第 2 章　製造業の TFP 測定と 1990 年代の不況の真因

2.1　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。実質 GDP の成長率は 1980 年代には平均年 3.9%であったが、バブル崩壊以降の実質 GDP の成長率は平均年 1.1%という極めて低い記録を保持している。この日本経済の長期低迷の要因は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なかでもいろいろな意見に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、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ている宮川（2003）は、産業別の TFP 成長率の計測を行い、資金市場や労働市場での資源配分の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。稼働率の影響が大きいことは認識されて、最近の研究では稼働率を考慮した 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って、90 年代の 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 成長率の変動には

大きな影響を与えているから、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で、河井・乾（2003)、中島・粕谷・才田・種村（2004)、吉川・松本（2001）がある。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、資本設備稼働率には言及していない。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、資本と労働の分配率が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つ制約条件を緩めて TFP 成長率の計測を行ない、制約条件によって如何に大きいバイアスが 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（1989,1990,1992,1993）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 成長率が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多くない。資本の短期的固定性からくる稼働率の変動については、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、規模効果についはノン・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は用いないで、公表されている稼働率で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としているので、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されていない。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、TFP の変動を規模効果、稼働率効果、および技術進歩に分解した研究を紹介している。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 成長率低下についての議論には限界がある[2)]。

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転換による影響、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 成長率低下がどう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つの制約的条件を緩めた 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 成長率の牽引約となっていた製造業が 1990 年代に入ると TFP 成長率が著しく鈍化している。製造業は GDP に占める割合も大きく、その TFP 成長率の低下はマクロ経済へ与えるインパクトは大きいので、製造業に限定して分析することは十分に意味のあることである。1960 年代の高度経済成長期が終了した以降、日本経済は 1970 年代における２回の石油危機、1980 年代半ば以降の円高不況とバブル景気をその崩壊を経験して 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 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。

分析の結果から得られたことを要約すると次の通りである。1) 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。製造業の低下の要因は軽工業と機械工業の低下によるものである。2) 推計された設備稼働率は最適稼動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。TFP 成長率と設備稼働率とは比較的高い正の相関が見られ、また推計された稼働率は実質 GDP の成長率をよく説明している。このことから TFP 成長率も景気と正循環的である。3) 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、全体的には、成長が見られた 1980 年代には TFP 成長率は過大に推定され、1990 年代には過少に推定されている。4) 推計されたマークアップ率は安定した経済成長を見せていた 80 年代よりも経済低迷期の 90 年代に高く、マークアップ率と TFP 成長率とには負の相関が見られた。

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。推計された設備稼働率は最適稼動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 TFP 成長に大きなバイアスを与えている。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、稼働率が減少し、それに伴う 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謝らせることに繋がる。論文の構成は以下のとおりである。まず、次節では、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、2.3 節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、2.4 節では製造業全体と 4 産業部門（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から結果の要約と今後に残された課題について述べる。

2.2 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に観測データの処理だけで 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色々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色々な経済現象の影響を無視することは出来ないため、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出来る。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て、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。

2.2.1　生産面から計測される標準 TFP 成長率

本論では以降、標準的な成長会計のフレームで得られる TFP 成長率を「標準 TFP 成長率」と称することにする。生産関数を $Y=f(\mathbf{v},t)$ と定義すると、Y の時間変化は(2-1)式で表される。

$$\frac{dY}{dt}=\sum_j \frac{\partial f}{\partial v_j}\frac{dv_j}{dt}+\frac{\partial f}{\partial t} \tag{2-1}$$

ここで、Y：アウトプット、$\mathbf{v}$：j 個のインプット v_j を要素に持つベクトル、t 時間を代理変数とした技術進歩, $\frac{\partial f}{\partial v_j}$ はインプット v_j の限界生産物であるから、完全競争市場の下での利潤最大化を仮定すれば、$\frac{\partial f}{\partial v_j}=\frac{p_j}{p_Y}$ が成立する。ここで、p_j：インプット j の価格、p_Y：アウトプット価格.(2-1)式の両辺を Y で割って整理すると、アウトプット Y の時間弾力性は(2)式で表される。但し、本論では時間で微分した変数を「・」を付けて表すことにする。

$$\frac{\partial Y/\partial t}{Y}=\frac{\partial \ln Y}{\partial t}=\frac{dY/dt}{Y}-\sum_j \frac{p_j v_j}{p_Y Y}\frac{dv_j/dt}{v_j}=\frac{\dot{Y}}{Y}-\sum_j \frac{p_j v_j}{p_Y Y}\frac{\dot{v}_j}{v_j}=\varepsilon_{Yt} \tag{2-2}$$

アウトプウトの時間弾力性を ε_{Yt} とすると、ε_{Yt} は TFP 成長率を表している。インップット v_j が可変であり、完全競争市場の下で生産者が利潤最大化を行うと仮定すれば、(2-2)で表された TFP 成長率 ε_{Yt} は(2-3)で表される。

$$\varepsilon_{Yt} = \frac{\dot{Y}}{Y} - \sum_j S_j \frac{\dot{v}_j}{v_j} \tag{2-3}$$

