0.5} + \gamma_{ttt}\} \\
&\quad + Y^{-0.5} \{\delta_{MK} K^{0.5} + \gamma_{YK} Y^{0.5} K^{0.5} + \gamma_{tK} t^{0.5} K^{0.5}\} + Y^{-1} \gamma_{KK} K
\end{aligned} \tag{19}$$

b. アウトプットに対する逆需要関数

需要関数 $Y = D(p_Y, \boldsymbol{\rho})$ の逆需要関数, $p_Y = D^{-1}(Y, \boldsymbol{\rho})$ を Park and Kwon (1995) に倣って次のような線形関数で表す。⁽⁹⁾

$$p_Y = D^{-1}(Y, \boldsymbol{\rho}) = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 p_{IM} + \beta_3 UN + \beta_4 POP \tag{21}$$

ここで, $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ はパラメータを, $\boldsymbol{\rho}$ はアウトプットの需要に影響を与える変数のベクトルを表している。また, p_Y は生産物価格, p_{IM} は輸入品価格, UN は失業率, POP は人口を表している。

c. 利潤最大化条件

利潤最大化条件は, 市場が不完全競争の下では, 限界収入 (MR) と限界費用 (MC) が等しくなる場合である。

$$MR = D^{-1}(Y, \boldsymbol{\rho}) + Y \cdot \partial D^{-1}(Y, \boldsymbol{\rho}) / \partial Y = MC \tag{22}$$

ただし, 限界費用 MC は, (18) 式より次のように表される。

$$\begin{aligned}
\frac{\partial G}{\partial Y} &= \{(\alpha_{LL} p_L + 2\alpha_{LM} p_L^{0.5} p_M^{0.5} + \alpha_{MM} p_M) + (\delta_{Lt} p_L t^{0.5} + \delta_{Mt} p_M t^{0.5}) + \gamma_{tt}(p_L + p_M)\} \\
&\quad + 2Y \gamma_{YY} (p_L + p_M) + 1.5 Y^{0.5} \{\delta_{LY} p_L + \delta_{MY} p_M + 2\gamma_{Yt} t^{0.5} (p_L + p_M)\} \\
&\quad + 0.5 Y^{-0.5} \{\delta_{LK} p_L K^{0.5} + \delta_{MK} p_M K^{0.5} + \gamma_{tK} t^{0.5} K^{0.5} (p_L + p_M)\} + \gamma_{YK} K^{0.5} (p_L + p_M)
\end{aligned} \tag{23}$$

(18) 式の可変コスト関数 $G(p_L, p_M, Y, t, K)$, 及び (22) 式の逆需要関数 $D^{-1}(Y, \boldsymbol{\rho})$ のパラメータは, (19), (21), (21), (22) の4つのシステム方程式 (内生変数 Y を含む同時方程式) によって推計する。

(9) Park and Kwon (1995) は, 逆需要関数を次のように6つの変数を用いた線形式で定義している。しかし, 本研究では統計的に有意な結果が得られなかったため, 利子率 r と時間 t は変数から除外した。

$$p_Y = D^{-1}(Y, \boldsymbol{\rho}) = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 p_{IM} + \beta_3 UN + \beta_4 POP + \beta_5 r + \beta_6 t$$

d. 資本のシャドー価値 (Z_K)

シャドープライスの計算式

$$Z_K = -\frac{\partial G}{\partial K} \\ = 0.5K^{-0.5}\{(\delta_{LK}p_L + \delta_{MK}p_M)Y^{0.5} + (\gamma_{YK}Y^{0.5} + \gamma_{tK}t^{0.5})(p_L + p_M)Y^{0.5}\} + \gamma_{KK}(p_L + p_M)$$

Z_K は、短期可変コスト関数 $G(\cdot)$ のパラメータを推計した後、推計されたパラメータを用いて計算する。限界費用 MC が可変費用関数 $G(\cdot)$ を Y で偏微分したものととして (23) 式に示されているように、 Z_K についても、(18) 式を準固定資本インプット (K) で偏微分したもの ($Z_k = -\partial G/\partial x_k$) を展開すればパラメータと入力データで計算することができる。

(3) パラメータの推計

パラメータ推計には、1973-98年の期間の製造業35部門のデータをプールして行うが、産業によってパラメータが異なる可能性を考慮して、4つの工業別（軽工業、化学工業、金属工業、機械工業）のパラメータ推計も行う。内生変数を含むシステムの推計には、一般的に反復三段階最小二乗法 (IT3SLS) が用いられることが多い。また、最近では、Hansen (1982) によって開発された GMM 推定法 (Generalized Method of Moments) がより有効な推定値が得られるとして用いられている。GMM 推定法は、方程式ごとに異なった操作変数を用いることができるうえ、誤差の条件付不均一分散性と系列相関を認めているため、かなり有効な推定法である。誤差項に系列相関がなく、各方程式に用いられる操作変数が同じ場合、推定されるパラメータは、IT3SLS の推定結果と一致する。本研究で用いたデータには、誤差に系列相関が認められるため、GMM 推定法を用いることが望ましいと考えられる。製造業全体のパラメータ推計を IT3SLS 法と GMM 推定法の両方で行った結果を表2に示す。ここで、操作変数には、システムの外生変数とそれら外生変数の1期ラグを用いた。

推定結果を比較すると、両手法ともに統計的に有意ではないパラメータが見られるが、全体的には GMM 推定法による結果の方がより良好と言える。しかし、GMM 推定法を工業別のデータに用いる場合、サンプル数が少ないケースではパラメータが推定できない場合がある。そこで、製造業全体及び4つの工業別のパラメータ推計値が得られる IT3SLS 推定法を採用してモデルの推計を行うことにした。⁽¹⁰⁾ 得られた推定値から、コスト ($C = G(\cdot) + p_K K$)、需要 ($p_Y(\cdot)$)、資本のシャドー価値 (Z_K)、限界費用 (MC) が計算され、標準 TFP 成長率のバイアスを修正するための調整因子 (ε_{CY}^L , CU_c , ε_{CY} , p_Y/MC) が計算できる。ただし、標準 TFP 成長率 ($-\varepsilon_{Ct}$) は II 章で示した (5) 式によって計算される。

