

【調 査】

## 日本の生産性と経済成長

—産業レベル・企業レベルデータによる実証分析<sup>†</sup>—

深尾京司・権 赫旭<sup>††</sup>

本論文では、内閣府経済社会総合研究所の『日本の潜在成長力の研究』ユニットで著者が他の研究者と共同で開発した『日本産業生産性データベース(Japan Industrial Productivity Database, JIPデータベース)』や『企業活動基本調査』個票データをもとに、日本のTFP上昇率の最近の低迷がどのような原因で生じているかを探った。分析により、以下の結果を得た。

近年のTFP上昇率の低迷は、非製造業まで含めた資本設備の稼働率下落によって、一部説明できるが、これを調整しても特に製造業においてTFP上昇率の低迷が著しい。一方非製造業では、規制緩和が進んだ産業を中心にTFP上昇率の加速が観察された。また製造業を営む企業の個票データを用いた分析により、退出効果がマイナス(生産性の高い企業が退出し、低い企業が存続する)という現象が90年代に観察された。このような市場の「新陳代謝機能の低下」と新規参入率の低下が日本の製造業の生産性低迷の原因の一つである可能性が高い。

我々はまた、存続企業のTFPの変動を、規模効果、稼働率変動効果、および技術進歩に分解した。その結果、企業レベルで稼働率の変動や規模効果を調整した場合でも、技術進歩率の下落が多くの産業で観察された。

### 1. はじめに

日本経済は1992年の「バブル」崩壊以降、記録的な低成長を経験してきた。低成長の原因としては有効需要の不足、デフレによる企業のバランスシート毀損、不良債権問題等、需要面や金融面の問題点が指摘されることが多く、供給側については構造改革の必要性が叫ばれてきたものの、厳密な経済分析はあまり行われてこなかった。

第2節で詳しく紹介するように、マクロ経済の成長会計分析の視点に立てば、90年代以降の低成長の原因は以下の3つに大別できよう。第一は、生産年齢人口成長率の下落や週休二日制への以降等による構造的な労働供給増加率の鈍化である。第二は、全要素生産性(以下ではTFPと呼ぶ)上昇率の鈍化である。第三は、失業率の上昇や不況による民間設備投資の低迷といった需要要因である。

3つの原因のうち、第一の労働供給に関する構造的な要因が近年の低成長を説明する上で重要である点については、多くの研究者の意見は一致している。しかし、第二、第三の原因については意見が分かれている。90年代の成長会計に関する最近の論争では、次の2点が主な争点であるように思われる。

第一の争点は、需要要因がどの程度重要かについてである。Hayashi and Prescott(2002)、林(2003)が新古典派的な視点から、労働供給、生産性要因を

重視するのに対し、野口(2002)、深尾光洋(2003)、吉川(2003)、原田(2003)等は、需要低迷の影響が深刻であったと主張する<sup>1)</sup>。

第二の争点は、TFP上昇率低下の原因についてである。TFP上昇率低迷を供給側の構造的要因と考える林(2003)に対して吉川(2003)は、需要の低迷が労働や資本設備の「稼働率」低下を通じてTFP上昇率を下落させた可能性を指摘している<sup>2)</sup>。また西村・中島・清田(2003)は存続企業の生産性が退出企業の生産性より低い場合があるという「市場の自然淘汰機能の崩壊」が96年度以降観察されるとし、このような変化が富山・深尾・随・西村(2001)やFukao, Nishimura, Sui, and Tomiyama(2003)が示した銀行の審査能力の低下によって生じている可能性を指摘している<sup>3)</sup>。

仮に吉川(2003)や西村・中島・清田(2003)の推測が正しいとすれば、最近低迷している日本のTFP上昇率は景気回復による稼働率上昇や金融システムの機能回復によって再び上昇する可能性があると言えよう。

以上2つの争点のうち第二のTFP上昇率下落の原因に関しては、問題の重要性にもかかわらずこれまで緻密な実証研究があまり行われてこなかったように思われる。このような問題意識から本論文では、内閣府経済社会総合研究所の『日本の潜在成長力の研究』ユニットで著者が他の研究者と共同で開発し

た『日本産業生産性データベース(Japan Industrial Productivity Database, 以下ではJIPデータベースと略称する)』<sup>4)</sup>や『企業活動基本調査』個票データをもとに<sup>5)</sup>, 生産性に関する以下の問いに答えることを試みる。

- (1)近年のTFP上昇率の低迷は、非製造業まで含めた資本設備の稼働率下落によって、どの程度説明できるか。
- (2)産業別に見て、TFP上昇率の低迷はどのような産業で著しいか。
- (3)参入・退出効果や残存企業の生産性の変化はそれぞれTFPの変化にどのように寄与したのか。
- (4)存続企業のTFPの変動を、規模効果、稼働率変動効果、および技術進歩に分解した時、技術進歩はどの産業で顕著か。

論文の構成は以下のとおりである。まず次節ではマクロ経済について成長の要因分解を行い、その結果を先行研究と比較する。また稼働率を考慮することにより、設問(1)に答える。第3節ではJIPデータベースを使って、産業別のTFP動向を分析し、設問(2)に答える。第4節では、企業活動基本調査の個票データを用いて企業レベルで成長会計を行い、製造業に関して設問(3)に答える。第5節では、同じデータを用いて産業別に費用関数を推計することにより、設問(4)に答える。最後に第6節では本論文で得られた主な結果をまとめることにする。

## 2. 供給側から見た低成長の原因： マクロレベルの分析

本節では、JIPデータベースをもとにマクロレベルの日本の成長会計分析を行い<sup>6)</sup>, 90年代における日本の低成長の原因について考察する。また我々の分析結果をHayashi and Prescott(2002)をはじめとする日本に関する先行研究と比較する。

### 2.1 マクロ成長会計

まず成長会計の方法について説明しよう。一国全体の $t$ 時点における生産関数を、以下のように資本サービス集計量 $K_t$ 、労働サービス集計量 $L_t$ および技術水準を表すパラメーター $T_t$ の関数として表すことができるとする。

$$Y_t = F(K_t, L_t, T_t) \quad (2.1)$$

$Y_t$ はマクロ経済全体を分析する今の場合には多くの先行研究に従って実質付加価値とする。資本投入は、様々なタイプの資産、構築物等を集計したものであり、労働投入は様々なタイプの労働の集計量である。なお、規模に関して収穫一定を仮定する。

今、(2.1)式がトランス・ログ型で表現すること

が出来ると仮定し、これを時間で微分する。生産者の費用最小化条件

$$\frac{\partial \ln F}{\partial \ln K} = \frac{\partial F}{\partial K} \frac{K}{Y} = \frac{w_K}{p} \frac{K}{Y} = s_K,$$

$$\frac{\partial \ln F}{\partial \ln L} = \frac{\partial F}{\partial L} \frac{L}{Y} = \frac{w_L}{p} \frac{L}{Y} = s_L,$$

を前提とし、

$\bar{s}_{Kt} = (s_{Kt} + s_{Kt-1})/2$  2期間の資本コストシェアの平均値

$\bar{s}_{Ljt} = (s_{Ljt} + s_{Ljt-1})/2$  2期間の労働コストシェアの平均値

とあらわすと、我々は(2.1)式から次式を導出できる。

$$d \ln A_t = d \ln Y_t - (\bar{s}_{Kt} d \ln K_t + \bar{s}_{Ljt} d \ln L_t) \quad (2.2)$$

ただし、 $d \ln Y_t = \ln Y_t - \ln Y_{t-1}$ ,  $d \ln K_t = \ln K_t - \ln K_{t-1}$ ,  $d \ln L_t = \ln L_t - \ln L_{t-1}$ .

(2.2)式左辺は技術変化の生産への貢献

$$d \ln A_t = \frac{\partial \ln F}{\partial \ln T} d \ln T$$

をあらわしており、TFPの上昇率と呼ばれる。経済全体の技術水準は直接測ることが困難であるが、以上の仮定のもとで我々は残差として技術水準の経済成長への貢献を測定することができる。

JIPデータベースでは各産業について学歴、性別、年齢、就業形態(雇用・非雇用)等で区分したカテゴリー別の労働投入(人・時間)を推計し、賃金格差の情報を使ってカテゴリー間の労働の質の違いを推計した上で、質を調整した労働数量指数を算出している。またこの労働数量指数 $L$ を人・時間投入 $MH$ の合計で割ることにより、労働の質を表すインデックスを作成している。このように労働数量指数の変化を人・時間の変化と質の変化に分けた上で、我々は成長会計分析を行う。また、経済成長や生産要素投入は生産年齢人口 $N$ 一人当たりで見ることとする。このため(2.2)式両辺から、生産年齢人口成長率を引いた上で、整理すると次式を得る<sup>7)</sup>。

$$d \ln Y_t - d \ln N_t = \bar{s}_{Kt} (d \ln K_t - d \ln N_t) + \bar{s}_{Ljt} (d \ln MH_t - d \ln N_t) + \bar{s}_{Ljt} (d \ln L_t - d \ln MH_t) + d \ln A_t \quad (2.3)$$

左辺は生産年齢人口一人当たりの実質GDP成長率、右辺各項はそれぞれ、生産年齢人口一人当たりの資本サービス増加の寄与、生産年齢人口一人当たりの人・時間投入増加の寄与、労働の質増加の寄与、および残差として計算されるTFPの上昇を表す。

JIPデータベースを用い、日本経済について以上の成長会計を適用した結果が表2.1.aに報告してある。時期はHayashi and Prescott(2002)に準拠

表 2.1.a 成長会計：1973年-98年

(年率, %)

	実質 GDP 成長率	生産年齢人口 の成長率	実質 GDP/生 産年齢人口の 成長率	全要素生産性 の上昇率	実質資本サー ビス/生産年 齢人口増加の 寄与	労働投入/生産年齢人口増加の寄与	労働投入/生産年齢人口増加の寄与	
							合計	うち人・時間 /生産年齢人 口増加の寄与
	a=c+b	b	c	d=c-e-f	e	f=g+h	g	h
1973-83	3.56%	0.88%	2.68%	-0.27%	1.83%	1.12%	0.46%	0.65%
1983-91	3.94%	0.84%	3.09%	0.54%	1.47%	1.08%	0.62%	0.46%
1991-98	1.25%	0.06%	1.19%	0.11%	0.96%	0.12%	-0.10%	0.21%

生産年齢人口は 15-64 歳の男女人口

表 2.1.b 生産要素投入量の成長率

	実質資本ス トック/生産 年齢人口の成 長率	人・時間/生 産年齢人口の 成長率	労働の質の成 長率
1973-83	6.35%	0.65%	0.92%
1983-91	4.31%	0.95%	0.70%
1991-98	2.88%	-0.14%	0.32%

して 1973-83 年, 83-91 年, 91-98 年の 3 つに区分した。1973 年は第一次オイルショック時, 1983 年は第二次オイルショック後の回復期, 1991 年は「バブル経済」期の終わりにあたる。JIP データベースの詳細については, 深尾・宮川・河井・乾・他(2003)を見られたい。表 2.1.b には, コストシェアを掛けて寄与率にする前の, 各生産要素の成長率が報告してある。表 2.1.a と表 2.1.b を比較すれば JIP データベースにおけるコストシェアも逆算できる。例えば 91-98 年の資本コストシェアは 0.96 割る 2.88 つまり 0.33 であった。

表 2.1.a が示すように, 1983-91 年平均と 91-98 年平均を比較すると, 実質 GDP 成長率は 3.94% から 1.25% へと 2.69% 下落したが, 成長会計によればこれは以下のように分解される<sup>9)</sup>。

生産年齢人口成長率低下の寄与：0.79%

TFP 上昇率下落の寄与：0.43%

資本ストックサービス/生産年齢人口成長率下落の寄与：0.51%

人・時間/生産年齢人口成長率下落の寄与：0.72%

労働の質上昇率下落の寄与：0.25%

注目すべきことは, 列記した全ての要因が日本の経済成長率を下落させる寄与をしている点であろう。第 1 節でも述べたように理論的な視点から見れば 90 年代に実質 GDP 成長率を下落させた要因は次の 3 つに大別できよう。