ここで、S_j ：インプット j のアウトプットにおけるシェア（$S_j = p_j v_j / p_Y Y$）

ε_{Yt} は生産面から計測される標準 TFP 成長率である。

2.2.2　コスト面から計測される標準 TFP 成長率

コスト関数と生産関数との双対理論に基づけば、生産関数とインプット価格が所与であれば、生産コストを最小化するコスト関数を作ることができる。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 ：アウトプット，t ：時間を代理変数とした技術進歩、$\mathbf{p}$ ：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　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(2-4)式で表される。

$$\frac{dC}{dt} = \sum_j \frac{\partial C}{\partial p_j}\frac{dp_j}{dt} + \frac{\partial C}{\partial Y}\frac{dY}{dt} + \frac{\partial C}{\partial t} \tag{2-4}$$

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

式(2-4)の両辺を C で割って整理すると、

$$\frac{\partial C / \partial t}{C} = \frac{dC / dt}{C} - \frac{\partial C}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{C} \cdot \frac{dY / dt}{Y} - \sum_j \frac{p_j v_j}{C} \frac{dp_j / dt}{p_j} \tag{2-5}$$

大田（1975）に従って、総コストを $C = \sum_j p_j v_j$ と表すと、総コスト C の成長率は(2-6)式で表される。

$$\frac{dC / dt}{C} = \sum_j \frac{p_j v_j}{C} \frac{dp_j / dt}{p_j} + \sum_j \frac{p_j v_j}{C} \frac{dv_j / dt}{v_j} \tag{2-6}$$

(2-6)式を(2-5)に代入し、規模に関して収穫一定（$\varepsilon_{CY} = \dfrac{\partial C}{\partial Y} \cdot \dfrac{Y}{C} = 1$）を仮定すると、コストの時間弾力性は(2-7)式で表される。

$$\frac{\partial C/\partial t}{C}=\frac{\partial \ln C}{\partial t}=-\frac{dY/dt}{Y}+\sum_j \frac{p_j v_j}{C}\frac{dv_j/dt}{v_j}=-\frac{\dot{Y}}{Y}+\sum_j M_j \frac{\dot{v}_j}{v_j}=\varepsilon_{Ct} \tag{2-7}$$

ここで、M_j：インプット j のコストにおけるシェア（$M_j = p_j v_j / C$）

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。
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。従って、(2-7)式は(2-8)式で表せる。

$$\varepsilon_{Ct}=-\frac{\dot{Y}}{Y}+\sum_j M_j \frac{\dot{v}_j}{v_j}=-\frac{\dot{Y}}{Y}+\sum_j S_j \frac{\dot{v}_j}{v_j} \tag{2-8}$$

符号を変えれば(2-3)式と(2-8)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から、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。従って、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。

即ち、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ッ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（1990）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程度の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（1990,1992,1993）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。以下に、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。

2.3　標準 TFP 成長率のバイアスと「真の」TFP 成長率

2.3.1　不完全競争市場の場合

競争市場が不完全であるとすると、$p_Y = MC$ 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。完全競争の下ではマークアップは、$p_Y / MC = 1$ であるが、不完全競争市場のもとでは $p_Y / MC = 1/(1+\varepsilon_{PY})$ となる[4)]。　但し、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(2-8)式は成立せず、$\varepsilon_{Yt} \neq -\varepsilon_{Ct}$　となる。従って、競争市場が不完全のときは、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 $1+\varepsilon_{PY} = MC / p_Y \neq 1$　によって起きるから、S_j と M_j の関係は　$S_j = M_j (1+\varepsilon_{PY})$ で表される[5)]。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(2-9)式で表され、2つめ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。

$$\varepsilon_{Yt}^M = -\varepsilon_{Ct} = \varepsilon_{Yt} - \varepsilon_{PY} \sum_j M_j \frac{\dot{v}_j}{v_j} \tag{2-9}$$

但し、ここでは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、既にマークアップが内在している。

2.3.2　規模に関して収穫不定の場合

規模に関する収穫逓増は $\varepsilon_{CY} (\dfrac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} = \dfrac{\partial C}{\partial Y} \cdot \dfrac{Y}{C}) < 1$、収穫逓減は $\varepsilon_{CY} > 1$ 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(2-10)式で表

され、２つ目の等号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。

$$-\varepsilon_{Ct}^{R}=\varepsilon_{CY}\frac{\dot{Y}}{Y}-\sum_{j}M_{j}\frac{\dot{v}_{j}}{v_{j}}=-\varepsilon_{Ct}-(1-\varepsilon_{CY})\frac{\dot{Y}}{Y} \tag{2-10}$$

2.3.3　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、実際で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。企業調査等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動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、設備の過剰稼動（即ち設備不足）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。

生産面からみた設備稼働率 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、$CU_y>1$ は設備の過剰稼動を、$CU_y=1$ は最適稼動状態を表す。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。

コスト面からみると、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 $Z_k=-\partial C^*/\partial x_k$ 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(2-11)、(2-12)で表される。

$$C = G(\mathbf{p},Y,t,\mathbf{x}) + \sum_k p_k x_k \tag{2-11}$$

$$C^* = G(\mathbf{p},Y,t,\mathbf{x}) + \sum_k Z_k x_k \tag{2-12}$$

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

コスト面から計測する設備稼働率CU_cは(2-13)式で表される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[6)]。

$$CU_c = \frac{C^*}{C} = \frac{G(\mathbf{p},Y,t,\mathbf{x}) + \sum Z_k x_k}{G(\mathbf{p},Y,t,\mathbf{x}) + \sum p_k x_k} = 1 - \sum_k \varepsilon_{Ck} \tag{2-13}$$