(10) 産業別のパラメータ推定結果は、この論文では報告しないが、提出可能である。

表2 パラメータの推計結果（全製造業）

パラメータ	IT3SLS 推定		GMM 推定	
	推定値	t 値	推定値	t 値
α_{LL}	0.4953	8.89	0.4790	20.18
α_{LM}	-0.1209	-3.51	-0.1110	-9.42
δ_{LY}	0.0000	1.30	0.0000	1.36
δ_{Lt}	-0.0497	-4.23	-0.0396	-4.74
γ_{YY}	-0.0000	-4.22	-0.0000	-8.79
γ_{Yt}	0.0000	1.01	0.0000	1.26
γ_{tt}	0.0019	1.32	0.0009	0.97
δ_{LK}	0.1293	4.25	0.1089	5.51
γ_{YK}	-0.0000	-2.99	-0.0000	-4.16
γ_{tK}	-0.0148	-2.92	-0.0157	-5.08
γ_{KK}	-0.0362	-3.95	-0.0335	-6.94
α_{MM}	0.9134	26.03	0.8871	48.66
δ_{MY}	0.0000	0.70	0.0000	1.20
δ_{Mt}	-0.0067	-0.60	0.0024	0.32
δ_{MK}	0.0101	0.35	-0.0041	-0.24
β_0	-1.4271	-7.82	-1.5967	-15.33
β_1	-0.0000	-7.79	-0.0000	-12.35
β_2	0.0020	13.36	0.0020	24.84
β_3	-0.0345	-3.23	-0.0370	-5.97
β_4	0.0000	11.91	0.0000	22.70

注：1973-98年の期間における製造業35部門の年次データをプールして用いた。

IV. 製造業における産業別 TFP 成長率の動向

TFP 成長率は、一般的に行われている3つの仮定（完全競争市場、規模に関して収穫一定、即時調整可能な可変インプット）を設定して標準 TFP 成長率（ $-\varepsilon_{Ct}$ ）を計測する。次に、推定されたコスト関数のパラメータを用いて、上に述べた3つの仮定を緩めた場合に起こり得る TFP 成長率へのバイアスを推計し、これを用いて標準 TFP 成長率の補正を行い、技術進歩率（ $-\varepsilon_{Ct}^T$ ）と補正 TFP 成長率（ ε_{Yt}^T ）を推計する。分析の期間は、期間全体（1973-98年）及び3期間（1973-83年、1983-91年、1991-98年）とする。本章では、TFP 成長率の計測結果を製造業全体と4つの産業（軽工業、化学工業、金属工業、機械工業）について概観し、産業別 TFP 成長率の動向について分析を行う。なお、個別部門の TFP 成長率から製造業及び産業別の TFP 成長率への集計には Domar Weight を用いた。⁽¹¹⁾

表3 マクロ経済の TFP 成長率と製造業の TFP 成長率

期間	マクロ経済	製造業
1973-98	0.001	0.004
1973-83	-0.003	0.005
1983-91	0.006	0.007
1991-98	0.001	-0.001

表4 製造業の標準 TFP 成長率と技術進歩率, 補正 TFP 成長率

期間	$-\varepsilon_{Ct}$ (標準 TFP 成長率)	$-\varepsilon_{Ct}^T$ (技術進歩率)	ε_{Yt}^T (補正 TFP 成長率)
1973-98	0.017	0.022	0.030
1973-83	0.021	0.025	0.033
1983-91	0.029	0.030	0.044
1991-98	-0.004	0.006	0.009

A. 製造業全体の TFP 成長率

(1) マクロ経済への寄与

I章で概観したように、製造業の生産額は、マクロ経済（GDP）に占める割合が大きい。そのため、製造業の TFP 成長率がマクロ経済の TFP 成長率を大きく左右することは明らかである。製造業の寄与度は、表3のようになっている。製造業は、対象期間全体（1973-98年）で、大きく寄与している。期間別に見ても1973-83年、1983-91年では、製造業の寄与は大きい。しかし、1991-98年の期間では製造業の寄与はマイナス（-0.001）である。これは、製造業以外の TFP が上昇し、製造業の影響が大きく低下していることを意味している⁽¹²⁾。1994年から1996年までの3年間において、製造業の寄与度が著しく小さいことは、1991-98年の期間におけるマクロ経済の TFP 成長率の低迷を表していると言える。

(2) 標準 TFP 成長率（ $-\varepsilon_{Ct}$ ）、技術進歩率（ $-\varepsilon_{Ct}^T$ ）及び補正 TFP 成長率（ ε_{Yt}^T ）の比較

繰り返し述べてきた3つの仮定によって起こる影響を考慮して標準 TFP 成長率を補正し、技術進歩率と補正 TFP 成長率を計測した結果の概要を表4に示す。技術進歩率と補正 TFP 成長率の期間別動向は、1983-91年の期間が最も高く、1991-98年の期間が最も低く、いずれの期間においても標準 TFP 成長率を上回っており、1991-98年ではマイナス成長率がプラスに転じた。補正 TFP 成長率は、いずれの期間においても技術進歩率よりも高い。II章で説明された、補正 TFP 成長率は、技術進歩率と規模効果によって表される（ $\varepsilon_{Yt}^T = -\varepsilon_{Ct}^T / \varepsilon_{CY}$ ）。そのため、規模の経済効果が

(11) OECD (2001) は、資本・労働・エネルギー・原材料を用いた TFP 成長率の集計には Domar Weight が適しているとしている。Domar Weight とは、各産業の TFP 成長率を経済全体で集計する場合、各産業の生産額が経済全体の付加価値に占める比率である。

(12) マクロ経済の TFP 成長率は河井・乾 (2003) の TFP 伸び率（基準ケース）の全部門合計の数値（『経済分析』170号, pp.371-73）を用いた。マクロ経済の TFP 成長率と、Domar Weight を用いて集計した製造業全体の TFP 成長率を「寄与」として記載している。

働く ($\varepsilon_{CY} < 1$) 場合には、補正 TFP 成長率は、規模の経済効果によって技術進歩率より高くなる。1983–91 年の期間の高い補正 TFP 成長率は、前の期間に比べて高い技術進歩率と規模の経済効果（すなわち ε_{CY} の低下）によるものである。1991–98 年の期間で標準 TFP 成長率がマイナス（−0.004）である主たる要因はバブル崩壊後の 3 年間（1992–94 年）とアジア経済危機の直後（1998 年）で製造業のほとんどの部門においてアウトプットの増加率がマイナスであったことによると考えられる。したがって、設備稼働率の影響、規模の経済効果を考慮した技術進歩率の低下の幅は小さくなる。