第一に 90 年代には, 生産年齢人口成長率の下落や週休二日制への以降等により労働供給増加率が鈍化した。これは労働供給に関する構造的要因と呼ぶ

ことができよう。また労働の質上昇率の鈍化もこの要因に含めて考えられよう。ソロータイプの成長モデルによれば生産年齢人口成長率の 0.79% 鈍化と労働の質上昇率の 0.25% 下落はあわせて均整成長率を 1.04% だけ低下させたことになる。一方, 週休二日制への移行による労働時間の減少は一時的に成長率を鈍化させただけであり, 均整成長率には影響しないと考えられる。

第二に TFP 上昇率が鈍化した。0.43% の TFP 上昇率下落はその分経済成長率を鈍化させるだけでなく, 新古典派成長モデルによれば均整成長における資本ストック蓄積の鈍化を通じても経済成長率を低下させる。例えばコブ・ダグラス型生産関数を前提としたソロータイプの成長モデルで資本コストシェアを 0.33 とすれば, 0.43% の TFP 上昇率鈍化は, 均整成長率をその 1.5 倍の 0.65% 下落させる<sup>9)</sup>。

第三に 91 年から 98 年の時期には, 「バブル経済」末の好況期から, アジア通貨危機や国内金融危機に伴う不況期へと日本経済は移行しており, 失業率の上昇や不況による民間設備投資の低迷といった需要要因が作用していたと考えられる。表 2.1.a の人・時間/生産年齢人口成長率下落の寄与 0.72% や資本ストックサービス/生産年齢人口成長率下落の寄与 0.51% をあわせた成長率鈍化 1.23% のうちかなりの部分は, 需要要因に起因していよう。

## 2.2 稼働率を調整した TFP 上昇率

90 年代に実質 GDP 成長率が低下した 3 つの原因のうち第二にあげた TFP 上昇率低下については, 景気低迷による稼働率低下に一部起因している可能性がある。この点を確認するため, 稼働率を調整した TFP 上昇率を求めてみよう<sup>10)</sup>。

JIP データベースでは非製造業を含めて各産業について資本設備稼働率を推計している。推計方法の詳細については深尾・宮川・河井・乾他(2003)に譲るが, 基本的に製造業については経済産業省の『鉱工業指数』の稼働率指数を, 非製造業については,

表 2.2 稼働率変化を考慮した場合の成長会計：1973年-98年 (年率, %)

	実質 GDP/生 産年齢人口の成 長率	全要素生産性(稼 働率変化を考慮 の上昇率	実質資本サービス *稼働率/生産年 齢人口増加の寄与	労働投入/生産 年齢人口増加の 寄与
	a	b=a-c-d	c	d
1973-83	2.68%	-0.30%	1.87%	1.12%
1983-91	3.09%	0.43%	1.58%	1.08%
1991-98	1.19%	0.23%	0.84%	0.12%

90年代は日銀短観の『生産・営業用設備(「過剰」—「不足」)判断項目』(以下、設備 D. I. と呼ぶ)、それ以前は中間投入・資本ストック比率の情報を使って推計を行っている。各産業の実質資本ストックをウェイトとして算出した、マクロ経済全体、および一次産業・製造業とサービス業(以下では一次産業・製造業以外の全産業をサービス業と呼ぶ)別の稼働率を見ると、1990年代に入って、製造業において稼働率の落ち込みが著しい。これに対して非製造業では、日銀短観の設備 D. I. が比較的堅調であったことを反映して、推計された稼働率は高く推移している<sup>11)</sup>。

表 2.2 は資本ストックの投入が資本ストック存在量ではなく、これに稼働率をかけた値であると仮定して算出した成長会計の結果である<sup>12)</sup>。この表では90年代に製造業で稼働率が大きく下落したことを反映して、91年以降の資本投入増加の寄与は0.84%と、表 2.1 の対応する値(0.96%)と比較して小さくなっている。また83-91年については稼働率が上昇したことを反映して資本投入増加の寄与は1.58%と、表 2.1 の対応する値(1.47%)と比較して大きくなっている。このため残差として算出される TFP 上昇率の83-91年と比較した91-98年における下落幅も、稼働率を考慮しなかった場合には0.43%(0.54%から0.11%へ)であったのに対し、稼働率を考慮した表 2.2 の場合は0.20%(0.43%から0.23%へ)とかなり小さくなっている<sup>13)</sup>。

### 2.3 TFP 上昇率に関する先行研究との比較

ここで我々の日本経済に関する成長会計の結果を、

表 2.3 Hayashi and Prescott による成長会計：1960年-2000年 (年率, %)

	実質 GNP/生産年 齢人口の成長率	全要素生産性(稼 働率変化を考慮せ ず)の上昇率	実質資本ストック/ 生産年齢人口増加の 寄与	人・時間/生産 年齢人口増加の 寄与
	a	b=a-c-d	c	d
1960-73	7.2%	4.1%	4.1%	-1.0%
1973-83	2.2%	0.5%	2.1%	-0.4%
1983-91	3.6%	2.4%	1.4%	-0.3%
1991-2000	0.5%	0.2%	1.1%	-0.8%

注) 生産年齢人口は20-69歳の男女人口。

先行研究の結果と簡単に比較しておこう。代表的な先行研究としては Hayashi and Prescott(2002) があげられよう。彼らは国民経済計算等のマクロデータに独自の改訂を加えた上で、1960-2000年の日本経済について成長会計分析を行っている。表 2.3 には彼らの結

果がまとめてある<sup>14)</sup>。Hayashi and Prescott においても1991年以降それ以前の時期と比較して、資本ストック/生産年齢人口比率上昇の寄与、生産年齢人口あたり労働投入増加の寄与、TFP 上昇率が全て低下したという点では、我々の表 2.1 や表 2.2 と同様の結果が得られている。ただし、彼らの結果においては我々よりも、91年以降の労働投入や資本ストックの増加率の下落が緩やかで、このため残差として計算される TFP 上昇率の下落が激しい(2.4%から0.2%への2.2%の下落)。TFP 上昇率の下落に関するこのような差異が生じた理由としては以下の点が指摘できよう。

第一に、Hayashi and Prescott(2003)では労働の質の変化について考慮していない。表 2.1.b で示したように労働の質の上昇率は近年低下傾向にあり、これを考慮しない彼らの推計では TFP 上昇率の近年の下落を過大に評価している可能性がある。

第二に、彼らは総生産を海外からの要素所得純受取を含む GNP で測り、これに対応して資本ストックに対外純資産を含めている。GNP 統計においては、国内で蓄積された実物資産の収益は固定資本減耗を含む粗概念で記録されるのに対し、対外投資からの収益は純概念で記録される。このため総資本に占める対外純資産の割合が急増した近年においては、GNP ベースで見た資本収益のシェアは下落している可能性があるのに、これを考慮していない。このため91年以降について資本ストック増加の寄与を過大に、従って TFP 上昇率の下落を過大に評価している可能性がある。

重要な先行研究としてはこの他、Jorgenson and Motohashi (2003) があげられよう<sup>15)</sup>。彼らは TFP 上昇率が1975-90年平均の0.96%から90-95年に0.61%へと一旦下落した後、95-2000年には1.04%へと再び上昇したとの結果を得ている。このような客観的な結果が得られた最大の原

因は、彼ら自身が指摘しているように、情報技術(IT)財のデフレーターとして日本のデータを用いず、米国におけるIT財と非IT財の相対価格を日本の非IT財価格に掛けることで、日本に関する独自のIT財デフレーターを作成していることにあると考えられる<sup>16)</sup>。米国の物価統計の方がIT財の相対価格下落が激しいので、このように推定すると日本におけるIT財生産の成長率が上昇し、GDPの成長率自体が高くなる<sup>17)</sup>。このような調整を彼らが行うのは、日本ではIT財価格統計で品質向上に関する調整が十分に行われておらず、日本の政府統計のIT財デフレーターは下落幅が小さすぎると判断したためである<sup>18)</sup>。

IT財デフレーターに関する彼らの指摘は興味深い。米国の相対価格を日本にそのまま適用するのは乱暴であるように思われる。日本においてもIT革命により近年TFP上昇率が高まっているという結論を出す前に、米国と同様に品質向上を考慮した時、日本のIT財価格がどのような動向にあるか、日米間でIT財価格にどのような格差があるか等について、より詳しい検討が必要であろう。

### 3. TFP 上昇率の産業別動向とその背景

前節では、日本経済全体で見ると1990年代に入ってTFP上昇率が停滞したこと、ただしこの停滞のうちかなりの部分は稼働率の下落で起きている可能性があることを見た。本節ではJIPデータベースを使ってTFP上昇率を産業別に調べてみることにしよう。

#### 3.1 製造業・一次産業とサービス産業の比較

表3.1は日本経済全体を製造業・一次産業(非サービス産業と呼ぶ)とサービス産業に二分して、そのTFP上昇率を時期別に比較している。なお、後述する年次経済財政報告(内閣府(2001, 2002))等との比較を容易にするため、労働の質変化を考慮しない場合や、資本設備の稼働率変化を考慮しない場合についても成長会計分析を行っている。表3.1のうち左上の結果が我々の標準ケースである。なお、業種別の成長会計においても、基本的に(2.2)式を用いてTFPを算出したが、実質中間投入も要素投入として明示的に扱った。従って左辺の生産量は付加価値でなく、実質総生産額(gross output)である<sup>19)</sup>。

表3.1のうち、労働の質と稼働率変動を調整した我々の標準ケースの結果によれば、91年以降にTFP上昇率が下落したのは製造業・一次産業においてであり、サービス業においてはむ

しろTFP上昇率がやや改善したことが分かる。製造業・一次産業の動向は、シェアの大きい製造業が左右している。従って製造業における、稼働率の下落だけでは説明できないTFP上昇率の下落が、マクロ全体のTFP上昇の停滞を生み出していることになる。

この結果は、1990年代における日本経済の生産性上昇の停滞が非製造業にあるとする内閣府(2001, 2002)や日本銀行(1998, 1999)の主張とは正反対である。例えば、内閣府(2001)は成長会計によって80年代と90年代の産業別TFP上昇率を比較し、製造業では90年代に入ってもTFP上昇率があまり下落しなかったのに対し、非製造業はTFP上昇率がプラスからマイナスへと大きく落ち込み、これがマクロ経済のTFP上昇を引き下げたと結論付けている。

比較的似た成長会計を行っている内閣府(2001)と我々の分析から、なぜ逆の結果が得られたかについて考えてみよう。原因の有力な候補は、内閣府の研究では労働の質の変化について調整せず、また非製造業について稼働率の変動を調整していない点であろう。このことを確認するために、我々のデータを使って、製造業・一次産業については標準ケースと異なり労働の質を調整しない場合、サービス業については労働の質を調整しないだけでなく稼働率の変動も調整しない場合について、それぞれTFP上昇率を計算してみた。その結果が表3.1の影を付けたセルに報告してある。表3.1が示すように、90年代の製造業におけるTFP上昇率に関する内閣府の推計は、労働の質の上昇を考慮していないことによって、年率約0.1%程度過大であることが分かる<sup>20)</sup>。一方、サービス業についてはこれらの要因では内閣府と我々の結果の違いを説明できない。

異なった結果が出た原因の候補としては他に、内閣府が実質付加価値を生産量と見なしてTFPを計算しているのに対し<sup>21)</sup>、本論文では実質総生産(Gross Output)を生産量と見なしてTFPを計算している違いが考えられる。Bailey(1986)等が示した

表3.1 非サービス業とサービス業における全要素生産性上昇率：1973-98年 (年率, %)