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

標準 TFP 成長率ではインプットは全て可変で、需要に応じてインプットが即時的に調整できるという仮定のもとに計測されているから、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。Morrison（1992）に従えば、準固定インプットが存在する場合の TFP 成長率は標準 TFP 成長率$-\varepsilon_{Ct}$からどれだけ乖離しているかについては以下のような手順で把握できる。

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、次のように式(2-11)とは異なった表現ができる。

$$C = \sum_j p_j v_j + \sum_k p_k x_k \tag{2-14}$$

コスト面から計測される標準 TFP 成長率$-\varepsilon_{Ct}$を導出した手順と同様に、大田（1975）に従って２つの総コストを表す式(2-11)、(2-14)の両辺を時間で微分し、Cで割るという操作をすることによって、コストの時間弾力性ε_{Ct}が得られる。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 成長率であるから、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(2-15)で表され、標準 TFP 成長率$-\varepsilon_{Ct}$との関係は(2-15)式の２つ目の等号で示される。

$$-\varepsilon_{Ct}^F = \varepsilon_{CY}\frac{\dot{Y}}{Y} - \sum_j \frac{p_j v_j}{C}\frac{\dot{v}_j}{v_j} - \sum_k \frac{Z_k x_k}{C^*}\frac{\dot{x}_k}{x_k} = -\varepsilon_{Ct} - (1-\varepsilon_{CY})\frac{\dot{Y}}{Y} + \sum_k \varepsilon_{C\,k}\frac{\dot{x}_k}{x_k} \tag{2-15}$$

Z_kは既に上で定義した準固定インップトkのシャドー価値（$Z_k = -\partial C^* / \partial x_k$）

長期において収穫一定の場合, $\varepsilon_{CY}=1-\sum_k \varepsilon_{Ck}$ が成立するので、(2-15)式は次のように表せる[7)]。最後の項は標準 TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ が含んでいるバイアスを表している。

$$-\varepsilon_{Ct}^F=-\varepsilon_{Ct}-\sum_k \varepsilon_{Ck}\left(\frac{\dot{Y}}{Y}-\frac{\dot{x}_k}{x_k}\right) \tag{2-16}$$

長期において収穫不定の場合は、ε_{CY} は $\varepsilon_{CY}=\varepsilon_{CY}^L(1-\sum_k \varepsilon_{Ck})$ と表される（注７参照）。

但し、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(2-15)式に当てはめると、(2-15)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(2-17)式で表され、２つ目の等号は標準 TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ との関係を示している。

$$-\varepsilon_{Ct}^T=-\varepsilon_{Ct}-(1-\varepsilon_{CY})\frac{\dot{Y}}{Y}+\sum_k \varepsilon_{Ck}\frac{\dot{x}_k}{x_k}=-\varepsilon_{Ct}-\{1-\varepsilon_{CY}^L(1-\sum_k \varepsilon_{Ck})\}\frac{\dot{Y}}{Y}+\sum_k \varepsilon_{Ck}\frac{\dot{x}_k}{x_k} \tag{2-17}$$

ここで、(2-13)から明らかなように、$\varepsilon_{CY}=1-\sum_k \varepsilon_{Ck}=C^{\bullet}/C=CU_c$ であるから長期で収穫不定の場合は、コストのアウトプット弾力性 ε_{CY} 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。

$$\varepsilon_{CY}=\varepsilon_{CY}^L(1-\sum_k \varepsilon_{Ck})=\varepsilon_{CY}^L CU_c \tag{2-18}$$

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。上ではこれらのバイアスの修正をコスト面から計測される TFP 成長率 $-\varepsilon_{Ct}$ に対して行い、「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みた TFP 成長率はどのようになるだろうか。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 で表すと、Morrison（1986）は ε_{Yt}^T と $-\varepsilon_{Ct}^T$ との関係が(2-19)式で表されることを示した[8)]。

$$\varepsilon_{Yt}^T=-\varepsilon_{Ct}^T/\varepsilon_{CY}=-\varepsilon_{Ct}^T/\varepsilon_{CY}^L CU_c \tag{2-19}$$

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）の下に成長会計で計測される標準TFP成長率と、これらの仮定が不適切な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。以降では、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。次節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。

2.4 データと計量モデル

前節で述べたフレームワークに基づいてTFP成長率を計測するにために使用したデータと計量モデルについて説明する。

2.4.1 データ

TFP成長率の計測にはコスト面からのアプローチをするために、基本となる生産関数は$Y=Y(\mathbf{v},t)$、対応する最小コスト関数を$C=C(p,Y,t)$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）として、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データベースには1970-98年の期間の非製造業部門を含む84部門の生産、要素投入等の年次データが整備されているが、推計上の問題で産業連関表の年次推計において1971-72年の２年間が対象から外されている[9]。そこで、本研究に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。

以下に説明する計量モデルを用いた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て行うが、分析に当たっては製造業全体の動向および製造業を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。製造業全体および産業別の数量・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工業の対応は付表―１に示すとおりである。

2.4.2　計量モデル

TFP 成長率の分析を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既に前節で示されている。更に、準固定インップトの影響を明示的に扱う場合は可変コスト関数 $G(p,Y,t,x)$ 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 $G(p,Y,t,x)$ 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。

a.　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無いフレキシブル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 [10)]。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ップ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とする。