(3) 標準 TFP 成長率への影響因子

3 つの仮定が妥当でない場合に標準 TFP 成長率へ影響を与える因子は、コストのアウトプット弾力性 ($\varepsilon_{CY} = \varepsilon_{CY}^{L} CU_c$) とマークアップ率 ($p_Y/MC = 1/(1 + \varepsilon_{PY})$) によってバイアスが生じる⁽¹³⁾。マークアップについては、アウトプットに対する逆需要関数と利潤最大化条件式がコスト関数のパラメータ推計システムに含まれているので、技術進歩率 ($-\varepsilon_{Ct}^T$) と補正 TFP 成長率 (ε_{Yt}^T) にはマークアップの影響が自動的に調整されている。コストのアウトプット弾力性については、長期コストのアウトプット弾力性 (ε_{CY}^L) と設備稼働率 (CU_c) の影響を個別に見ていくことにする。これらの影響因子を表 5 に示す。また、本研究で推計した稼働率 (CU_c) との比較のために経済産業省が公表している稼働率指数 (CU と称する) を表 5 に加えた。長期コストのアウトプット弾力性 (ε_{CY}^L) は緩やかな低下のパターンを示し、0.90~0.96 の範囲におさまっており、1 の近傍にある。このことは、期間全体を通じて製造業では規模に関して収穫通増であったことを示している。表 5 から明らかなように、 CU_c と ε_{CY}^L の積で表されるコストのアウトプット弾力性 (ε_{CY}) は CU_c の影響を強く受けている。全期間平均のマークアップ率は、1.07 であり、低いマークアップ率となっている。しかし、期間別のマークアップ率は、上昇傾向にある⁽¹⁴⁾。マークアップ率の変動パターンと他の影響因子との間の相関分析を行った結果、統計的に有意な、負の相関 (CU_c との相関係数は −0.501、 ε_{CY}^L との相関係数は −0.736) が見られた。また、マークアップ率と技術進歩率との間にも負の相関 (−0.426) があることが確認された。このことは、独占的企業は利潤獲得のために技術革新への動機を持つという通説を否定することになるが、類似した発見は Park and Kwon (1995) でも得られている。

推計稼働率 (CU_c) は、表 5 の推計値が示すように、全体的に最適稼働率 (= 1) よりかなり乖離しており、1973–83 年の期間から段階的に低下している。 CU_c と CU を比較すると、 CU は全体と

(13) 3 つの影響因子によって生じる標準 TFP 成長率。 $-\varepsilon_{Ct}^R$ は規模に関して収穫通増（または通減）の影響を考慮した TFP 成長率。 $-\varepsilon_{Ct}^F$ はインプットの固定性で生じる稼働率 CU_c の影響を考慮した TFP 成長率。 ε_{Yt}^M はマークアップによる影響を考慮した生産面の TFP 成長率（コスト面の TFP 成長率にはすでに考慮されている）。

(14) Morrison (1992) は 1973–81 年の日本の製造業のマークアップ率は 1.38~1.4 と推計している。

表5 製造業のTFP成長率への影響因子

期間	ε_{CY}^L	ε_{CY}	p_Y/MC	CU_c	CU
1973-98	0.938	0.687	1.074	0.732	0.810
1973-83	0.962	0.729	1.055	0.757	0.799
1983-91	0.934	0.683	1.066	0.731	0.850
1991-98	0.905	0.631	1.110	0.697	0.782

注： ε_{CY}^L ：長期コストのアウトプット弾力性， ε_{CY} ：アウトプット弾力性， p_Y/MC ：マークアップ率， CU_c ：推計稼働率， CU ：公表稼働率。

して0.08ポイントほど高い。 CU_c は、明らかに循環のパターンを示しながら、長期的には低下傾向にある。 CU については、循環の山と谷が1期ラグを持って現われている。また、1970年代においては、1974年を例外とすれば、 CU と CU_c は、ほぼ同じ水準であった。しかし、1980年以降は、 CU_c より CU が高く、1980年代には、長期的な低下傾向が見られない。これら2つの稼働率(CU_c と CU)の間にはあまり相関は見られない(相関係数0.176)。GDP成長率とこれらの稼働率との回帰分析を行ったところ、GDP成長率と CU_c の回帰係数は、0.33(t値=3.76)、GDP成長率と CU との回帰係数は、0.22(t値=2.24)であった。このことは、本研究での CU_c が実際の景気変動より説明力が高いことを示している。標準TFP成長率と CU_c の回帰係数は、0.79(t値=3.54)、技術進歩率と CU_c との回帰係数は、0.56(t値=0.56)でそれぞれ正の相関が見られたが、技術進歩率では景気変動の影響が小さくなっている。

B. 産業別のTFP成長率

(1) 産業別標準TFP成長率($-\varepsilon_{Ct}$)と製造業への各産業の寄与

産業別標準TFP成長率の計測結果の概要を表6に示す。全体としては、機械工業が高い成長率を示し、次いで化学工業がやや高い成長率を示している。一方、軽工業と金属工業は、前者の2つの産業に比べてかなり低い成長率となっている。期間別で見ると、1991-98年の期間には、いずれの産業も同じようにマイナス成長率を示している一方、変動のパターンは、産業によって異なる。軽工業は、全体的に低下しているが、化学工業と金属工業は、1983-91年において急激に上昇している。一方、機械工業については、1973-83年の期間と1983-91年の期間にはわずかな差しか見られず、この2つの期間は他の産業と比較して高い成長率であった。年次別の推移では、化学工業と金属工業は2回にわたる石油危機の影響を大きく受けている。金属工業において、1973-81年の期間でマイナス成長率を示しているのは、この期間でアウトプットの増加率がマイナスとなり、石油危機の影響が化学工業より大きかったことを表している。1991-98年の期間のマイナスの成長率の主な要因は、製造業全体の説明で述べたようにバブル崩壊後の3年間(1992-94年)とアジア経済危機直後(1998年)のアウトプットの急激な減少によるものであると考えられる。しかし、この期間の年次別推移を産業別に見ると、化学工業は、バブル崩壊の影響が少なかったことがわかる。また、

表 6 産業別の標準 TFP 成長率 ($-\varepsilon_{Ct}$)