		稼働率変化を考慮		稼働率変化を考慮せず	
		非サービス	サービス	非サービス	サービス
労働の質 変化を考 慮	73-83	0.66%	-0.77%	0.57%	-0.72%
	83-91	0.67%	-0.07%	0.74%	0.05%
	91-98	0.21%	0.13%	0.03%	0.19%
労働の質 変化を考 慮せず	73-83	0.85%	-0.40%	0.76%	-0.35%
	83-91	0.78%	0.24%	0.84%	0.37%
	91-98	0.32%	0.23%	0.15%	0.29%

ように、実質付加価値を生産量と見なした TFP 上昇率の絶対値は、実質生産額をアウトプットと見なす TFP 上昇率の絶対値より、 $\{1 - (\text{総生産に占める中間投入コストの割合})\}$  の逆数分だけ大きくなる傾向がある<sup>22)</sup>。非製造業と比べて製造業の方が、総生産に占める中間投入コストの割合は大きいから、TFP 上昇率が正の場合、内閣府の計算では製造業の TFP 上昇が特に大きいとの結果を得ることになる。

また、真の生産関数が(2.1)式であるにもかかわらず実質付加価値を生産量とみなして TFP を計算すると、中間投入財と生産物の相対価格が著しく変化する場合等には、TFP 上昇率の推計値にバイアスが生じることが知られている(この問題については McGucjin(1993) が詳しい)。我々は Baily(1986) の公式をもとに JIP データベースを使って製造業についてバイアスを計算してみたが、90年代は相対価格が安定していたこともあり、推定されたバイアスは極めて小さかった。

乖離の原因としてはこの他、成長会計において用いた労働と資本のシェアの値の違いが考えられる。我々がコストシェアを使って成長会計を行っているのに対し、内閣府は分配シェアを使っている。90年代には不況の下で資本分配率が低下した。一方製造業では人・時間で測った労働投入が大幅に減少した。このため、内閣府の推計ではこの時期の製造業における TFP 上昇率を過大に推計している可能性がある。内閣府の方法<sup>23)</sup>で98年における製造業について資本分配シェア・労働分配シェア比を計算すると0.422であり、対応する JIP データベースの資本コスト・労働コスト比0.450よりやや低かった。製造業では91-98年に労働投入(マンパワー)が比較的急速に減少(JIP データベースでは年率約2%)した一方、実質資本ストックは増加し続けた(JIP データベースでは年率約2%)。従って確かに、内閣府の推定では労働シェアが高い分だけ製造業の TFP 上昇率を過大に推計している可能性がある。しかしこれで説明できる TFP 上昇率の差は年率0.1%程度である。

また、各産業の金融業からの中間投入の一部に当たる帰属利子については、内閣府の計算では国民経済計算に準拠して、中間投入と見なしていないのに対し、総務省産業連関表に準拠している JIP データベースでは中間投入と見なしている。非製造業の金融業からの借入が急拡大した「バブル」経済期については、内閣府の非製造業の実質付加価値成長率は過大に評価されていると考えられる。

以上の考察で、我々の結果と内閣府の結果がなぜ

乖離しているかが全て分かったわけではない<sup>24)</sup>。製造業については、内閣府の推定では労働の質の変化を考慮していないこと、労働シェアを高く推計していること、実質付加価値をアウトプットと見なして TFP を計算していることが、TFP 上昇率を高めに推計させた原因の一部であると考えられる。非製造業については乖離の理由はまだ良く分からない。この問題については今後、より詳細な検討が必要であろう。

### 3.3 3 桁産業別の TFP 上昇率

次に JIP データベースを使って3桁産業別の全要素生産性上昇率を見てみよう。脚注19で議論したように、各産業 TFP 上昇のマクロ TFP 上昇に対する寄与は、各産業の TFP 上昇にドーマー・ウエイト(Domar(1961))を掛けることによって算出できる。JIP 分類84業種についてそれぞれ推計したこの値を<sup>25)</sup>、2桁産業別にまとめたのが図3.1と図3.2である<sup>26)</sup>。図3.1からは、先にも議論したとおり、90年代に入って製造業の TFP 上昇率が低迷する一方で、卸売・小売業、放送・通信業、金融・保険・不動産業、など一部の非製造業で TFP 上昇率が比較的堅調であることが分かる。図3.2は製造業各産業の TFP 上昇率を示すが、電気機器、石油・石炭製品、化学でプラスの TFP 上昇が観察される以外、多くの製造業種で技術水準の低迷が見られる。

製造業の低迷と一部の非製造業の TFP 上昇がそれぞれどのような原因で起きているのかは興味深い問題である。製造業低迷の原因については第4節と第5節で企業レベルのデータを使って詳細な分析を行う。ここでは、一部の非製造業における TFP 上昇の原因について考えておこう。

1990年から98年にかけては非製造業において急速な規制緩和が進められた。主な規制緩和だけでも(以下の緩和事例は日本銀行調査統計局(1999)からの引用である)。

(卸小売)・大規模店舗法の改正(92年)  
 (通信)・NTTの民営化及び電気通信事業法の制定による新規参入の自由化(85年)、携帯電話等に関する売切制の導入(94年)、移動体通信料金の届出化(96年)  
 (運輸)・国内航空のダブル・トリプル化基準の廃止(97年)及び航空運賃に関する幅運賃制度の導入(96年)、タクシー事業に係る運賃料金の多様化(93年)及びタクシーの需給調整の緩和(97年)、車の車検場での点検・整備と検査の分離、6ヶ月点検の廃止(95

図 3.1 マクロ経済の TFP 上昇への各産業の寄与：業種別・時期別  
年率%

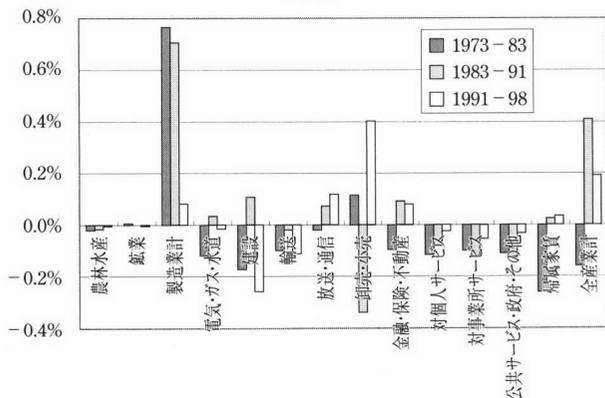
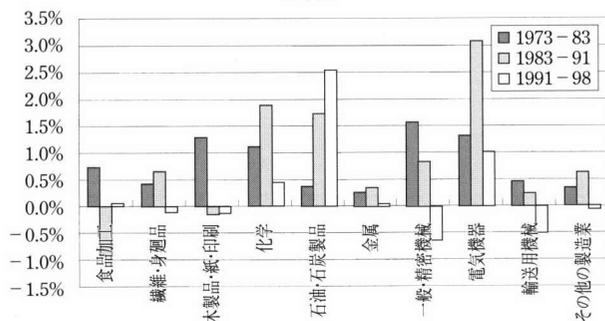


図 3.2 製造業各産業の TFP 上昇率：時期別  
年率%



年),トラック事業の免許制から許可制への変更及び運賃の認可制から届出制への変更(90年)(労働)・民間の有料職業紹介事業及び労働者派遣事業が扱う対象業種の拡大(97年)(電力)・卸電気事業に係る許可の原則撤廃と,一般電気事業者の電源調達への入札制度の導入(95年)(建設)・公共事業における制限付き一般入札制度の導入(95年)

等の改革が行われた。このような規制緩和が,先に見た卸売・小売業や放送・通信業における TFP 上昇をもたらした可能性がある。規制緩和が TFP に与えた影響に関する実証研究としては中西・乾(2003)があげられよう。彼らは住友生命総合研究所(1999)に記載された規制緩和の歴史を 3 桁産業別にデータベース化して,頻度指数として「規制緩和指数」を作成し,1970-98 年の期間(5年おき)について 3 桁産業レベル(製造業も含む)のパネルデータを使って TFP 上昇率(JIP データベースに基づく)の決定要因を分析している。推計の結果,固定効果を考慮に入れた場合でも,「規制緩和指標」が正で有意との結果を得ている。表 3.2 は彼らの指標を 2 桁産業

別に集計した結果だが,確かに一部の非製造業において 90 年代に規制緩和が進展したことが分かる。

一部の非製造業における TFP 上昇の原因としてもう一つ指摘できるのは対内直接投資の影響であろう。対内直接投資に関する規制緩和,世界的な M & A ブーム,金融危機等を背景に,1990 年代後半には金融・保険業や放送・通信業を中心に M & A による外資の活発な進出が見られた。村上・深尾(2003)は企業活動基本調査の企業データを用いて製造業における外国企業による日本企業に対する買収・資本参加を分析し,外資系企業の買収後には投資先企業の TFP を上昇させる傾向があること,したがって外資系企業による買収・資本参加は産業全体の TFP にプラスの寄与をした可能性が高いこと,等の結果を得ている。

#### 4. 参入・退出と製造業の生産性：企業データによる成長会計分析

本節では、『企業活動基本調査』の個票データを用いることにより,企業間での市場シェアの変化や参入・退出が TFP 上昇の停滞に与えた効果を分析する。データの制約のため,分析対象期間は 1994-2001 年度,対象産業は製造業のみとする<sup>27)</sup>。

この問題については第 1 節でも述べたように西村・中島・清田(2003)が我々とほぼ同じデータを用いて,退出企業の生産性が存続企業の生産性より高い場合があるという「市場の自然淘汰機能の崩壊」が 96 年度以降観察されることを指摘している。以下では彼らと比較して 4 つの点で異なる分析を行う。第一に,西村達は参入・退出効果を産業レベルで集計して評価する場合には参入効果と退出効果の合計のみを算出している。本論文では,異なった要因分解の方法を採用することにより,参入効果と退出効果を区別して算出する。新しい方法の採用により,海外における参入・退出効果に関する先行研究と日本のそれとの比較も可能になった。第二に西村達は 10 業種別に分析を行っているが,本論文ではより詳細な 30 業種別で分析を行う。これにより,産業毎に異なるデフレーター動きや生産要素集約度の違いを織り込んだ推計が可能になる。第三に西村達は付加価値を付加価値デフレーターで実質化した値をアウトプットの指標としたり,資本ストックを基本的に簿価のまま使うなど,生産性の推計に関してはかなり簡略化した手法を採用している。本論文では

表 3.2 中西・乾(2003)が算出した各産業の「規制緩和指標」: 時期別

	1970	1980	1990	1998
製造業	0.811	0.811	0.785	0.765
電気・ガス・水道	0.340	0.345	0.341	0.426
建設	0.667	0.667	0.750	0.750
輸送	0.315	0.329	0.343	0.453
通信	0.503	0.495	0.735	0.795
卸売・小売	0.251	0.331	0.397	0.540
金融・保険・不動産	0.301	0.341	0.500	0.635
その他サービス	0.560	0.571	0.588	0.599

卸売物価・企業物価指数をもとに作成した3桁産業別の生産物デフレーターや中間投入デフレーター、工業統計表から作成した資本ストック時価簿価比率、等を使うことより、より緻密な生産性の測定を行う。第4に西村達が98年度までのデータを用いているのに対し、本論文では2001年度までと、より最近までカバーしたデータを用いる。

#### 4.1 企業レベルのTFPの測定

ノンパラメトリックに企業間生産性格差を計測する方法を開拓した代表的な先行研究としては、Caves, Christensen, and Diewert(1982)とGood, Nadiri, and Sickles(1997)があげられよう。

Caves達によって開発された多角的生産性指数(multilateral productivity index)は各企業の産出量と産業平均産出量の差(対数値)から各生産要素について各企業の投入量と産業平均投入量の乖離(対数値)に各企業の生産要素シェアと産業平均生産要素シェアの平均値を掛けた値を引いて求められる。言い換えれば、Caves達の多角的生産性指数は、ある時点において平均的な産出量、投入量、生産要素シェアを持つ代表的企業(representative firm)を想定し、各企業の生産性を代表的な企業との相対的格差として算出される。この指数はある時点において二つ以上の企業間で生産性を比較する場合には非常に有用である。しかし企業の参入等により時間を通じて対象とするサンプル企業が変化し平均的な生産性水準がシフトする場合や、各企業の生産性が時間を通じて変化する場合には、適切な分析が行えないという弱点がある。