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 $C=Y[\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\alpha_{ij}(p_i p_j)^{1/2}]$ で表される。Parks（1971）、Woodland（1975）、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の効果を取り入れた。Morrison（1988）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。

$$G=Y[\sum_i\sum_j\alpha_{ij}p_i^{0.5}p_j^{0.5}+\sum_i\sum_m\delta_{im}p_i s_m^{0.5}+\sum_i p_i\sum_m\sum_n\gamma_{mn}s_m^{0.5}s_n^{0.5}]$$

$$+Y^{0.5}[\sum_i\sum_k \delta_{ik}p_i x_k^{0.5} + \sum_i p_i \sum_m\sum_k \gamma_{mk}s_m^{0.5}x_k^{0.5}] + \sum_i p_i \sum_k\sum_l \gamma_{lk}x_k^{0.5}x_l^{0.5} \quad (2\text{-}20)$$

ここで、p_i, p_j：可変インプットiとjの価格、x_k, x_l：準固定インプットkとlのストック、s_m, s_n：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

(2-20)式は複数の準固定インプットを持つことが可能で、労働を準固定インプットしている研究が多い。本研究では(2-20)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。

$$G(p_L, p_M, Y, t, K)$$

$$= Y\{(\alpha_{LL}p_L + 2\alpha_{LM}p_L^{0.5}p_M^{0.5} + \alpha_{MM}p_M) + (\delta_{LY}p_L Y^{0.5} + \delta_{Lt}p_L t^{0.5} + \delta_{MY}p_M Y^{0.5} + \delta_{Mt}p_M t^{0.5})$$

$$+ (\gamma_{YY}Y + 2\gamma_{Yt}Y^{0.5}t^{0.5} + \gamma_{tt}t)(p_L + p_M)\}$$

$$+ Y^{0.5}\{(\delta_{LK}p_L K^{0.5} + \delta_{MK}p_M K^{0.5}) + (\gamma_{YK}Y^{0.5}K^{0.5} + \gamma_{tK}t^{0.5}K^{0.5})(p_L + p_M)\}$$

$$+ \gamma_{KK}K(p_L + p_M) \quad (2\text{-}21)$$

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、$p_L, p_M$：労働と中間投入の価格、$Y$：アウトプット水準、$K$：資本ストック、$t$：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、$p_K$：資本ストックの市場価格.

b. パラメータ推計のシステム

インプット・アウトプット方程式

シェパードの補題より(2-21)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(2-22)、(2-23)で示されるインプット・アウトプット方程式が得られる。

$$\frac{L}{Y} = \frac{\partial G}{\partial p_L}\cdot\frac{1}{Y} = \{\alpha_{LL} + \alpha_{LM}p_M^{0.5}p_L^{-0.5} + \delta_{LY}Y^{0.5} + \delta_{Lt}t^{0.5} + \gamma_{YY}Y + 2\gamma_{Yt}Y^{0.5}t^{0.5} + \gamma_{tt}t\}$$

$$+ Y^{-0.5}\{\delta_{LK}K^{0.5} + \gamma_{YK}Y^{0.5}K^{0.5} + \gamma_{tK}t^{0.5}K^{0.5}\} + Y^{-1}\gamma_{KK}K \quad (2\text{-}22)$$

$$\frac{M}{Y} = \frac{\partial G}{\partial p_M}\cdot\frac{1}{Y} = \{\alpha_{MM} + \alpha_{LM}p_L^{0.5}p_M^{-0.5} + \delta_{MY}Y^{0.5} + \delta_{Mt}t^{0.5} + \gamma_{YY}Y + 2\gamma_{Yt}Y^{0.5}t^{0.5} + \gamma_{tt}t\}$$

$$+ Y^{-0.5}\{\delta_{MK}K^{0.5} + \gamma_{YK}Y^{0.5}K^{0.5} + \gamma_{tK}t^{0.5}K^{0.5}\} + Y^{-1}\gamma_{KK}K \quad (2\text{-}23)$$

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 Kown（1995）に倣って次のような線形関数で表す[11)]。

$$p_Y = D^{-1}(Y, \boldsymbol{\rho}) = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 p_{IM} + \beta_3 UN + \beta_4 POP \qquad (2\text{-}24)$$

ここで、$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$はパラメータ

$\boldsymbol{\rho}$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、ここでは$\boldsymbol{\rho}$は

p_Y：生産物価格、p_{IM}：輸入品価格、UN：失業率、及びPOP：人口を表す。

利潤最大化条件

市場が不完全競争の下での利潤最大化条件は限界収入（MR）と限界費用（MC）が等しい。

$$MR = D^{-1}(Y, \boldsymbol{\rho}) + Y \cdot \partial D^{-1}(Y, \boldsymbol{\rho}) / \partial Y = MC \qquad (2\text{-}25)$$

但し、限界費用MCは(21)式より次のように表される。

$$\frac{\partial G}{\partial Y} = \{(\alpha_{LL} p_L + 2\alpha_{LM} p_L^{0.5} p_M^{0.5} + \alpha_{MM} p_M) + (\delta_{Lt} p_L t^{0.5} + \delta_{Mt} p_M t^{0.5}) + \gamma_{tt} t (p_L + p_M)\}$$

$$+ 2Y\gamma_{YY}(p_L + p_M) + 1.5Y^{0.5}\{\delta_{LY} p_L + \delta_{MY} p_M + 2\gamma_{Yt} t^{0.5}(p_L + p_M)\}$$

$$+ 0.5Y^{-0.5}\{\delta_{LK} p_L K^{0.5} + \delta_{MK} p_M K^{0.5} + \gamma_{tK} t^{0.5} K^{0.5}(p_L + p_M)\} + \gamma_{YK} K^{0.5}(p_L + p_M)$$