期間	軽工業	化学工業	金属工業	機械工業
1973-98	0.005	0.022	-0.002	0.035
1973-83	0.015	0.012	-0.018	0.050
1983-91	0.004	0.056	0.023	0.049
1991-98	-0.007	-0.001	-0.007	-0.004

表 7 製造業全体の標準 TFP 成長率と各産業の寄与

期間	全製造業	軽工業	化学工業	金属工業	機械工業
1973-98	0.017	0.002	0.003	0.000	0.011
1973-83	0.021	0.007	0.002	-0.002	0.014
1983-91	0.029	0.001	0.006	0.003	0.019
1991-98	-0.004	-0.002	0.000	-0.001	-0.001

注：製造業全体の TFP 成長率は表 4 の数値を再掲。

表 8 産業別の技術進歩率 ($-\varepsilon_{Ct}^T$) 及び補正 TFP 成長率 (ε_{Yt}^T)

期間	軽工業		化学工業		金属工業		機械工業	
	$-\varepsilon_{Ct}^T$	ε_{Yt}^T	$-\varepsilon_{Ct}^T$	ε_{Yt}^T	$-\varepsilon_{Ct}^T$	ε_{Yt}^T	$-\varepsilon_{Ct}^T$	ε_{Yt}^T
1973-98	0.012	0.015	0.025	0.039	0.005	0.008	0.037	0.052
1973-83	0.018	0.022	0.015	0.025	-0.007	-0.014	0.051	0.070
1983-91	0.012	0.017	0.053	0.081	0.019	0.033	0.044	0.067
1991-98	0.003	0.004	0.006	0.009	0.004	0.008	0.007	0.010

軽工業は、これら 2 つの経済的ショック以外の要因でアウトプットの増加率がマイナスとなっていることがわかる。

産業別の製造業全体の TFP 上昇に対する寄与度を表 7 に示す。全体としては、機械工業の寄与が圧倒的に大きい。期間別では、機械工業の次に大きい産業は、期間によって異なっており、1973-83 年の期間では軽工業、1983-91 年の期間では化学工業の寄与が大きい。しかし、化学工業は、1991-98 年の期間では、ほとんどゼロではあるが、4 つの産業で唯一プラスの寄与をしている。この結果から、1991-98 年の期間における製造業のマイナス成長率は、軽工業、金属工業、機械工業の低下によるところが大きいことがわかる。軽工業は、機械工業に並んで生産シェアが大きいいため、軽工業の TFP 成長率の大幅な低下も製造業全体へ大きな影響を与えていると言える。

(2) 技術進歩率 ($-\varepsilon_{Ct}^T$) と補正 TFP 成長率 (ε_{Yt}^T)

産業別の技術進歩率及び補正 TFP 成長率をそれぞれ、表 8 に示す。技術進歩率と補正 TFP 成長率は、ともに全期間平均で、標準 TFP 成長率を上回っており、1991-98 年の期間では全ての産業がプラスの成長率を示している。全体的に、技術進歩率は、標準 TFP 成長率よりも高く、補正 TFP 成長率は、技術進歩率よりも高い。軽工業は、どの期間も標準 TFP 成長率 < 技術進歩率 < 補正 TFP 成長率という関係が成り立っているが、化学工業、金属工業、機械工業においては、共通し

て1983-91年の期間において技術進歩率<標準TFP成長率<補正TFP成長率という現象が見られる。このことは、1983-91年の期間でアウトプット上昇が資本ストックの上昇に比べて大きかったことによって標準TFPが過大推定されていることによるものである。金属工業は、1973-83年の標準TFP成長率が大きなマイナスを示しているため、影響因子を考慮しても技術進歩率はマイナスであり、その結果、補正TFP成長率<標準TFP成長率となっている⁽¹⁵⁾。

期間別の変動パターンは、いずれの産業も標準TFP成長率と同じく、軽工業は1973-83年が最も高く、以降、低下傾向である。化学工業と金属工業は、1983-91年に成長率が高く、1991-98年には急激に低下している。機械工業の1983-91年の成長率は、1973-83年の期間よりもやや低下している。1983-91年と1991-98年を比較すると、標準TFP成長率ほどの低下ではないが、全ての産業において技術進歩率、補正TFP成長率は、大きく低下している。これまでは、1991-98年の平均年成長率を中心に議論してきたが、全体的に低下傾向であるかを把握するために、年次別の推移に着目してみる。技術進歩率の推移を見ると、軽工業と金属工業については、一時的ショックによる大きな下落はあるが、全体的な成長率は、1983-91年の期間と1991-98年の期間ではあまり差はない。しかし、化学工業と機械工業は、一時的なショックによる大きな下落を除外しても、1991-98年の期間の成長率は前の期間よりはっきりとした低下を見せている。化学工業は、特に、その低下が大きい。このことから、化学工業と機械工業では、技術進歩率が1990年代に低下したことが明らかである。

90年代における技術進歩率の低下の要因として2つ考えられる。第1に、企業の設備投資率の低下による新技術の導入機会が少なくなったことである。第2に、企業の研究開発投資率の低下が考えられる。産業別資本ストックの増加率の推移として、単純に、資本ストックの増加率から企業の設備投資を推測した場合、1980年代と比較してどの産業も大きく下落している。機械工業は、1980年代後半の高い資本ストック増加率からの急激な低下を見せている。また、JIPデータベースの技術知識ストックの増加率の推移を見ても、堅調に増加していた各産業の技術知識ストックは、バブル崩壊以降に大きく下落し、中でも機械工業の低下は大きい。

(3) TFP成長率への影響因子

すでに述べたように、TFP成長率への影響因子、コストのアウトプット弾力性(ε_{CY})は、設備稼働率(CU_c)と長期コストのアウトプット弾力性(ε_{CY}^L)の積で表される。産業別の設備稼働率(CU_c)の推計結果を表9に示す。産業別では、金属工業が他の産業を大きく下回っており、0.56~0.66という低い稼働率になっている。軽工業と機械工業はほぼ同じで、化学工業は、これら2つの産業よりいくぶん低い。期間別の動きで見ると、化学工業を除いては、いずれの産業の稼働率も低下傾向にあり、中でも金属工業の低下は著しい。年次別推移を見ると1973-83年の期間は、産業に