これに対してGood, Nadiri, and Sickles(1997)はディヴィジア指数の離散時間型による時系列接続方法を使ってCaves達の多角的生産性指数の問題点を克服した。Good達は想定する代表的企業のTFPが時間の経過につれ変化することを考慮することによって、横断面的な生産性分布だけでなく時間を通じた生産性分布の変化も同時に捉えることを可能にした。この指数はAw, Chen, and Roberts

(1997), Hahn(2000), 深尾・伊藤(2002)によって台湾の製造業、韓国の製造業、日本の自動車産業における事業所レベルのデータにそれぞれ応用された。

本論文でも上記の諸研究と同じように $t$ 時点( $t > 0$ )における企業 $f$ のTFP水準を、初期時点( $t=0$ )における当該産業代表的企業のTFP水準との比較の形で、次のように測定する。

$$\ln TFP_{ft} = (\ln Y_{ft} - \ln \bar{Y}_t) + \sum_{s=1}^t (\ln \bar{Y}_s - \ln \bar{Y}_{s-1}) - \left[ \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{ift} + \bar{S}_{it}) (\ln X_{ift} - \ln \bar{X}_{it}) \right] + \left[ \sum_{s=1}^t \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (\bar{S}_{is} + \bar{S}_{is-1}) (\ln \bar{X}_{is} - \ln \bar{X}_{is-1}) \right] \quad (4.1)$$

ここで、 $Y_{ft}$ は $t$ 期における企業 $f$ の総産出量、 $X_{ift}$ は企業 $f$ の生産要素 $i$ の投入量、 $S_{ift}$ は企業 $f$ の生産要素 $i$ のコストシェアである。また、各記号の上の傍線は各変数の産業平均を表す。(4.1)式によりある時点、ある産業においての代表的な企業との相対的なTFP水準だけではなく、時系列方向の生産性分布の変化も考慮した企業のTFP水準が計測できる。

我々は『企業活動基本調査』の個票データを用いて1994年度から2001年度の製造業について各企業のTFPを算出した。産業分類は同調査の3桁分類をそのまま用いた。TFPの算出に利用した変数の作成方法とデータの出所については補論Aで詳述する。

JIPデータベースを用いた第2、第3節の分析と比較すると、本節の企業レベルの分析ではデータの制約のため、(1)労働の質の変化を考慮していない、(2)設備稼働率や労働時間の変動については企業レベルのデータがないため産業レベルのデータで代用している、(3)『企業活動基本調査』は年度データであるのに対し、JIPデータベースは暦年データである、等の点で違いがあることに注意が必要である。また、先行研究の多くが事業所を分析単位としているのに対し、本論文ではデータの制約のため企業を分析単位としていることを確認しておく。

#### 4.2 産業全体のTFP上昇の分解

産業全体の $t$ 年におけるTFP水準を、先に定義した各企業のTFPの加重平均として次式で定義する。

$$\ln TFP_t = \sum_{f=1}^m \theta_{ft} \ln TFP_{ft} \quad (4.2)$$

ここで、 $\ln TFP_{ft}$ は各企業のTFPレベル、ウェイト $\theta_{ft}$ は企業 $f$ が属している産業における市場シェアである。産業全体のTFPレベルをこのように定義することにより、我々は産業全体の生産性上昇の

原因として、各企業内における生産性の上昇だけではなく、生産性の低い企業が生産性の高い企業に市場を奪われることによる再分配効果等まで分析対象とすることができる。

産業全体の TFP 上昇を、企業内(分析が事業所単位の場合は事業所内)の変化や、再配分効果、参入・退出効果、等に要因分解する研究では海外では数多く存在するが、多くの先行研究はそれぞれ異なった生産性指標と分解方法を採用している<sup>28)</sup>。本研究では、(4.2)式で定義された産業全体の TFP の上昇率を分解する方法として Forster, Haltiwanger, and Krizan(1998)の方法を用いることにした。Forster 達の方法では基準年( $t-\tau$ )から比較年( $t$ )にかけての産業全体の TFP 上昇は近似的に次の5つの要因の和として表すことができる<sup>29)</sup>。

1. 内部効果(within effect): 各企業内で達成された企業の生産性上昇を産業の基準時点の市場シェアをウェイトとして加重平均した値。

$$\sum_{f \in S} \theta_{ft-\tau} \Delta \ln TFP_{ft}$$

2. シェア効果(between effect): 市場シェアの変化と基準時点における各企業の生産性と産業平均生産性の差の積の合計値。

$$\sum_{f \in S} \Delta \theta_{ft} (\ln TFP_{ft-\tau} - \ln TFP_{t-\tau})$$

3. 共分散効果(covariance effect): 企業の生産性上昇と市場シェアの変化の積の合計値。

$$\sum_{f \in S} \Delta \theta_{ft} \Delta \ln TFP_{ft}$$

4. 参入効果(entry effect): 参入企業の生産性と初期時点の産業平均生産性の差に参入企業の  $t$  期の市場シェアを掛けて合計した値。

$$\sum_{f \in N} \theta_{ft} (\ln TFP_{ft} - \ln TFP_{t-\tau})$$

5. 退出効果(exit effect): 初期時点の産業平均生産性と退出企業の生産性の差に退出企業の基準時点の市場シェアを掛けて合計した値。

$$\sum_{f \in E} \theta_{ft-\tau} (\ln TFP_{t-\tau} - \ln TFP_{ft-\tau})$$

ただし  $S$  は基準年から比較年にかけて存続した企業の場合、 $N$  と  $E$  はそれぞれ参入、退出した企業の集合をあらわす。

この要因分解のうち第二のシェア効果は、基準時点において産業平均より生産性が高い企業がその後市場シェアを拡大することによって、産業全体の生産性が上昇する効果を表す。また、第四の参入効果と第五の退出効果は、初期時点の産業平均より生産性が高い企業が参入したり、低い企業が退出することによって、産業全体の生産性が上昇する効果を表す<sup>30)</sup>。最後に、第三の共分散効果は、生産性を上昇

させた企業が同時に市場シェアを拡大することにより、産業全体の生産性が上昇する効果を表す。

景気の回復期と後退期では、稼働率の変動や企業倒産の増減等により、TFP 上昇率やその構成は大きく異なる可能性がある。このため多くの先行研究では景気回復期と後退期を分けて要因分解を行って来た。我々も1994年度から2001年度までの変化を一括して見た分解だけではなく、毎年の要因分解も行って見た。ただし後者については紙幅の制約のため、製造業全体および主要産業について報告することにする。

表4.1には1994-2001年度について、製造業における3桁産業別 TFP 上昇率を分解した結果がまとめられている。なお、各表最下段の全製造業平均値の算出には、各産業の基準年と比較年の売上高の平均値をウェイトとして使った。表4.2は製造業全体に関する我々の結果を、比較的似た手法で行われた先行研究の結果と比較している。先行研究と我々の結果を比較するにあたっては、先行研究は事業所レベルのデータによる分解であるのに対し本論文は企業レベルである点や、分解方法が完全に同一でない点などに留意する必要がある。表4.3は製造業全体について、毎年の TFP 上昇の要因分解を行った結果である<sup>31)</sup>。

この3つの表からは、1994-2001年度の製造業における TFP 上昇について以下の特徴が指摘できよう。

第一に、TFP の変動を規定した最大の要因は存続企業における内部効果であった。1994-2001年度における製造業全体の TFP 上昇(2.1%)のうち6割弱(1.2%)は内部効果として生じた。

第二に、シェア効果と共分散効果をあわせて再配分効果と呼ぶとすると、再配分効果は1994-2001年度全体で見ると製造業の TFP を0.33%上昇させる効果を持った。ただし、米国に関する Baily, Hulten, and Campbell(1992)や Foster, Haltiwanger, and Krizan(1998)の効果と比較すると日本における再配分効果は格段に小さい。

第三に、純参入効果は1994-2001年度全体で見ると製造業の TFP を0.61%上昇させる効果を持った。これも米国や韓国に関する先行研究と比較するとかなり小さい。

第四に、全効果の合計で見ると、1994-2001年度における製造業全体の TFP 上昇率は2.1%であった。産業別に見ると、通信機器(20.1%)、医薬品(11.0%)、事務用機器製造業(10.3%)など、情報通信技術関連や研究開発集約的な産業で TFP 上昇率が特に高かった。

表 4.1 産業別 TFP 上昇率の分解 (1994 年-2001 年)

産 業 名	7 年間の変化									
	内部効果	シフト効果	分散効果	共存企業における効果合計	退出効果	switch-in 効果	switch-out 効果	純参入効果	全効果の合計	
	a	b	c	d=a+b+c	e	f	g	h	i=e+f+g+h	j=d+i
1 食品製造業	0.003	-0.001	0.001	0.003	0.006	-0.005	0.001	0.000	0.002	0.005
2 繊維製造業	-0.008	-0.002	0.007	-0.002	0.007	-0.027	0.001	0.000	-0.019	-0.020
3 木材・家具製造業	0.000	-0.002	0.001	0.000	0.004	-0.017	0.001	-0.015	-0.027	-0.028
4 パルプ・紙製造業	0.007	0.000	0.001	0.008	0.000	-0.002	0.000	0.000	-0.001	0.007
5 出版・印刷製造業	0.008	-0.001	0.003	0.011	0.010	0.000	0.000	0.000	0.010	0.020
6 総合化学・化学繊維製造業	0.007	0.001	0.002	0.010	0.001	-0.001	0.002	0.000	0.000	0.011
7 油脂・塗料製造業	0.004	-0.001	0.001	0.004	0.003	-0.004	0.001	0.000	0.000	0.005
8 医薬品製造業	0.073	0.005	0.022	0.100	0.010	0.000	0.001	0.000	0.010	0.110
9 その他の化学製造業	0.016	0.001	0.000	0.017	0.007	0.001	0.002	0.001	0.012	0.028
10 石油製品・石炭製品製造業	0.027	0.015	0.014	0.056	0.000	-0.010	0.000	0.000	-0.010	0.046
11 プラスチック製品製造業	-0.003	-0.002	0.003	-0.001	0.004	-0.002	0.005	-0.001	0.006	0.005
12 ゴム製品製造業	-0.024	0.002	0.000	-0.022	0.000	0.000	0.001	-0.001	0.000	-0.022
13 窯業	0.013	-0.003	0.003	0.013	0.002	-0.004	0.003	0.008	0.009	0.022
14 鉄鋼製造業	0.003	-0.005	0.000	-0.002	0.000	0.001	0.001	-0.001	0.000	-0.002
15 非鉄金属製造業	0.008	-0.001	0.002	0.009	-0.006	-0.005	0.001	-0.001	-0.011	-0.002
16 金属製品製造業	-0.009	-0.006	0.006	-0.009	0.003	-0.003	0.003	-0.003	0.000	-0.009
17 金属加工機械製造業	0.037	-0.002	0.015	0.050	0.009	0.000	0.012	-0.007	0.015	0.065
18 特殊産業用機械製造業	0.022	-0.003	-0.002	0.017	0.003	-0.004	0.003	-0.001	0.000	0.018
19 事務用機器製造業	0.040	-0.001	0.009	0.048	0.013	0.000	0.045	-0.002	0.055	0.103
20 その他の機械・同部分品製造業	-0.005	-0.002	0.002	-0.005	0.003	-0.003	0.002	-0.002	-0.001	-0.006
21 産業用電気機械器具製造業	-0.015	-0.005	0.002	-0.018	0.005	-0.003	0.001	-0.003	0.000	-0.018
22 民生用電気機械器具製造業	0.015	-0.002	-0.002	0.010	0.007	0.001	0.005	-0.002	0.010	0.020
23 通信機器・同関連機械器具製造業	0.071	-0.001	0.010	0.081	0.008	0.003	0.108	0.002	0.120	0.201
24 電子計算機・電子応用装置製造業	0.026	0.003	0.005	0.033	0.008	-0.002	0.004	-0.012	-0.002	0.031
25 電子部品・デバイス製造業	0.044	-0.001	0.010	0.053	0.017	-0.008	0.007	-0.002	0.014	0.067
26 その他の電気機械器具製造業	0.014	0.000	0.004	0.017	0.033	-0.012	0.011	-0.007	0.025	0.042
27 自動車・同附属品製造業	0.018	0.000	0.005	0.023	0.001	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.022
28 その他の輸送用機械器具製造業	0.040	0.000	0.002	0.041	0.005	0.002	0.003	0.000	0.011	0.052
29 精密機械製造業	0.017	-0.002	0.011	0.026	0.011	0.003	0.003	-0.001	0.016	0.041
30 その他の製造業	-0.005	0.004	-0.001	-0.002	0.046	-0.005	0.009	-0.004	0.046	0.045
加重平均	0.012	-0.001	0.004	0.015	0.006	-0.004	0.005	-0.001	0.006	0.021
製造業全体の生産性上昇に占めるシェア	0.56	-0.04	0.20	0.71	0.28	-0.17	0.25	-0.07	0.29	1.00