(26)

(2-21)式の可変コスト関数$G(p_L, p_M, Y, t, K)$、及び(2-24)の逆重要関数$D^{-1}(Y, \boldsymbol{\rho})$のパラメータは、(2-22)、(2-23)、(2-24)、(2-25)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。

資本のシャドー価値（Z_K）

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

Z_K の計算は、短期可変コスト関数 G（・）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Z_Kを計算する。限界費用 MC が可変費用関数 G（・）を Y で偏微分したものとして(2-26)式に示されているように、Z_Kについても、(2-21)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。

c. パラメータの推計

パラメータ推計には、1973-98 年期間の製造業 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 (IT 3 SLS) 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上、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すべて同じ操作変数が用いられる場合には推定結果は IT 3 SLS 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ので、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 IT 3 SLS 法と GMM 推定法の両方で行った結果を表 2-1 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。

推定結果はどちらの推定法によっても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、工業別のパラメータ推計においては、サンプル数が少ないために GMM 推定法によっては推定できないケースが発生した。そこで、製造業全体および４つの工業別のパラメータ推計値が得られる３ SLS 推定法を採用してモデルの推計を行うことにした。パラメータ推定値が得られると、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）が決まり、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。但し、標準 TFP 成長率（$-\varepsilon_{Ct}$）は前節で示した(2-8)式によって計算される。

2.5 製造業における産業別 TFP 成長率の動向

TFP 成長率は、はじめに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）および３期間（1973-83 年、1983-91 年、1991-98 年）とする。本節では、TFP 成長率の計測結果を製造業全体と４つ産業（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 成長率から製造業および産業別の TFP 成長率への集計には Domar のウエイトを用いた[12)]。

2. 5. 1 製造業全体の TFP 成長率

a. マクロ経済への寄与

製造業の生産額はマクロ経済に占める割合は大きいから、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。マクロ経済の TFP 成長率への製造業の寄与について計測すると、平均年成長率は表 2-2 のようになっている[13)]。対象期間全体（1973-98 年）では製造業は大きく寄与している。期間別にみても 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）であるから、製造業以外の産業の TFP は上昇して、製造業は大きく低下していることが分かる。製造業のマクロ経済への寄与の推移を図 2-1 に示した。1994-96 年の３年間がマクロ経済の上昇に対して製造業の寄与が著しく小さいことが、1991-98 年のマクロ経済の TFP 成長率の低迷を表していると言える。

b. 標準 TFP 成長率（$-\varepsilon_{Ct}$），と技術進歩率（$-\varepsilon_{Ct}^{T}$）及び補正 TFP 成長率（ε_{Yt}^{T}）との比較

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 2-3 に示す。技術進歩率と補正 TFP 成長率の期間別動向は 1983-91 年の期間が最も大きく、1991-98 年の期間が最も小さく、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。2.3 節で説明された補正 TFP 成長率は技術進歩率と規模効果によって表される（$\varepsilon_{Yt}^{T}=-\varepsilon_{Ct}^{T}/\varepsilon_{CY}$）から、規模の経済効果が働く（$\varepsilon_{CY}<1$）の場合には、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（即ち 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）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。従って、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。

c.　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（$p_Y / MC = 1/(1+\varepsilon_{PY})$）で、これによってバイアスが生じる [14]。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（$-\varepsilon_{Ct}^{T}$）、補正 TFP 成長率（ε_{Yt}^{T}）にはマークアップの影響が暗黙のうちに調整されている。

コストのアウトプット弾力性の影響については、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）の影響を個別に観ていくことにする。　これらの影響因子を表 2-4 に、年次別推移のグラフを図 2-2 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 2-4、図 2-2 に加えた。

推計稼働率（CU_c）は全体的に最適稼働率（＝1）よりかなり大きく乖離しており、1973-83 年の期間から段階的に低下している。CU_c と CU とを比較すると、CU は全体として 0.08 ポイントほど高い。図 2-2 から 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が、1980 以降は CU_c より高く、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 と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 との回帰係数は 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多く説明している。標準 TFP 成長率及と CU_c の回帰係数は 0.79（t-値=3.54）、技術進歩率と CU_c とでは 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。

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て、0.90～0.96 の範囲におさまって 1 の近傍にある。このことは、製造業は期間全体を通じて規模に関して収穫逓増であったことを示している。グラフからも明らかなように、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。

マークアップの全期間平均が 1.07 となって低いマークアップ率であるが、期間別でみるマークアップ上昇傾向にある [15]。図 2-2 からマークアップの変動パターンと他の影響因子との間には負の相関が推測され、相関分析を行った結果はっきりとした負の相関（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が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）でも実証されている。

2. 5. 2 産業別の TFP 成長率

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

産業別の標準 TFP 成長率の計測結果の概要を表 2-5 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が、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。期間別には 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が、変動のパターンは産業によって異なる。軽工業は全体に低下しているが、化学工業と金属工業は 1983-91 年で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に比較して高い成長率であった。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。1973-81 年の期間で金属工業が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たる要因は、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）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みると、化学工業はバブル崩壊の影響が少なかったと見られ、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伺える。