(15) $\varepsilon_{Yt}^T = -\varepsilon_{Ct}^T / \varepsilon_{CY}$ であるから、コスト面のTFP成長率 $-\varepsilon_{Ct}^T$ の符号によって ε_{CY} は正反対の作用をする。

表 9 推計設備稼働率 (CU_c) と公表稼働率 (CU)

期間	軽工業		化学工業		金属工業		機械工業	
	CU_c	CU	CU_c	CU	CU_c	CU	CU_c	CU
1973-98	0.752	0.792	0.730	0.833	0.617	0.793	0.753	0.834
1973-83	0.771	0.782	0.735	0.792	0.663	0.749	0.782	0.849
1983-91	0.751	0.807	0.737	0.861	0.609	0.826	0.749	0.894
1991-98	0.724	0.788	0.714	0.860	0.562	0.816	0.717	0.745

表 10 産業別長期コストのアウトプット弾力性 (ε_{CY}^L) とアウトプット弾力性 (ε_{CY})

期間	軽工業		化学工業		金属工業		機械工業	
	ε_{CY}^L	ε_{CY}	ε_{CY}^L	ε_{CY}	ε_{CY}^L	ε_{CY}	ε_{CY}^L	ε_{CY}
1973-98	0.963	0.724	0.886	0.647	0.932	0.575	0.879	0.663
1973-83	0.970	0.748	0.940	0.690	0.937	0.621	0.936	0.732
1983-91	0.961	0.722	0.888	0.654	0.922	0.562	0.870	0.652
1991-98	0.956	0.693	0.808	0.577	0.936	0.527	0.808	0.579

よって稼働率に差が見られる。1979 年以降は、金属工業を除いた 3 つの産業はほぼ同じ水準にある。設備稼働率は、表から明らかなように、いずれの産業もはっきりとした循環のパターンを示しながら、長期的な低下傾向にある。製造業全体では、標準 TFP 成長率と稼働率の間に正の相関が見られたが、産業によって大きく異なる。軽工業と機械工業については、はっきりした正の相関（それぞれ、0.491、0.597）が見られる。一方、金属工業は正の相関（0.159）であるが、あまりはっきりしない。また、化学工業では、ほとんど相関（-0.082）がない。本研究で計測した稼働率は、経済産業省調査の稼働率（表 9）と比較した場合、低い水準にあり、特に金属工業との差は大きい。標準 TFP 成長率と公表稼働率との相関は推計稼働率 (CU_c) の結果とほぼ類似のものとなった。しかし、軽工業と機械工業の標準 TFP 成長率の相関係数（0.240）よりも、推計稼働率 (CU_c) との相関係数（0.480）の方が比較的強い関係があった。

長期コストのアウトプット弾力性 (ε_{CY}^L)、稼働率 (CU_c) と長期コストのアウトプット弾力性 (ε_{CY}) の積で表されるコストのアウトプット弾力性 (ε_{CY}) を表 10 に示す。軽工業は、期間全体を通じてあまり変化がなく、4 つの産業の中でも最も 1 に近い。重化学工業に分類される他の 3 つの産業は、1973-83 年の期間ではほぼ同じ水準であるが、1983-91 年、1991-98 年の期間では異なったパターンを見せている。化学工業は、ほとんど直線的に低下し、期間の終わりには 0.8 未満の水準まで達している。これに対して、金属工業と機械工業は、1983-91 年の期間で低下している。1991 年を境に、金属工業は上昇を始めているのに対して、機械工業は、一時的な上昇はあるものの、長期的には低下傾向にある。産業別のマークアップについて計測した結果を表 11 に示す。産業別に見ると全体的に金属工業のマークアップ率が高く、軽工業のマークアップ率が最も低くなっている。期間別の変化パターンでは軽工業は、大きな変化は見られないが、化学工業と機械工業は、1979 年までは同じように低下している。しかし、1980 年以降は、長期的に上昇傾向を示している。特に、機

表 11 産業別マークアップ率 (p_Y/MC)

期間	軽工業	化学工業	金属工業	機械工業
1973-98	1.050	1.124	1.236	1.157
1973-83	1.058	1.088	1.238	1.104
1983-91	1.053	1.115	1.225	1.137
1991-98	1.036	1.186	1.246	1.256

械工業は、1980年代の後半からの上昇が著しい。

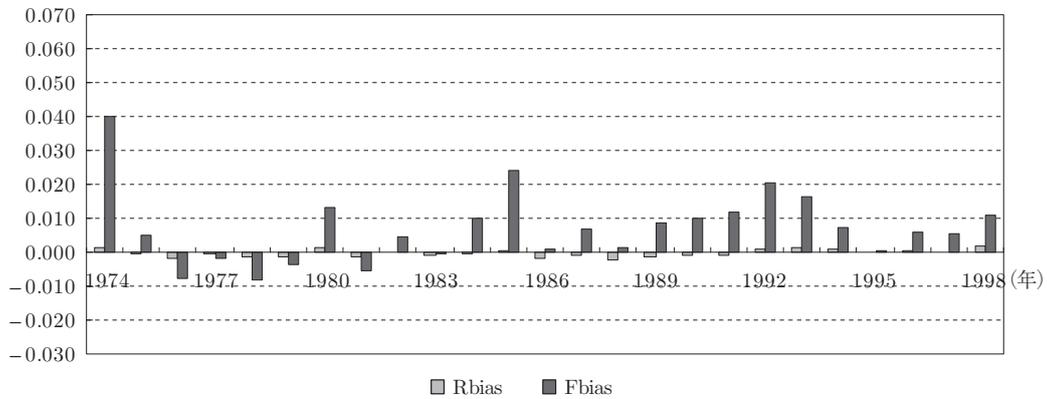
マークアップは、製造業全体では、設備稼働率 (CU_c) 及び長期コストのアウトプット弾力性 (ε_{CY}^L) との間にはっきりとした負の相関が見られた。しかし、産業別のマークアップ率とこれらとの間の関係は産業によって大きく異なる。マークアップ率と設備稼働率との間には、負の相関は見られるが、機械工業を除いては、あまりはっきりとした相関ではない（軽工業、化学工業、金属工業、機械工業との相関係数はそれぞれ、 -0.017 、 -0.125 、 -0.009 、 -0.326 ）。マークアップ率と長期コストのアウトプット弾力性 (ε_{CY}^L) との関係には、軽工業を除いては、負の相関（化学工業、金属工業、機械工業との相関係数はそれぞれ、 -0.831 、 -0.360 、 -0.898 ）が、軽工業とは、高い正の相関 (0.601) が見られた。また、マークアップ率と標準 TFP 成長率 ($-\varepsilon_{Ct}$) の関係は、比較的はっきりとした負の相関（軽工業、化学工業、金属工業、機械工業との相関係数はそれぞれ、 -0.359 、 -0.234 、 -0.510 、 -0.243 ）が確認できた。