第五に、年次データで見ると TFP 上昇率と景気変動の間には密接な連関があった。1994-96 年度や 1999-2000 年度の回復期には製造業全体の TFP 上昇率は正、1996-98 年度や 2000-2001 年度の後退期には製造業全体の TFP 上昇率は負であった。先に

述べたように我々は設備稼働率や労働時間の変動について、産業レベルの統計を使って調整を行っている。このような調整にもかかわらず、我々の求めた TFP は、景気変動にともなう短期的な生産性の変動の影響を受けている可能性が高い。

表 4.2 全要素生産性上昇率分解の国際比較

研究	対象国	分析単位	年度	TFP 全期 増減 (%)	各効果による生産性増加とその寄与度						
					内部効果	再分配効果	内)シフト 効果	内)共分散 効果	純参入効果	内)参入効果	内)退出効果
Hahn (2000)	韓国	事業所	1990-95	23.0	13.11 (0.57)	-0.69 (-0.03)			10.58 (0.46)		
Baily, Hulten and Campbell (1992)	アメリカ	事業所	1977-82	2.4	-1.10 (-0.46)	2.54 (1.06)			0.96 (0.40)		
Foster, Haltiwanger, and Krizan (1998)	アメリカ	事業所	1977-87	10.2	4.92 (0.48)	2.66 (0.26)	-0.82 (-0.08)	3.48 (0.34)	2.66 (0.26)		
van Dijk (2003)	オランダ	企業	1978-92		0.57 (0.57)	0.12 (0.12)	-0.09 (-0.09)	0.20 (0.20)	0.31 (0.31)	0.26 (0.26)	0.05 (0.05)
深尾・権 (2004)	日本	企業	1994-2001	2.1	1.20 (0.56)	0.33 (0.15)	-0.09 (-0.04)	0.42 (0.20)	0.61 (0.29)	1.13 (0.53)	-0.52 (-0.24)

注) 1. 参入効果と退出効果には switch-in 効果と switch-out 効果が含まれている。

2. van Dijk の論文の生産性指標は労働生産性である。

3. 括弧内の数字は各効果の相対的な寄与度である。

4. 西村・中島・清田(2003)の生産性分解の結果は分解方法の違いのため直接比較することができない。

第六に、純参入効果を年次データで見ると、西村・中島・清田(2003)の結果とほぼ同様に 96-98 年にかけてマイナスまたはゼロであった。純参入効果をさらに分解すると、参入効果は全ての年次で正であり、特に 94-96 年度の景気回復期には寄与が大きかった。参入効果は内部効果と並んで製造業の生産性上昇の主要な源泉であると言えよう。これに対して、退出効果は全ての年次について、絶対値はそれ

ほど大きくないもののマイナスであった。94 年度から 2001 年度にかけて一貫して、TFP の高い企業が退出し、低い企業が存続するという奇妙な現象が起きていたことになる。

なお我々は、各年毎の要因分解も各産業について行った。その結果発見した事実を、主要な産業について報告しておこう<sup>32)</sup>。

第一に、非鉄金属製造業では内部効果の変動が大きく、しかも景気との連動性が高い。このような傾向は、窯業、鉄鋼、ゴム製品など、他の素材産業でも観察される。

第二に、医薬品、通信機器、電子部品等の産業では、ほぼ一貫してプラスの内部効果が観察される。また通信機器産業では純参入効果がプラスで比較的大きい。電子部品産業では再配分効果がプラスで比較的大きい。医薬品産業では純参入効果の変動が激しい。

第三に、自動車産業では全要素生産性上昇の大部分は内部効果に起因している。

#### 5. 稼働率変動、規模効果と技術進歩： 企業データによるパラメトリックな分析

前節までの分析でも明らかになったように、マクロレベルや産業レベルの TFP 上昇率は、稼働率や労働時間の変動について一定の配慮をした計測を行った場合でも、景気変動と密接な正の相関を持っている。このことは、本論文でこれまで議論してきた最近の日本の生産性上昇率の低迷が資本設備稼働率の下落や、過剰雇用(labor hoarding)に一部起因している可能性を示唆している。第 2 節で説明したように我々はこれまで、産業レベルの設備稼働率を推計することにより、この問題に対処しようとしてきた。しかしこの方法では、企業レベルの技術水準計測については稼働率変動要因を調整することができない。またこれまででは分析の対象外としてきたが、規模の経済効果によっても TFP 上昇率推計値は影響を受けることが知られている。90 年代には多くの産業で実質生産が伸び悩んだが、これは規模の経済効果を減少させ、規模効果を考慮しない我々の成長会計において、TFP 上昇率の推計値を過小にした可能性がある。そこで本節では、資本が短期的には固定的な生産要素であることを前提とし、また規模の経済効果まで考慮に入れた可変費用関数を直接推計することにより、企業レベルの TFP 変化を(1)技術進歩、(2)規模効果、(3)稼働率効果の 3 つに分解することを試みる<sup>33)</sup>。推計に当たっては前節と同じく 1994-2001 年度に関する製造業企業の『企業活動基本調査』個票データを利用する。

表 4.3 全製造業の全要素生産性上昇率分解

	TFP成長率	各効果による生産性増加						
		内部効果	再分配効果	内)シェア効果	内)共分散効果	純参入効果	内)参入効果	内)退出効果
1994-1995	0.029	0.024	0.000	-0.002	0.002	0.005	0.012	-0.006
1995-1996	0.011	0.008	0.001	0.000	0.002	0.002	0.009	-0.007
1996-1997	-0.002	-0.002	0.003	0.001	0.002	-0.003	0.005	-0.008
1997-1998	-0.007	-0.008	0.001	0.000	0.002	0.000	0.005	-0.004
1998-1999	0.011	0.010	0.000	-0.002	0.002	0.001	0.006	-0.004
1999-2000	0.017	0.013	0.003	0.001	0.002	0.001	0.006	-0.005
2000-2001	-0.005	-0.008	0.003	-0.001	0.004	-0.001	0.006	-0.007

注) 1. 参入効果と退出効果には switch-in 効果と switch-out 効果が含まれている。

5.1 理論的な枠組

以下では、可変費用関数の形状に関する情報を使って、TFP 上昇率を(1)費用曲線の下方シフトを意味する技術進歩率、(2)生産規模変化による費用変動を表す規模効果、および(3)稼働率変動効果の3つに分解できることを示す。

可変費用を次のように定義する。

$$VC = \sum_{i=1}^N w_i X_i \tag{5.1}$$

ここで、VC は可変費用、 $w_i$  と  $X_i$  は可変投入要素の価格と投入量を表す。(5.1)式を時間に関して全微分すると

$$\frac{dVC}{dt} = \sum_{i=1}^N \frac{dw_i}{dt} X_i + \sum_{i=1}^N w_i \frac{dX_i}{dt} \tag{5.2}$$

可変費用で(5.2)式の両辺を割ると次式が得られる<sup>34)</sup>。

$$\widehat{VC} - \sum_{i=1}^N \frac{w_i X_i}{VC} \widehat{w}_i = \sum_{i=1}^N \frac{w_i X_i}{VC} \widehat{X}_i \tag{5.3}$$

我々は次のような可変費用関数が存在すると仮定する。

$$VC = VC(w_1, \dots, w_N, Y, K, t) \tag{5.4}$$

Y は産出量、K は固定要素である資本ストックを意味している。上の費用関数を時間に関して全微分すると次式が得られる。

$$\begin{aligned} \frac{dVC}{dt} &= \sum_{i=1}^N \frac{\partial VC}{\partial w_i} \frac{dw_i}{dt} + \frac{\partial VC}{\partial Y} \frac{dY}{dt} \\ &+ \frac{\partial VC}{\partial K} \frac{dK}{dt} + \frac{\partial VC}{\partial t} \end{aligned} \tag{5.5}$$

(5.5)式にシェパードのレンマ(Shephard's lemma)の関係  $\partial VC / \partial w_i = X_i$  を適用し、可変費用で割って整理すると

$$\begin{aligned} \frac{dVC}{dt} \frac{1}{VC} &= \sum_{i=1}^N \frac{w_i X_i}{VC} \frac{1}{w_i} \frac{dw_i}{dt} + \frac{\partial VC}{\partial Y} \frac{Y}{VC} \frac{1}{Y} \frac{dY}{dt} \\ &+ \frac{\partial VC}{\partial K} \frac{K}{VC} \frac{1}{K} \frac{dK}{dt} + \frac{\partial VC}{\partial t} \frac{1}{VC} \end{aligned} \tag{5.6}$$

上式において、産出に対する可変費用の弾力性を  $\epsilon_{VCY}$ 、資本に対する可変費用の弾力性を  $\epsilon_{VCK}$ 、産出と投入量が一定である場合の時間に対する可変費用

の準弾力性  $(\partial VC / \partial t) * (1/VC)$  を  $\epsilon_{VCT}$  と表すと、次式を得る。

$$\widehat{VC} = \sum_{i=1}^N \frac{w_i X_i}{VC} \widehat{w}_i + \epsilon_{VCY} \widehat{Y} + \epsilon_{VCK} \widehat{K} + \epsilon_{VCT} \tag{5.7}$$

可変費用の定義から導出された(5.3)式を使って上式を整理すると次式が導かれる。

$$\sum_{i=1}^N \frac{w_i X_i}{VC} \widehat{X}_i = \epsilon_{VCY} \widehat{Y} + \epsilon_{VCK} \widehat{K} + \epsilon_{VCT} \tag{5.8}$$

コストシェアをウエイトとした投入要素全体の成長率指標を次のように定義する。

$$\widehat{P} = \sum_{i=1}^N \frac{w_i X_i}{C} \widehat{X}_i + \frac{w_k K}{C} \widehat{K} \tag{5.9}$$

ここで、C は総費用、 $w_k$  は資本のサービス価格である。C は VC と  $w_k K$  の和に等しい。(5.9)式の右辺第一項に(5.8)式を代入すると次式が得られる。

$$\begin{aligned} \widehat{P} &= \frac{VC}{C} \sum_{i=1}^N \frac{w_i X_i}{VC} \widehat{X}_i + \frac{w_k K}{C} \widehat{K} \\ &= \frac{VC}{C} (\epsilon_{VCY} \widehat{Y} + \epsilon_{VCK} \widehat{K} + \epsilon_{VCT}) + \left(1 - \frac{VC}{C}\right) \widehat{K} \end{aligned} \tag{5.10}$$

TFP 上昇率は産出の成長率から投入要素全体の成長率指標を引いた残差として定義される。この TFP 上昇率の定義に(5.10)式で得られた関係を代入すると、TFP 上昇率の分解式

$$\begin{aligned} T\widehat{FP} &= \widehat{Y} - \widehat{P} = -\frac{VC}{C} \epsilon_{VCT} + \left(1 - \frac{VC}{C} \epsilon_{VCY}\right) \widehat{Y} \\ &- \left\{1 + \frac{VC}{C} (\epsilon_{VCK} - 1)\right\} \widehat{K} \end{aligned} \tag{5.11}$$