製造業全体の TFP 上昇への産業別の寄与も表 2-5 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、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、1991-98 年の期間では化学工業が、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。ここから、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。とくに軽工業は機械工業に並んで生産シェアが大きいため、軽工業の TFP 成長率の大幅な低下は製造業全体へ大きな影響を与えていると言える。

b.　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および補正 TFP 成長率をそれぞれ、表 2-6、表 2-7 に示す。技術進歩率、補正 TFP 成長率はともに全期間平均では標準 TFP 成長率を上回っており、1991-98 年の期間では全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。図 2-3 は標準 TFP 成長率と技術進歩率及び補正 TFP 成長率の比較を期間別にグラフに表したものである。軽工業は、どの期間も標準 TFP 成長率＜技術進歩率＜補正 TFP 成長率という関係になっているが、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 年の期間で高い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（注 14 参照)。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、その結果、補正 TFP 成長率＜標準 TFP 成長率となる [16)]。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、以後は低下傾向であり、化学工業と金属工業は 1983-91 年に成長率が高く、1991-98 年に急激に低下している。機械工業は 1983-91 年の期間の成長率は 1973-83 年の期間よりもやや低下している。1983-91 年の期間と 1991-98 年の期間の比較では、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。

c.　TFP 成長率への影響因子

既に述べたように、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 2-8 に、年次別の推移グラフを図 2-4 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つの産業より幾分低い。期間別の動きでみると、化学工業を除いてはいずれの産業も稼働率は低下傾向にあり、金属工業の低下は著しい。図 2-4 の年次別推移をみると 1974-78 年の期間は産業によって稼働率に差が見られ、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。図から明らかなように設備稼働率は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、長期的な低下傾向を示している。製造業全体では標準 TFP 成長率と稼働率との間の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）が見られるが、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。表 2-8 による経済産業省調査の稼働率との比較では、本研究で計測した稼働率は低い水準にあり、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）との結果とほぼ類似の結果となったが、軽工業、機械工業についての標準 TFP 成長率との相関係数（それぞれ、0.240、0.480）は推計稼働率（CU_c）との方が比較的に高い正の相関があった。

長期コストのアウトプット弾力性（ε_{CY}^L）の計測結果を表 2-9 に、また年次別の推移のグラフを図.5 に示す。軽工業は期間全体を通じてあまり変化がなく、４つの産業のなかでも最も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て、期間の終わりには 0.8 未満の水準まで達しているのに対して、金属工業と機械工業は 1983-91 年の期間で低下するが、1991 年を境に金属工業は上昇を始め、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。稼働率（CU_c）と長期コストのアウトプット弾力性（ε_{CY}^L）の積で表されるコストのアウトプット弾力性（ε_{CY}）を表 2-9 に、その年次別推移のグラフを図 2-5 と 2-6 に示す。

産業別のマークアップ（p_Y / MC）について計測した結果を表 2-10 に示す。また、年次別の推移のグラフを図 2-7 に示す。産業別にみると全体的に金属工業のマークアップ率が高く、軽工業は最も低い。期間別の変化パターンでみると、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をしているが、1980 年以降は長期的には上昇傾向を示し、特に機械工業は 1980 年代の後半からの上昇が著しい。製造業全体ではマークアップ（p_Y / MC）は設備稼働率（CU_c）および長期コストのアウトプット弾力性（ε_{CY}^L）との間にははきりとした負の相関が見られたが、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）が見られるが、軽工業との相関は正の高い相関（0.601）がみられた。また、マークアップ率と標準 TFP 成長率（$-\varepsilon_{Ct}$）と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。

d. 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、2-3 節で紹介した規模効果を考慮した TFP 成長率（$-\varepsilon_{Ct}^{R}$）を推計する(10)式、稼働率を考慮した TFP 成長率（$-\varepsilon_{Ct}^{F}$）を推計する(16)を用いてそれぞれのバイアスを計算してみる。但し、(16)式から求められるバイアスでは規模に関して収穫一定（$\varepsilon_{CY}^{L}=1$）を仮定しているので、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 2-8-(1)～(4)は各産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。産業別にみると、軽工業はバイアスが小さく、全体的にはプラスのバイアスの傾向にある。化学工業も軽工業と同様にバイアス小さいが、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スの方が大きいケースが、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て、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出来る。

e. 90 年代の技術進歩率（$-\varepsilon_{Ct}^{T}$）

これまで 1991-98 年の期間の平均年成長率で議論してきたが、一時的な経済ショックで TFP 成長率が下落して平均が低下しているか、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。表 2-6 に示されている技術進歩率の推移をみると、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 年期間と 1991-98 年期間ではあまり差は見られない。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みても、1991-98 年の期間の成長率は前の期間よりはっきりした低下を見せており、化学工業についてはその低下が大きい。このことから、

化学工業と機械工業は1990年代で技術進歩率が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考えられるのは、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、および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を図 2-10 に示したが、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するならば、1980 年代に比較してどの産業も大きく下落しており、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（図 2-11）をみても、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て、機械工業の低下は大きい。

2.5.3　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 成長率の計測で、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。ここでは製造業の TFP 成長率の計測結果が報告されている、河井・乾(2003)、吉川・松本(2001)等の報告による製造業の 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 [17)]。1973-83 年、1983-91 年の期間では表―4.2 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。河井・乾（2003）は JIP データベースのデータに基づいて実質生産額ベースで計測を行なっているが、資本投入データを設備稼働率で調整したもの用いていることと、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。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。河井・乾（2003）は経済産業調査の稼働率を用いているから、本研究の推計稼働率 CU_c よりも大きい。また、本研究では 1990 年代に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、製造業としての集計された 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」という仮定は設定されていないが、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。中島等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。