(4) 標準 TFP 成長率のバイアス

これまで、TFP 成長率への影響因子として稼働率、コストのアウトプット弾力性、マークアップの大きさを観察してきた。これらの影響因子がそれぞれどの程度影響しているかを把握するために、II 章で紹介した規模効果を考慮した TFP 成長率 ($-\varepsilon_{Ct}^R$) を推計できる (7) 式及び、稼働率を考慮した TFP 成長率 ($-\varepsilon_{Ct}^E$) を推計できる (13) 式を用いてそれぞれのバイアスを計算してみる。ただし、(13) 式から求められるバイアスは、規模に関して収穫一定 ($\varepsilon_{CY}^L = 1$) を仮定する。そのため、2つのバイアスの合計は、規模効果と稼働率を同時に考慮した場合 ($-\varepsilon_{Ct}^T$) のバイアスとは一致しないが、ここでは個別のバイアスに着目してみる。

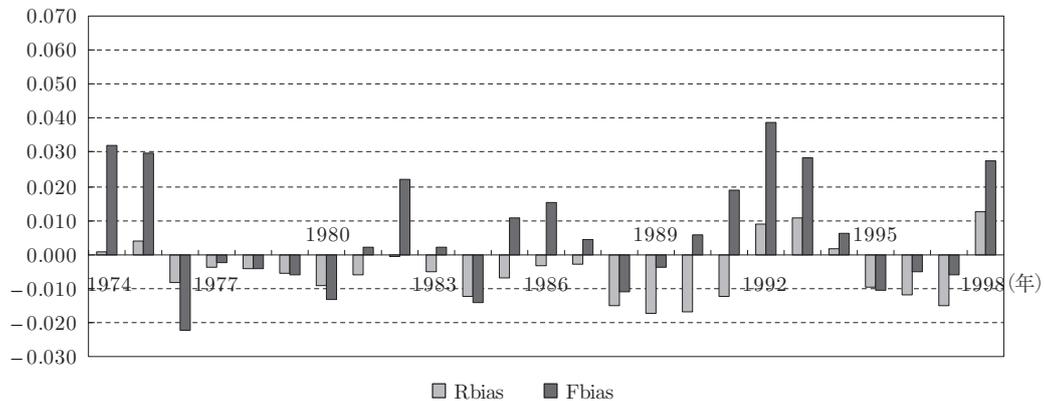
図 1, 2 は、軽工業と機械工業の規模効果によるバイアスと稼働率によるバイアスの推移をグラフにしたものである。全体としては、どの産業も稼働率によるバイアスが規模効果によるバイアスよりも圧倒的に大きい。プラスの値で表されるバイアスは、標準 TFP 成長率が過少推定値であることを意味し、マイナスは、その反対に、過大推定値であることを意味する。産業別に見ると、軽工業はバイアスが小さく、全体ではプラスのバイアスの傾向がある。化学工業も軽工業と同様に、バイアスは小さいが、1970年代後半から1980年代末の期間ではマイナスのバイアスの傾向にある。金属工業は、バイアスが大きく変動が激しい。機械工業も比較的バイアスが大きく、マイナスのバイアスのケースが多く、他の産業と異なって規模効果によるバイアスの方が稼働率効果によるバイア

図1 軽工業のバイアス



注：Rbias：規模効果によるバイアス，Fbias：稼働率によるバイアス。

図2 機械工業のバイアス



注：Rbias：規模効果によるバイアス，Fbias：稼働率によるバイアス。

スよりも大きいケースが、1980年代後半と1990年代半ばに見られる。これらの結果から、技術進歩率は、軽工業では全体的に過少評価され、重工業（化学工業、金属工業、機械工業）では、1980年代に過大評価されているということが明らかとなった。

C. 先行研究の計測結果との比較

日本のTFP成長率に関する研究は、数多く報告されているが、それらの多くはマクロ経済のTFP成長率の計測のみ行われ、産業別のTFP成長率の計測結果が報告されている研究は少ない。ここでは、本分析で得られた製造業のTFP成長率の計測結果と、河井・乾（2003）、吉川・松本（2001）らの製造業のTFP成長率について比較をしてみる。河井・乾（2003）の結果では、1973-83年、1983-91年、1991-98年の製造業のTFP成長率はそれぞれ、0.024、0.027、0.002となっている。⁽¹⁶⁾ 1973-83年、1983-91年の期間では表4に示した製造業の技術進歩率とほぼ同じような結果である

が、1991-98年の期間では本研究結果（0.006）より低い成長率となっている。この違いは、河井・乾（2003）は、JIP データベースから実質生産額ベースで計測を行っているものの、資本投入データを設備稼働率で調整したものをを用いていることと、規模に関して収穫一定、完全競争という仮定が暗黙に設定されていることから起因していると考えられる。言い換えると、1991-98年に本研究結果との間に大きな差が生じたのは、稼働率の違いと、長期の規模効果による違いと考えられる。具体的な違いは、河井・乾（2003）では、経済産業省調査の稼働率を用いていることから、本研究の推計稼働率 CU_e よりも大きい。加えて、本研究では、1990年代においては規模に関して収穫逓増が見られた。

中島・粕谷・才田・種村（2004）も1985-99年の期間で産業別 TFP 成長率を計測している。しかし、「国民経済計算」の22業種分類について計測結果が報告されているが、製造業として集計された TFP 成長率がマクロへの寄与率しか報告されていないため、製造業としては比較できない。本研究の結果と比較できる「一般機械」の TFP 成長率に着目すると、1985-89年、1990-94年の期間でそれぞれ、 -0.61% 、 -0.26% であると報告されている。本研究では、これらの期間ではそれぞれ、 0.4% 、 1.4% となっている。中島・粕谷・才田・種村（2004）は、価格サイドの TFP 成長率の計測を行っているので、「規模に関して収穫一定」と「完全競争市場」という仮定は設けられていないが、資本設備の稼働率については考慮されていないと推測される。中島らの結果がマイナスの TFP 成長率を示しているのは、稼働率の影響を考慮していないことからくるものと考えられる。