が得られる。

上式右辺各項の経済的意味を考えるため、(資本ストック投入量の調整も考慮に入れた)長期的な総費用関数について考えよう。総費用関数は次式で定義できる。

$$C(w_1, \dots, w_n, w_k, Y, t) = \min_K \{VC(w_1, \dots, w_n, Y, K, t) + w_k K\} \tag{5.12}$$

技術進歩率はこの総費用関数の時間に関する準弾力性(semi-elasticity)にマイナスをつけた値  $-(\partial C / \partial t) * (1/C)$  として定義できよう。費用を最小

化する資本ストック投入量の選択が行われている場合には上式右辺の  $K$  に関する偏微係数はゼロである。このことを使うと、技術進歩率  $-(\partial C/\partial t)^*(1/C)$  は(5.11)式右辺第一項  $-VC\varepsilon_{vcr}/C$  と等しいことが分かる<sup>35)</sup>。

次に規模経済の効果は、総費用関数の生産量に対する弾力性の1からの乖離  $1-(\partial C/\partial Y)^*(Y/C)$  に生産量の成長率を掛けた値として定義できよう。総費用関数に関する定義式(5.12)から、これは(5.11)式右辺第二項  $(1-VC\varepsilon_{vcr}/C)^*(dY/Y)$  と等しいことが分かる。仮に規模に関して収穫一定であれば、この効果はゼロになる。

最後に、稼働率効果は資本ストックが最適資本ストック投入量からさらに乖離する(またはより近づく)ことにより、総費用が何%増加しているか(または減少しているか)で定義できよう。総費用の定義から分かるように資本ストック投入量を変化させたときの総費用の変化は  $\partial VC/\partial K + w_k$  で得られる。また総費用と可変費用の差は  $w_k K$  に等しい。これらの事実から、(5.11)式右辺第三項  $-(1+(VC/C))^*(\varepsilon_{vck}-1)^*(dK/K)$  が稼働率効果に等しいことがわかる。仮に資本ストックが最適水準にある場合にはこの項はゼロになる<sup>36)</sup>。

以上より、TFPの上昇率は、(1)時間を通じた総費用曲線の下方向シフトとして定義される真の技術進歩率、(2)生産規模の変化が生産性に与える寄与分、(3)稼働率変動の効果、の3つに分解できることがわかった。つまり、規模の経済性がなく資本が最適投入される場合にはTFP上昇率は真の技術進歩率と等しくなるが、それ以外の場合にはTFP上昇率と技術進歩率は異なっている。

## 5.2 トランス・ログ型費用関数の推計

5.1ではTFP上昇率が技術進歩率、規模の経済効果及び稼働率変動効果に分割できることを示した。分割するためには可変費用関数の時間、産出及び資本に対する弾力性を知る必要がある。可変費用関数の弾力性を推計するための計量モデルとして我々はトランス・ログ型費用関数を想定する。

$$\begin{aligned} \ln VC &= a_0 + a_l \ln p_l + a_m \ln p_m + a_Y \ln Y \\ &+ a_K \ln K + a_{it} + (1/2)[a_{ll}(\ln p_l)^2 + a_{mm}(\ln p_m)^2 \\ &+ a_{YY}(\ln Y)^2 + a_{KK}(\ln K)^2 + a_{it}^2] + a_{lm} \ln p_l \ln p_m \\ &+ a_{lY} \ln p_l \ln Y + a_{mY} \ln p_m \ln Y + a_{lt} \ln p_l \\ &+ a_{mt} \ln p_m + a_{lK} \ln p_l \ln K + a_{mK} \ln p_m \ln K \\ &+ a_{YK} \ln Y \ln K + a_{Yt} \ln Y + a_{Kt} \ln K \quad (5.13) \end{aligned}$$

ここで、 $VC$  は可変費用、 $p_l$ 、 $p_m$  は賃金率と中間投入の価格、 $Y$  は実質売上高、 $K$  は純資本ストック、 $t$  は時間である。

可変費用関数は可変要素価格と一次同次関係があるため、次の係数制約を置くことができる。

$$\begin{aligned} a_l + a_m &= 1, a_{ll} + a_{lm} = a_{lm} + a_{mm} = 0, \\ a_{lY} + a_{mY} &= 0, a_{lK} + a_{mK} = 0 \end{aligned}$$

上の制約の下でトランス・ログ可変費用関数は任意の可変的な生産要素価格で標準化することができる。そこで我々は(5.13)を次のように変換する。

$$\begin{aligned} \ln(VC/p_m) &= a_0 + a_l \ln(p_l/p_m) + a_Y \ln Y \\ &+ a_K \ln K + a_{it} + (1/2)[a_{ll}\{\ln(p_l/p_m)\}^2 \\ &+ a_{YY}(\ln Y)^2 + a_{KK}(\ln K)^2 + a_{it}^2] \\ &+ a_{lY} \ln(p_l/p_m) \ln Y + a_{lK} \ln(p_l/p_m) \ln K \\ &+ a_{ut} \ln(p_l/p_m) + a_{YK} \ln Y \ln K + a_{Yt} \ln Y \\ &+ a_{Kt} \ln K \quad (5.14) \end{aligned}$$

上式は可変費用が相対価格、売上高、純資本ストック、技術水準に対応する時間及び各変数の交差項の関数であることを表す。シェパードのレンマを使えば、可変要素である労働のコストシェアは次式で与えられる。

$$\begin{aligned} S_l &= \frac{\partial \ln VC}{\partial \ln p_l} = a_l + a_{ll} \ln(p_l/p_m) + a_{lY} \ln Y \\ &+ a_{lK} \ln K + a_{lt} \quad (5.15) \end{aligned}$$

(5.14)と(5.15)の2本の構造式のシステム推計によって可変費用関数の3つの弾力性が求められる。なお、中間投入のコストシェア決定式は上記の2式と線形独立でないため、推計を行う時には考慮しない<sup>37)</sup>。

Seemingly unrelated regression(SUR)を使って、先の係数制約の下でトランス・ログ費用関数とコストシェア関数のシステム推計を行った。本研究では、費用関数のパラメーターが産業間で異なる可能性を考慮するため、30産業について産業毎に推計を行った<sup>38)</sup>。また、企業固定効果を除くために2本の推定式を時間について差分した式を推定した(1次差分の方法による推定)。

推計結果を使って、可変費用関数の産出、資本および時間に関する弾力性を次のように算出することができる。

$$\begin{aligned} \varepsilon_{vcr} &= \frac{\partial \ln VC}{\partial \ln Y} = a_Y + a_{YY} \ln Y + a_{lY} \ln(p_l/p_m) \\ &+ a_{YK} \ln K + a_{Yt} \\ \varepsilon_{vck} &= \frac{\partial \ln VC}{\partial \ln K} = a_K + a_{KK} \ln K + a_{lK} \ln(p_l/p_m) \\ &+ a_{YK} \ln Y + a_{Kt} \\ \varepsilon_{vcr} &= \frac{\partial \ln VC}{\partial t} = a_t + a_{lt} + a_{ut} \ln(p_l/p_m) \\ &+ a_{Yt} \ln Y + a_{Kt} \ln K \end{aligned}$$

(5.11)式で示したように、上の可変費用弾力性の情報と総費用に占める可変費用の比率を使えば

図 5.1 稼働率指標の推移： $1 - (1 + VC(\epsilon_{VC} - 1)/C)$

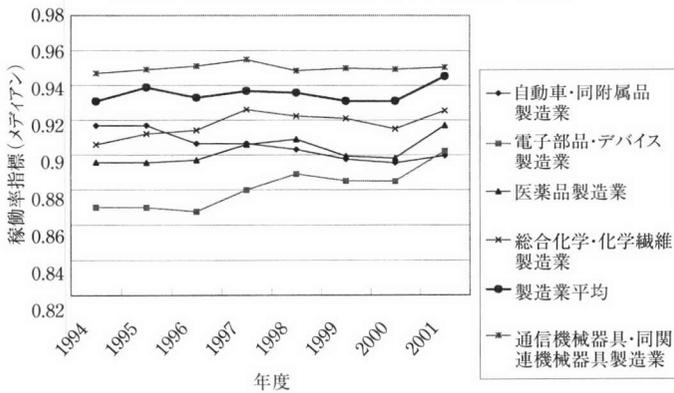


図 5.2 規模経済の指標の推移： $C / (VC \epsilon_{VC})$

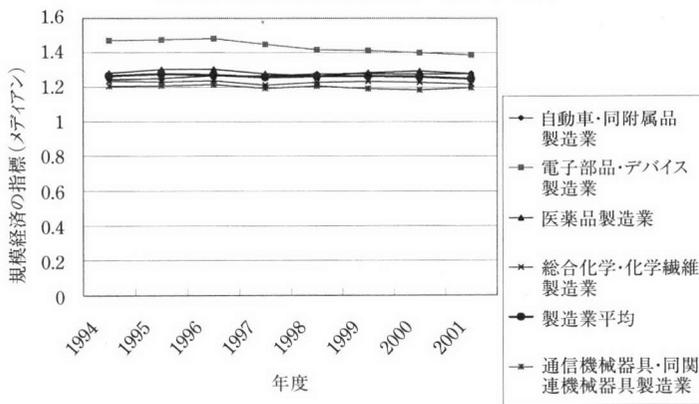
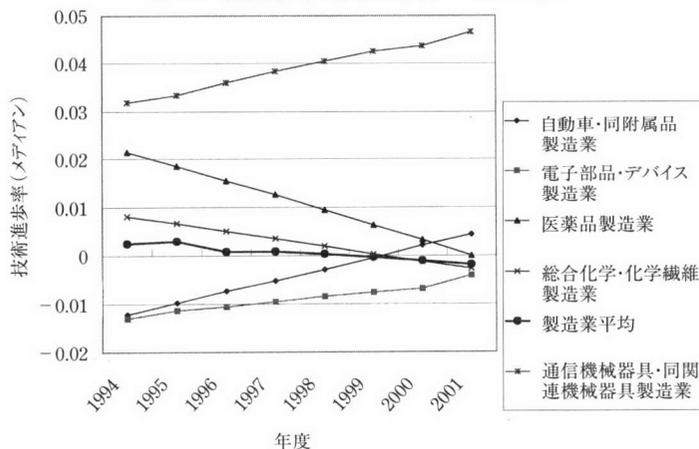


図 5.3 技術進歩率の推移：年率， $-VC \epsilon_{VC}/C$



TFP 上昇率を技術進歩率，規模の経済効果及び稼働率変動効果に分解することができる。この分解の結果を報告する前に，稼働率の水準や規模の経済効果の強さ等，経済的に重要な意味を持つパラメーターの大きさについて，推計結果から何が分かるかを

報告しておこう。なお，パラメーターは個別企業の各年について算出することができる。以下では各産業・各年におけるメディアン値を使って議論を進める。

分解式(5.11)の右辺第三項係数  $(1 + (VC/C) * (\epsilon_{VC} - 1))$  は，資本ストックがどの程度過剰かを示す指数として理解することができた。この係数がゼロの時，資本ストックは費用を最小化する水準にあり，正の場合にはこの係数値は過剰な資本ストックを1%減らすと総費用を何%減少させることができるかを意味する。そこで我々は Morrison(1993)に従って1から係数値を引いた値を稼働率指数と呼ぶことにしよう。稼働率指数が1に等しければ，資本ストックは最適水準にあり，小さいほど資本過剰の程度が深刻である。図5.1には，製造業全体および，幾つかの産業について稼働率指数の経年変化が示してある<sup>39)</sup>。この図からは，多くの産業において我々の「稼働率指数」は必ずしも景気循環に対応して動いていないように思われる。例えば景気の山にあたる1997年や2000年の「稼働率」は他の年に比べて特に高いわけではない。4.1で説明したように我々は個々の企業の資本投入としてその資本ストックに産業レベルの稼働率を掛けた値を使っている。このように産業レベルの稼働率を既に調整しているため，図5.1の「稼働率」変動が極めて小さくなったのだと考えられる。