2.6 結論と今後の研究課題

製造業のTFP成長率は、経済全体のTFP成長率について大部分を占めるものであり、90年代にマクロ経済のTFP成長率が低下したのは、製造業のTFP成長率が低下したことによるものである。さらに詳しく見ると、軽工業と機械工業が製造業全体のTFP成長率に大きな影響を与えている。3期間における産業別TFP成長率は、軽工業が全期を通じて低下している。化学工業と機械工業は第1､2期（1973-83､1983-91年）では高い成長率であるものの、バブル崩壊以降の第3期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増加する傾向で、化学工業と機械工業の拡大傾向が顕著である。製造業全体ではTFP成長率と稼働率には正の相関が、TFP成長率とマークアップには負の相関が見られた。しかし産業別でみると、軽工業と機械工業については類似した結果が得られたが、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った。標準TFP成長率は、80年代において軽工業を除く他の3部門で過大に推定され、90年代ではいずれの産業も過少に推定されている。従ってバイアスを取り除いた技術進歩率を用いると、90年代における減少幅は標準TFPを用いた場合より小さい。先行研究との比較では、稼働率の違いがTFPの計測に誤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いるが、これは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ている「生産動態統計調査」をもとに集計されたもので、生産能力に対する生産量の比率で算定されている。したがって、企業が「生産能力」をどのように捉えるかによって稼働率は大きく変動する可能性がある。稼働率と実質GDP成長率と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。

本研究は1973-98年における製造業TFP成長率を全製造業と4つの部門レベルで分析をした。分析に当たって、通常仮定される「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の計測に大きな影響を与えることを考慮し、これらのインパクトを個別に把握できるコスト面（Dual-side）でのアプローチを用いた。主な結論は次の通りである。製造業のTFP成長率はマクロ経済のTFP成長率に対しての寄与度が最も大きいため､90年代におけるマクロ経済のTFP成長率の低下は製造業のTFP成長率低下が原因である。TFP成長率の計測において､その重要性が認識されている稼働率は、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った。TFP成長率と稼働率と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、一般的な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。このバイアスのため1980年代のTFP

成長率は過大に推定され、1990 年代の TFP 成長率は過少に推定されている。

日本経済の長期低迷の主要因として、TFP 成長率の低下が挙げられることは多い。しかし、TFP 成長率の変化を緻密に計測している研究はさほど多くない。TFP 成長に関する議論は、それが持つバイアスをきちんと認識した上でなされるべきである。推計された設備稼働率は最適稼動率から大きく乖離しており、これは過剰設備の存在を意味している。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、特に稼働率が与える影響は大きい。バブル経済の崩壊以後、需要の急激な減少に比べ生産設備が過剰になり、稼働率が減少し、それに伴う TFP 成長率の下落が 90 年代の日本経済の低迷につながっている。TFP 成長率を用いて 90 年代の経済低迷の要因について議論する場合、マクロレベルでの 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謝らせることになりかねない。

今後の研究課題としては、4 部門と 35 部門についてより詳細に分析を行い、技術進歩率低下の要因をさらに明らかにすることである。同時に、産業間の技術移転効果、産業構造の変化と生産性がどのようにリンクするのか検証することである。これらの研究課題は、第一章で研究された 46 都道府県の収束性と産業構造の転換についての研究と密接に繋がることである。著者が研究目標としている産業、企業レベル、地域間での産業収束と生産性収束を研究することになるである。特に、収束させる原動力として貿易、人的資本、R&D, 技術移転、FDI、労働移動などのような内生的要因の関連を究明することによって、これからの日本経済の回復について、同時に開発途上国と先進国経済の収束と産業構造転換においても正しい政策的含意を生み出せることを期待する

注釈)

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：松本・吉川 (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)

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みると、従業者が 50 人以下の事業所が全体の 25～28%を占めている。小規模企業が含まれていないデータでの計測は製造業全体の姿を大きく変えてしまう。

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動との比率で表され

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。

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

$$MR = p_Y + Y \cdot \frac{dp_Y}{dY} = MC \qquad \frac{d\ln p_Y}{d\ln Y} = \frac{dp_Y}{dY} \cdot \frac{Y}{p_Y} = \varepsilon_{PY}$$ とすれば、$p_Y(1+\varepsilon_{pY}) = MC$

5) $(1+\varepsilon_{pY}) = MC / p_Y = C / p_Y Y$であり、また、$S_j = p_j v_j / p_Y Y \quad M_j = p_j v_j / C$である。

従って、$S_j = M_j(1+\varepsilon_{PY})$が成立

6) 総コスト関数は$C = G(\cdot) + \sum p_k x_k$で表される。

準固定インプットkに関するコスト弾力性ε_{Ck}は次のように表される。

$$\varepsilon_{Ck} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln x_k} = \frac{\partial C}{\partial x_k} \cdot \frac{x_k}{C} = \frac{\partial(G + \sum p_k x_k)}{\partial x_k} \cdot \frac{x_k}{C} = \frac{(p_k - Z_k)x_k}{C}$$

但し、$Z_k = -\partial G / \partial x_k$

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

$$= 1 - \frac{\sum(p_k - \partial G / \partial x_k)x_k}{C} = 1 - \sum \varepsilon_{Ck}$$