D. 分析結果からの発見

製造業の TFP 成長率は、マクロ経済の TFP 成長率を大きく左右しており、1990年代のマクロ経済の TFP 成長率低下は、製造業の TFP 成長率低下によるものである。産業別に見ると軽工業、金属工業、そして機械工業が製造業全体の TFP 成長率を左右している。3つの期間の産業別 TFP 成長率は、軽工業が1973年以降低下を続けている。しかし、化学工業と機械工業は、第1、第2期間（1973-83、1983-91年）では、高い成長率であったが、バブル崩壊以降の第3期間で大きく低下している。製造業全体の設備稼働率は、期間を通じて低下傾向にあり、産業別では、金属工業の稼働率が著しく低い。規模の経済性に関しては、期間を通じて規模の経済性が大きくなる傾向があり、化学工業と機械工業の拡大傾向が著しい。製造業全体では、TFP 成長率と稼働率には正の相関があり、TFP 成長率とマークアップには負の相関が見られた⁽¹⁷⁾。しかし、産業別では、軽工業と機械工業に類似した結果が得られた。一方、化学工業と金属工業では、はっきりとした相関が見られなかつ

(16) 本研究の結果と比較可能にするために、稼働率を調整した TFP の伸び率結果を示している表 7.14（『経済分析』170号、pp. 377-79）を Domar Weight を用いて集計した。

(17) 中島（2001）は「マークアップ率は好況期に高くなり、不況期には低くなる」と説明し、マークアップが景気と正循環的であることを示している。

た。標準 TFP 成長率は、1980 年代では軽工業を除くと他の 3 つは過大に推定され、1990 年代では、いずれの産業も過少に推定されている。したがって、バイアスを取り除いた技術進歩率では、1990 年代における低下の幅は標準 TFP 成長率よりも小さい。

先行研究との比較では、稼働率の違いが TFP 成長率の計測に差を生じさせている。他の研究は、経済産業省調査の稼働率を用いており、本研究で推計した稼働率よりも平均で 0.08 ポイント高い。経済産業省調査の稼働率は、製造業者を対象に行われ、「生産動態統計調査」を基に集計されたものである。この稼働率は、生産能力に占める生産量の比率で算定されている。そのため、稼働率は、企業が「生産能力」をどのように捉えるかによって大きく変動する可能性がある。稼働率と実質 GDP 成長率の回帰分析の結果に基づけば、本研究の推計稼働率の方が実態をよく説明していると言える。

V. 結論と今後の課題

本研究は、1973-98 年の期間における製造業の TFP 成長率の動向を部門レベルで分析した。分析に当たって、通常よく設定されている「完全競争」、「規模に関して収穫一定」、「即時調整可能なインプット」という 3 つの制約条件が TFP 成長率に大きな影響を与えることに焦点を当て、これらのインパクトを個別に把握できるコスト面 (Dual-side) のアプローチを用いた。主な結論は、次のとおりである。

製造業の TFP 成長率は、マクロ経済の TFP 成長率に大きく寄与している。1990 年代に低下しているマクロ経済の TFP 成長率の主要因は、製造業の TFP 成長率低下である。稼働率は、TFP 成長率の計測でその重要性が認識されている。また、稼働率は、1990 年代で最適稼働率から大きく乖離しており、設備は過剰な状態にある。TFP 成長率と稼働率の間には高い正の相関が見られた。このことから、アウトプットの低下が稼働率の低下を招き、結果として TFP 成長率を低下させているものと推測される。3 つの制約条件を緩めたコスト面のアプローチによって、一般的に利用されている手法で計測されている TFP 成長率が大きなバイアスを持っていることが確認された。TFP 成長率は、このバイアスのため、1980 年代には、過大に推定されている。一方、TFP 成長率は、1990 年代には過少推定されている。産業部門別の動向からは、高い生産シェアを持つ産業部門（例えば、機械工業）の TFP 成長率の低下が製造業全体の低下につながっていることが明らかになった。先行研究の計測結果との比較では、付加価値をアウトプットとして計測された TFP 成長率は、かなり大きい上方バイアスを持っていることが機械工業部門で検証された。また、経済産業省調査の稼働率は、実態よりも高く推計されているため、この稼働率を用いている TFP 成長率は、下方のバイアスがかかっていると考えられる。

本研究は、製造業の TFP 成長率の動向を産業部門レベルで分析した。このことによってマクロレベルや SNA 産業レベルの分析では把握できない製造業の TFP 成長率低下の要因を明らかにする

ことができた。また、計算方法及び制約条件によって、計測される TFP 成長率がいかに大きなバイアスを持つかがわかった。1990 年代における日本経済の長期低迷の要因の 1 つに TFP 成長率の低下をあげて議論が行われているが、TFP 成長率の変化を緻密に計測している研究は多くない。これらの議論は、TFP 成長率を持つバイアスをきちんと認識したうえでなされるべきである。今回の研究では、1990 年代における製造業の技術進歩率がどの部門で低下しているかを把握することができた。しかし、低下の要因を企業の設備投資増加率（代理変数として資本ストック増加率を用いた）、技術知識ストック増加率、輸出増加率のデータを基に探ったが十分な分析ができていない。技術進歩率には、企業の設備投資が大きく影響を及ぼすと考えられる。また、直感的ではあるが、環境コストの増大が一時的に影響を与えることも考えられる。今後の課題は、技術進歩率に影響を及ぼす背後の要因についての分析を行い、技術進歩率の低下がなぜ生じるかをさらに明らかにすることである。