なお，全期間を通じてみると，資本過剰の程度は通信機器で小さく，電子部品や医薬品製造業では比較的大きいとの結果であった。

分解式(5.11)の右辺第二項係数のうち  $VC\epsilon_{VC}/C$  は，1%の生産規模拡大によって何%総費用が拡大するかを意味している。従ってこの逆数  $C / (VC\epsilon_{VC})$  は全ての生産要素投入を1%増加させた時，生産量が何%増加するかを示す，規模経済の指標と考えることができる。図5.2は各産業についてこの指標のメディアン値の経年変化を示している。この図から

表 5.1 パラメトリック アプローチによる TFP 上昇率の分解(存続企業)：1994-2001 年率

産 業 名	全要素生産 性成長率	技術変化率	規模の経済	稼働率	再分配効果
食品製造業	-0.007	-0.003	-0.004	-0.001	0.000
繊維製造業	-0.023	-0.003	-0.021	-0.001	0.001
木材・家具製造業	-0.036	-0.014	-0.022	0.000	0.001
パルプ・紙製造業	-0.007	-0.002	0.000	-0.005	0.000
出版・印刷製造業	-0.010	-0.012	0.003	-0.001	0.000
総合化学・化学繊維製造業	-0.012	0.002	-0.013	-0.002	0.001
油脂・塗料製造業	-0.016	-0.014	-0.002	0.000	0.001
医薬品製造業	0.034	0.010	0.027	-0.003	0.001
その他の化学製造業	-0.005	0.002	-0.007	-0.002	0.001
石油製品・石炭製品製造業	0.010	0.010	0.002	-0.002	0.001
プラスチック製品製造業	-0.016	-0.009	-0.006	-0.001	0.001
ゴム製品製造業	-0.019	-0.009	-0.006	-0.004	0.001
窯業	-0.017	-0.011	-0.005	-0.001	0.000
鉄鋼製造業	-0.022	-0.001	-0.021	0.000	0.000
非鉄金属製造業	-0.018	-0.005	-0.008	-0.005	-0.001
金属製品製造業	-0.040	-0.014	-0.025	-0.001	0.001
金属加工機械製造業	0.017	0.001	0.016	0.000	0.000
特殊産業用機械製造業	-0.015	-0.008	-0.009	0.001	0.001
事務用機器製造業	0.024	-0.006	0.030	0.000	0.001
その他の機械・同部分品製造業	-0.018	-0.010	-0.008	0.000	0.000
産業用電気機械器具製造業	-0.019	-0.007	-0.012	0.001	0.000
民生用電気機械器具製造業	0.010	-0.010	0.019	0.000	0.001
通信機械器具・同関連機械器具製造業	0.104	0.021	0.058	-0.001	0.000
電子計算機・電子応用装置製造業	0.059	-0.016	0.075	-0.001	0.001
電子部品・デバイス製造業	0.012	-0.027	0.040	-0.002	0.001
その他の電気機械器具製造業	0.001	-0.012	0.015	-0.003	0.000
自動車・同附属品製造業	0.005	-0.004	0.011	-0.002	0.000
その他の輸送用機械器具製造業	0.013	0.003	0.009	0.000	0.001
精密機械製造業	0.006	-0.003	0.008	-0.001	0.001
その他の製造業	0.006	0.004	0.027	-0.002	0.003
加重平均	0.002	-0.005	0.008	-0.001	0.001

は他産業と比べ電子部品産業では特に規模経済が強く働くことが分かる。

最後に図 5.3 は技術進歩率、つまり分解式(5.11)の右辺第一項  $-VC_{\varepsilon_{VC}}/C$  のメディアン値の経年変化を示している。我々は推計において技術進歩率が時間の単純な関数と仮定しているため、図 5.3 の結果もタイムトレンド的な動きになっている。この図によれば通信機器、医薬品等において、比較的高い技術進歩が起きたことが分かる。多くの産業で技術進歩率が趨勢的に下落傾向にあり、製造業平均値も下落したが、電子部品、通信機器、自動車では上昇傾向を示している。

### 5.3 産業全体の TFP 上昇の分解

産業全体の TFP 上昇率を次のように定義する。

$$TFPG_t = \sum_f \left( \frac{\theta_{ft} + \theta_{ft-1}}{2} \right) (\ln Y_{ft} - \ln Y_{ft-1})$$

$$\sum_f \left( \frac{\omega_{ft} + \omega_{ft-1}}{2} \right) (\ln P_{ft} - \ln P_{ft-1}) \quad (5.16)$$

ここで、 $TFPG$  は産業の TFP 上昇率、 $\theta_f$  は産業における企業  $f$  の市場シェア、 $\omega_f$  は産業における企業  $f$  の費用シェアである。(5.11)式および総費用弾力性と可変費用弾力性の関係を利用すると産業全体の TFP 上昇率は技術進歩率、規模経済効果、再分配効果及び稼働率変動効果の四つの項目に分解できる。

$$TFPG_t = -\sum_f \bar{\omega}_{ft} \frac{1}{2} (\varepsilon_{fct} + \varepsilon_{fct-1}) + \sum_f \bar{\omega}_{ft} \left( 1 - \frac{1}{2} (\varepsilon_{fCV} + \varepsilon_{fCV-1}) \right) (\ln Y_{ft} - \ln Y_{ft-1}) + \sum_f (\bar{\theta}_{ft} - \bar{\omega}_{ft}) (\ln Y_{ft} - \ln Y_{ft-1}) - \sum_f \bar{\omega}_{ft} \frac{1}{2} (\varepsilon_{fCK} + \varepsilon_{fCK-1}) (\ln K_{ft} - \ln K_{ft-1}) \quad (5.17)$$

ここで、各記号の上の傍線は 2 期間の平均を表す。ただし  $\varepsilon_{fct}$  は  $t$  期における企業  $f$  の総費用の変数

$x$ に関する弾力性を(なお  $\epsilon_{jct}$  は  $t$ に関する準弾力性)、 $\epsilon_{jct-1}$  は  $t-1$ 期の値をあらわす。(5.17)式の右辺第一項は技術進歩効果, 第二項は規模の経済効果, 第三項は生産費用が低い企業が市場シェアを伸ばしたことによって産業全体のTFPが上昇する再分配効果, 第四項は稼働率変動効果を表している。

我々は(5.17)式を使って各産業についてTFP上昇の要因分解を行った。その結果は表5.1にまとめられている。表5.1に報告してあるのは、1994-2001年度間のそれぞれ隣り合う2年について分解した結果を年率平均にした値である。なお、本節のTFP上昇率分解は2つの期間にまたがってデータが利用できる企業しか分析対象にできない。このため第4節と異なり、表5.1には参入・退出効果が含まれていないことに注意する必要がある<sup>40)</sup>。

表5.1からは、マクロ経済全体で見ると、1994-2001年度に起きたTFP上昇率(年率平均0.2%)は、規模の経済効果(0.8%)で引き起こされたのであって、技術進歩はほとんど寄与していない(-0.5%)事が分かる。

TFPの上昇を分析する上で、規模効果を考慮に入れることが重要であることが確認されたといえよう。また、残念ながら『企業活動基本調査』は1980年代以前をカバーしていないため過去との比較はできないが、90年代の製造業においては技術進歩の点で停滞が見られると言えよう。

産業別に見ると、技術進歩率が結構高かった産業もあり、また技術進歩率とTFP上昇率が無関係というわけでもない。例えば、1994-2001年度平均で見てTFP上昇率が最も高い5産業は順に、通信機器(年率10.4%)、電子計算機(5.9%)、医薬品(3.4%)、事務用機器(2.4%)、金属加工機械(1.7%)であったが、技術進歩率が最も高かった5産業は通信機器(2.1%)、医薬品(1.0%)、石油・石炭製品(1.0%)、その他製造業(0.4%)、その他の輸送用機械(0.3%)であり、5産業のうち2つは重複している。また技術進歩率とTFP上昇率について30業種間のクロスセクションの相関係数は0.48であり、1%有意な正の相関が観察される。

表5.1によれば規模の経済効果については、電子計算機(7.5%)、通信機器(5.8%)、電子部品(4.0%)、医薬品(2.7%)、その他製造業(2.7%)等で大きなプラスの寄与があったこと、稼働率効果については、1994年から2001年という、景気の谷から谷にはほぼ対応する時期を分析対象にしているためか、あまり大きくなかったことがわかる。再分配効果も、どの産業でもそれほど大きくなかった。

本論文では、産業レベルのTFP上昇率について、

各産業における集計値を使った分析(第3節)、企業データを使った成長会計分析(第4節)、企業データを使って可変費用関数を推計するパラメトリックな分析(第5節)の3つを行ってきた。最後に、この3つの間の関係についてまとめておこう。まず先にも述べたとおり、企業データを使った第4節以降の分析では小規模企業が含まれていないことに注意する必要がある。また、第5節は推計の制約上、参入・退出が産業の生産性に与える影響については分析の対象外になっている。これらの点を除けば、3つの節の分析は比較的整合的であると言って良いであろう<sup>41)</sup>。

## 6. おわりに

本論文では、JIPデータベースの産業別データと1994-2001年に関する『企業活動基本調査』の製造業企業に関するマイクロデータを利用して、日本の産業別・企業別全要素生産性について分析した。得られた主な結果は次のとおりである。

1. 稼働率の変動を調整すると1990年代に入ってからマクロ経済の全要素生産性上昇率の停滞はそれほど大きくない
2. しかし、業種別に見ると、90年代に規制緩和が進んだ小売・卸売、放送・通信、金融・保険・不動産業等、一部の非製造業において、TFP上昇率が加速・堅調であったのに対し、製造業では多くの業種においてTFP上昇率が著しく鈍化した。
3. 製造業について94-2001年の業種別TFP上昇率を、存続企業内のTFP上昇、シェア効果、参入・退出効果等に分解すると、存続企業のTFPの変化が、各産業のTFP変動を左右していること、存続企業のTFPは景気変動と正の相関を持つこと、退出効果は一貫してマイナス、参入効果は一貫してプラスであったが比較的小さいこと等が分かった。マイナスの退出効果や小さな退出効果は、生産性の高い企業が参入し、低い企業が退出するという、いわば「産業の新陳代謝機能」が十分に機能していないことを示している。
4. 可変費用関数を推計し、企業のTFP変動を稼働率変動効果、規模効果、技術進歩率に分解した。その結果、TFP変動のうちかなりの部分は規模効果で説明できること、不況による稼働率低下や規模効果といった他の要因を除いた技術進歩率は製造業の存続企業全体では94-2001年に下落する傾向を持っていたことが分かった。  
(一橋大学経済研究所・一橋大学経済研究所)

### 補論 A. 企業レベルの実証分析に利用したデータについて

この補論では、第 4、第 5 節で報告した企業レベルの実証分析に利用した変数の作成方法を説明する。

本研究では『企業活動基本調査』の 1994 年度から 2001 年度のデータの中で製造業に属している企業だけを分析の対象にした。

我々はまず、異常値を報告している企業を除くため、売上高、有形固定資産額、給与総額、中間投入額のいずれかについてゼロまたはマイナス値を回答している企業をサンプルから外した。このような方法で排除されたサンプル数は 851、全サンプルの 0.76% である。

#### A.1 TFP 測定のためのデータ

『企業活動基本調査』における各企業の総売上高を実質化した値を産出量とした。産業分類は『企業活動基本調査』の 3 桁産業分類をそのまま用いた。3 桁産業レベルのデフレーターとしては卸売物価・企業物価統計を使って推計した生産額デフレーター(95 年基準)を利用した。この方法には、既に Aw, Chen, and Roberts(1997)が指摘したように企業レベルの売上高に対する適切なデフレーターがないこと、企業の在庫資産の変動を考慮できないこと等の問題がある。第一の問題はマイクロデータを使った多くの生産性研究が抱えている。例えば大企業の産出価格が中小企業の産出価格より安い場合、産業共通のデフレーターを利用すれば、大企業の実質産出量は過小に、中小企業の実質産出量は過大に推計されることに注意が必要である。