7) 長期コストのアウトプット弾力性をε_{CY}^Lとし、コスト関数がホモセティックであると仮定すれば、ε_{CY}^Lは次のように表せる。

$$\varepsilon_{CY}^L \equiv \frac{d\ln C}{d\ln Y} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} + \sum_k \frac{\partial \ln C}{\partial \ln x_k} \cdot \frac{dx_k}{dY} \cdot \frac{Y}{x_k} = \varepsilon_{CY} + \varepsilon_{CY}^L \sum_k \varepsilon_{Ck}$$

但し、$\varepsilon_{kY}^L = \dfrac{dx_k}{dY} \cdot \dfrac{Y}{x_k} = \varepsilon_{CY}^L$　　長期において規模に関して収穫一定とすれば$\varepsilon_{CY}^L = 1$であるから、$\varepsilon_{CY} + \sum_k \varepsilon_{Ck} = 1$　　従って　$\varepsilon_{CY} = 1 - \sum_k \varepsilon_{Ck}$

長期において規模に関して収穫不定の場合は、$\varepsilon_{CY} = \varepsilon_{CY}^L(1 - \sum_k \varepsilon_{Ck})$となる。

8) 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。但し、μ_1はコスト面の規模弾

性値（ε_{CY} の逆数） Morrison 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。

(17)式は(15)式の１つ目の等号において $\varepsilon_{CY}=\varepsilon^{L}_{CY}(1-\sum_{k}\varepsilon_{Ck})$ としたものである。

(18)式を利用すると $-\varepsilon^{T}_{Ct}=\varepsilon^{L}_{CY}CU_{c}\dfrac{\dot{Y}}{Y}-\sum_{j}\dfrac{p_{j}v_{j}}{C}\dfrac{\dot{v}_{j}}{v_{j}}-\sum_{k}\dfrac{Z_{k}x_{k}}{C}\dfrac{\dot{x}_{k}}{x_{k}}$

$CU_{c}=C^{*}/C$ であるから

$$\frac{-\varepsilon^{T}_{Ct}}{\varepsilon_{CY}}=\frac{\dot{Y}}{Y}-\frac{1}{\varepsilon^{L}_{CY}}\frac{C}{C^{*}}\{\sum_{j}\frac{p_{j}v_{j}}{C}\frac{\dot{v}_{j}}{v_{j}}+\sum_{k}\frac{Z_{k}x_{k}}{C}\frac{\dot{x}_{k}}{x_{k}}\}=\frac{\dot{Y}}{Y}-\frac{1}{\varepsilon^{L}_{CY}}\{\sum_{j}\frac{p_{j}v_{j}}{C^{*}}\frac{\dot{v}_{j}}{v_{j}}+\sum_{k}\frac{Z_{k}x_{k}}{C^{*}}\frac{\dot{x}_{k}}{x_{k}}\}$$

従って、$-\varepsilon^{T}_{Ct}/\varepsilon_{CY}$ はシャドーコスト C^{*} で評価され TFP 成長率である。

9）JIP データベースについては内閣府経済社会総合研究所（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。労働の賃金と時間などが調整された質データも提供している。JIP2006 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。

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

11）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、利率 r と時間 t は変数から削除した。

$$p_{Y}=D^{-1}(Y,\mathbf{p})=\beta_{0}+\beta_{1}Y+\beta_{2}p_{IM}+\beta_{3}UN+\beta_{4}POP+\beta_{5}r+\beta_{6}t$$

12）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 ウエイトが適しているとして解説している。Domar（1961）は各産業の TFP 成長率を経済全体に集計する場合は、各産業の生産額の経済全体の付加価値に対する比率をウエイトとする必要があることを示した。

部門 i の（$i=1,\ldots,35$）の Domar ウエイトを w_{i} とすると次のように表される。

$w_{i}=Y_{i}/\sum_{i=1}^{35}VA_{i}$ Y_{i}：部門 i の産出（gross output）、VA_{i}：部門 i の付加価値額

製造業全体の TFP 成長率を $\dot{TFP}_{all}$、部門 i の TFP 成長率を $\dot{TFP}_{i}$ とすると、

$$\dot{TFP}_{all}=\sum_{i=1}^{35}w_{i}\cdot\dot{TFP}_{i}$$

13）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（経済分析第 170 号 pp. 371-73）を用いた。

14) ３つ影響因子によって生じる標準 TFP 成長率のバイアスを注表—1 にまとめた。

$-\varepsilon_{Ct}^{R}$　は規模に関して収穫逓増（又は逓減）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 成長率には既に既に考慮されている）

15) 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。使用されているデータは Sawa Takamitsu （1986） Japanese data provided through correspondence via MIT Energy Laboratory, Cambridge, Mass とされているがデータの詳細については言及していない。

16) $\varepsilon_{Yt}^{T}=-\varepsilon_{Ct}^{T}/\varepsilon_{CY}$　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。

17) 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—6-14（経済分析第 170 号 pp.377-79）を Domar ウエイトを用いて集計した。

18) 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」と説明している。中島は Nishimura-Ohkusa-Ariga （1999）の結果を引用して、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。

19) 深尾・権（2004）は Baily（1986）を引用して、付加価値をアウトプットとしたときの TFP 成長率の絶対値は、実質生産額をアウトプットとした場合の TFP 成長率の絶対値より、｛１ー総生産に占める中間コストの割合)｝の逆数分だけ大きくなる傾向がある。