（国際基督教大学大学院博士課程）

（国際基督教大学教養学部経済学部門上級准教授）

参 考 文 献

- Berndt, Ernst R. and Melvyn A. Fuss (1986), "Productivity Measurement with Adjustment for Variations in Capacity Utilization and Other Forms of Temporary Equilibrium," *Journal of Econometrics*, Vol. 33, pp. 7-29.
- Diewert, Erwin W. (1971), "An Application of the Shephard's Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function," *Journal of Political Economy*, Vol. 79, No. 3, pp. 481-505.
- Diewert, Erwin W. and Terence J. Wales (1987), "Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions," *Econometrica*, Vol. 55, No. 1, pp. 43-68.
- Hall, Robert E. (1986), "The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 5, pp. 921-47.
- Hansen, Lars Peter (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, pp. 1029-54.
- Hayashi, Fumio and Edward C. Prescott (2002), "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 5, pp. 206-35.
- Hulten, Charles R. (1986), "Productivity Change, Capacity Utilization, and the Sources of Efficiency Growth," *Journal of Econometrics*, Vol. 33, pp. 31-50.
- Hwang Insang and Eric C. Wang (2004), "Does Openness to Trade Affect Total Factor Productivity Growth: Evidence from 35 Japanese Manufacturing Industries," *Journal of Economic Research*, Vol. 9, pp. 147-73.
- Morrison, Catherine J. (1985a), "On the Economic Interpretation and Measurement of Optimal Capacity Utilization with Anticipatory Expectations," *Review of Economic Studies*, Vol. 52, pp. 295-310.
- Morrison, Catherine J. (1985b), "Primal and Dual Capacity Utilization: An Application to Productivity Measurement in the U.S. Automobile Industry," *Journal of Business & Economic*

- Statistics*, Vol. 3, No. 4, pp. 312–24.
- Morrison, Catherine J. (1986), “Productivity Measurement with Non-Static Expectation and Varying Capacity Utilization,” *Journal of Econometrics*, Vol. 33, pp. 51–74.
- Morrison, Catherine J. (1988a), “Subequilibrium in the North American Steel Industries: A Study of Short Run Biases from Regulation and Utilization Fluctuations,” *The Economic Journal*, Vol. 98, No. 391, pp. 390–411.
- Morrison, Catherine J. (1988b), “Quasi-fixed Inputs in U.S. and Japanese Manufacturing: A Generalized Leontief Restricted Cost Function Approach,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 2, pp. 275–87.
- Morrison, Catherine J. (1988c), “Capacity Utilization and Productivity Measurement: An Application to the U.S. Automobile Industry,” [*Application of Modern Production Theory: Efficiency and Productivity*] A. Dogramaci ed., Kluwer Nijhoff Publishing, pp. 163–94.
- Morrison, Catherine J. (1989), “Markup Behavior in Durable and Nondurable Manufacturing: A Production Theory Approach,” National Bureau of Economic Research Working Paper #2941.
- Morrison, Catherine J. (1990a), “Market Power, Economic Profitability and Productivity Growth Measurement: An Integrated Structural Approach,” National Bureau of Economic Research Working Paper #3355.
- Morrison, Catherine J. (1990b), “Decisions of Firms and Productivity Growth with Fixed Input Constraints: An Empirical Comparison of U.S. and Japanese Manufacturing,” [*Productivity Growth in Japan and the United States*] C. Hulten ed., University of Chicago Press, pp. 201–28.
- Morrison, Catherine J. (1992), “Unraveling the Productivity Growth Slowdown in the United State, Canada and Japan: The Effects of Subequilibrium, Scale Economies and Markups,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, No. 3, pp. 381–93.
- Morrison, Catherine J. (1993), *A Microeconomic Approach to the Measurement of Economic Performance: Productivity Growth, Capacity Utilization, and Related Performance Indicators*, Springer-Verlag.
- Morrison, Catherine J. (1999), *Cost Structure and the Measurement of Economic Performance: Productivity, Utilization, Cost Economies, and Related Performance Indicators*, Kluwer Academic Publisher.
- OECD (2001), *Measuring Productivity OECD Manual, Measurement of Aggregate and Industry-level Productivity Growth*.
- Ohta, Makoto (1975), “A Note on the Duality between Production and Cost Function: Rate of Return to Scale and Rate of Technical Progress,” *Economic Studies Quarterly*, Vol. 25, No. 3, pp. 63–5.
- Park Seung-Rok and Jene K. Kwon (1995), “Rapid Economic Growth with Increasing Returns to Scale and Little or No Productivity Growth,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXII, pp. 332–51.
- Solow, Robert M. (1957), “Technical Change and the Aggregate Production Function,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, No. 4, pp. 312–20.
- Woodland, Alan D. (1975), “Substitution of Structures, Equipment and Labor in Canadian Production,” *International Economic Review*, Vol. 16, No. 1, pp. 171–87.
- 岩田規久男・宮川務 (編) (2003) 『失われた10年の真因は何か』東洋経済新報社
- 河井啓希・乾友彦 (2003) 「TFPの計測とその要因分析」『経済分析』170号

- 内閣府（2002）『平成 14 年年次経済財政報告』
- 中島隆信（2001）『日本経済の生産性分析』日本経済新聞社
- 中島隆信・粕谷宗久・才田友美・種村智樹（2004）「セクター別生産性変化の分析と構造変化の検証」福田慎一・粕谷宗久（編）『日本経済の構造変化と経済予測』東京大学出版会
- 西村清彦・中島隆信・清田耕造（2003）「失われた 1990 年代，日本産業に何が起こったのか？——企業の参入退出と全要素生産性」経済産業省 Discussion Paper Series 03-J-002
- 林文夫（2003）「構造改革なくして成長なし」岩田規久男・宮川務（編）『失われた 10 年の真因は何か』東洋経済新報社
- 深尾京司・権赫旭（2003）「日本の生産性と経済成長——産業レベル・企業レベルによる実証分析」内閣府経済社会総合研究所，ディスカッション・ペーパー No. 66
- 深尾京司・宮川務・河井啓希・乾友彦（2003）「産業別生産性と経済成長——1970-98」内閣府経済社会総合研究所『経済分析』170 号
- 宮川務（2003）「「失われた 10 年」と産業構造の転換——なぜ新しい成長産業が生まれえないのか」岩田規久男・宮川務（編）（2003）『失われた 10 年の真因は何か』東洋経済新報社
- 宮川務・真木和彦（2001）「GDP ギャップ計測の課題と新たな方向性」日本銀行調査統計局 Working Paper 01-15
- 宮野三千子・黄仁相（2011）「日本経済の生産性収束，TFP 成長率の推計及び産業構造転換」SSRI Monograph Series 18，国際基督教大学
- 吉川洋（2003）「林文夫論文へのコメント——過ぎたるはなお及ばざるが如し?!」岩田規久男・宮川務（編）『失われた 10 年の真因は何か』東洋経済新報社
- 吉川洋・松本和幸（2001）「日米経済——1980 年代と 1990 年代」『フィナンシャル・レビュー』July-2001，財務省総合政策研究所