投入量としては労働、純資本ストック及び中間投入額を推計した。まず、純資本ストックの推計手続きについて説明する。『企業活動基本調査』の有形固定資産額の中には土地が含まれている。我々は 1995 年と 1996 年の『企業活動基本調査』における産業別の資産内訳における平均土地比率を利用して、各企業の有形固定資産額から土地を分離した。土地を分離した後の純資本ストックの推計は深尾・伊藤(2001)に沿って以下のように行った。

各企業の純資本ストック(1995 年価格)は各企業の簿価表示の有形固定資産額に工業統計表データを用いて推計した各年度の産業全体の資本ストックの時価・簿価比率を掛けて算出した。

$$K_{jt} = BV_{jt} * (INK_{jt}/IBV_{jt})$$

ここで、 $BV_{jt}$  は  $t$  期における企業  $f$  の土地を除いた有形固定資産額(簿価)である。 $INK_{jt}$  は企業  $f$  が属している  $j$  産業全体の純資本ストックであり、 $IBV_{jt}$  は企業  $f$  が属している  $j$  産業全体の資本ス

ック(簿価)である。

工業統計表を用いた各産業全体の純資本ストック(1995 年価格)は次の手順で推計した。

第一に、1976 年『工業統計表』の有形固定資産額年初現在高(簿価)を 1995 年価格に変換し、初期時点の実質純ストックとする。変換には内閣府『国民経済計算年報』の純固定資産形成のデフレーターを用いた。

第二に、恒久棚卸法(perpetual inventory method)により 1976 年以降の各年の純資本ストックを推定した。恒久棚卸法の計算式は次のとおりである。

$$INK_{jt} = INK_{jt-1}(1 - \delta_{jt}) + I_{jt}$$

ここで、 $I$  は 1995 年価格に実質化した新規投資額である。デフレーターとしては内閣府『国民経済計算年報』の形態別総資本形成デフレーターを使った。 $\delta$  は減価償却率である。この値は増田(2000)によって推計された 0.0792 を利用した。

稼働率の変動を考慮するため産業レベルで計算された設備稼働率を各企業の資本ストックに掛けた値を各企業が投入した資本ストックとした。産業別の設備稼働率は JIP データベースから得た。産業レベルの設備稼働率を用いて資本ストックを調整することで景気変動の影響はある程度排除できたと考えられるが、企業レベルの稼働率変動までは考慮していない点に注意が必要である。

各企業の常時従業者数に各産業平均の労働時間を掛けて労働投入量とした。労働時間としては厚生労働省の『毎月勤労統計調査年報(全国調査)』に記載された 30 人以上事業所を対象にした産業別総労働時間数(所定内労働時間+所定外労働時間数)を使った。

『企業活動基本調査』では中間投入にあたる情報として仕入額があるが、非常に多くの企業が 0 の仕入額を報告している。そこで本研究では『企業活動基本調査』の費用側の情報を利用して中間投入額の推計を行った。中間投入額は次のように計算した。

売上原価+販売費・一般管理費-(賃金総額+減価償却費)

上式で計算した中間投入額を、卸売物価・企業物価統計の中間投入の内訳を使って卸売物価・企業物価統計を産業毎に加重平均して推計した中間投入額デフレーター(95 年基準)を利用して実質化した。

TFP を計測するためには各生産要素のコストシェアを求める必要がある。総費用を労働費用、中間投入額、資本コストの合計として定義する。まず、労働費用には『企業活動基本調査』の給与総額を利用した。資本コストは実質純資本ストックに資本の

サービス価格<sup>42)</sup>を掛けて求めた。中間投入費用は名目の中間投入額を利用した。各生産要素のコストを総費用で割ってコストシェアを求めた。

## A.2 可変費用関数推計のためのデータ

同じ変数名の場合、基本的にTFPの測定のために使ったデータと同じである。まず労働価格は『企業活動基本調査』にある給与総額を常時従業員で割って求めた。企業別に違う中間投入価格を求めることは不可能であるためA.1で卸売物価・企業物価統計を利用して求めた3桁産業レベルの中間投入額のデフレーターを中間投入価格とした。可変費用は給与総額と中間投入額の合計とした。総費用は可変費用に資本コストを足して求めた。資本コストはTFPの測定の時と同じように実質純資本ストックに資本のサービス価格を掛けて求めた。

### 注

† 本論文は日本経済学会2003年春季大分大会における招待講演で報告した論文の改訂版である。同学会では討論者の香西 泰内閣府経済社会総合研究所所長をはじめ多くの方に貴重なコメントを頂いた。また改訂後の版は内閣府経済社会総合研究所の研究会および一橋大学経済研究所定例研究会でも報告され出席者から貴重なコメントをいただいた。本論文で利用した日本産業生産性データベース(JIP Database)は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(宮川 努学習院大学教授、河井啓希慶応義塾大学助教授、乾友彦日本大学助教授、著者達他)の研究活動として作成された。ユニット参加者の御協力に感謝したい。なお本研究にあたり、文部科学省科学研究費プロジェクト『日本の産業構造・生産性と経済成長』(代表者:深尾京司)と21世紀COEプログラム『社会科学の統計分析拠点構築』(代表者:齋藤修一橋大学教授)の資金補助を受けた。なお、本論文における『企業活動基本調査』個票データを用いた研究は、内閣府におけるプロジェクト『市場開放問題における対日直接投資に関する調査研究』の一部として行われた。

†† 深尾京司は一橋大学経済研究所教授、権 赫旭は一橋大学21世紀COE「社会科学の統計分析拠点構築(Hi-Stat)」プロジェクトの研究員である。

1) 成長会計による分析としては他に、内閣府(2001, 2002), Jorgenson and Motohashi(2003)等がある。この他、宮川(2003)は生産性の高い分野になぜ資源が移動しないのかという視点から産業別データを利用して供給側の分析を行っている。この問題については他に黒田・野村(1997)や宮川(2003)および中島(2003)に引用された諸論文を参照。

2) Burnside, Eichenbaum, and Rebelo(1995)やBasu(1996)は米国経済について稼働率の変動を考慮すると、生産性と景気変動の正の相関は有意でなくなるとの結果を得ている。

3) 西村・中島・清田(2003)は1994年から98年までの企業活動基本調査の企業レベルデータを用いて存続企業と参入・退出企業のTFPを比較し、1996年から98年の時期には、過去1,2年に参入した若い世代の企業に

限定すると存続企業よりも退出企業の生産性の算術平均の方が高い場合があったことを示した。また彼らは、企業レベルデータを用いて2桁産業別のTFP上昇を参入・退出効果、存続企業の生産性上昇効果、再配分効果に分解し、1996年から98年の時期の一部では食品、建設、小売業、繊維、化学、精密機械等で、参入・退出効果がマイナスであったことを指摘している。

4) JIPデータベースは、1970-98年について84部門別に、TFP上昇率を推計するために必要な、資本・労働投入、産業連関表の年次データと、技術知識ストックや相手国別産業別貿易のような付帯的なデータから構成されている。

5) 『企業活動基本調査』個票データを使った実証分析は、内閣府における対日直接投資と生産性に関する調査の一部として著者達によって行われた。

6) JIPデータベースを使った成長会計分析はもともと深尾・宮川・河井・乾・他(2003)の第6章で行われた。本節の分析方法はこれに準拠している。

7) 生産年齢人口は15-64歳の男女人口とした。その出所は以下のとおりである。1970-78年:『日本の推計人口』総理府統計局、1979-1997:『日本の統計』総務庁統計局、1998:『人口推計年報』総務庁統計局。

8) JIPデータベースの生産・中間投入統計は総務省(旧総務庁)『接続産業連関表』を基に作成されている。また実質系列は米国のGDP統計と同じように、複数の基準年の実質値をリンクして作成している。このため日本の実質GDP政府統計とは完全には一致しない。JIPデータベースと政府統計の比較については深尾・宮川・河井・乾・他(2003)の第1章参照。

9) Hayashi and Prescott(2002)と同様に生産関数を $Y=AL^{\alpha}K^{1-\alpha}$ とすれば、ソロー成長モデルにおける均整成長率は $(1/\alpha)(dA/A)-(dL/L)$ となり、均整成長においては資本ストックの成長率もこれに等しい(ただし $d$ は時間に関する微分を表す)。したがって、 $(dA/A)$ の0.43%下落は $(dK/K)$ の0.65%下落をもたらす。

10) 我々は労働時間の変動については考慮するが、過剰労働(レーバークーディング)についてはデータの利用のため考慮しない。

11) JIPデータベースによれば、91年から98年にかけての稼働率指数はサービス業では0.963から0.958と横ばいであるのに対し、製造業・一次産業では0.878から0.783と約10%ポイント下落している。

12) 多くの場合資本ストックは企業が所有しており、そのコストが埋没(サンク)している。それにもかかわらず企業が資本をフル稼働させない原因としては、フル稼働させるとエネルギーをはじめとする中間投入が増え、不況の下では割に合わないということが考えられよう。なお、このような状況では一定の強い仮定を置かないと、稼働中の資本の限界生産価値は資本のサービス価格と一致しない。この問題に関する理論的考察は深尾・宮川・河井・乾・他(2003)の第5章参照。

13) 資本のコストシェアについては稼働率を調整しない $w_kK/PY$ で計算している。コストシェアについても稼働率を調整すると91年以降のTFP上昇率下落はさらに小さくなる。

14) 表2.3では我々の結果との比較が容易なように、彼らの結果をまとめ直してある。

15) Jorgenson, Ho, and Stiroh(2002, 2003)はほぼ

同様な方法で米国に関する成長会計分析を行っている。

16) Jorgenson and Motohashi(2003)では、労働と資本だけでなく、土地も生産要素として明示的に扱われている。土地の投入量は一定だが、他の生産要素の分配シェアが低くなる分だけ、推計されるTFP上昇率は高くなる。特に90年代は地価が下落し、土地の投入コストが上昇したと推計されているため、90年代においてはこの効果が大きい。また彼らは、耐久消費財購入も投資と考え、その利用から生じるサービスを推計してアウトプットに加えている点、93SNA基準に準拠している点等でも、本論文の推計方法とは異なる。

17) この違いは、推計される資本ストックを大きくする効果も持つ。

18) この手法を使った他の研究としてはColecchia and Schreyer (2002)がある。

19) マクロ経済の成長会計と産業別の成長会計では、前者が実質付加価値を産出量と見なすのに対し、後者は実質総生産額を産出量と見なすという概念上の違いがある。このため産業別TFP上昇率の単純な加重平均はマクロのTFP上昇率と一致しない。Domar(1961)が示したように各産業の総生産額の経済全体の付加価値に対する比率をウェイトとする必要がある(従ってウェイトの合計は1より大きい)。

20) ただし労働の質変化の無視は、内閣府推計において91年以前も同様の過大推計を生んでいるはずであり、この要因ではTFP上昇率が91年以降なぜ下落しなかったかは説明できない。

21) つまり実質付加価値の成長率から、労働と資本の寄与分を差し引いた残差をTFP上昇と見なしている。

22) 数値例で説明しよう。仮に総生産に占める中間投入コストの割合は0.5であるとする。例えば、中間財を含めた全ての生産要素投入が一定であるにもかかわらず技術進歩によりある産業の実質総生産が10兆円から11兆円に10%増えたとしよう。この時、実質付加価値は5兆円から6兆円に拡大する。実質総生産をアウトプットと見なすとTFP上昇率は10%であるのに対し、実質付加価値をアウトプットと見なすとTFP上昇率は20%になる。どちらのTFPが正しいかは、生産関数に関する仮定に依存する。実質総生産額を $Q$ として、生産関数が $Q=A(t)F(L, K, M)$ と書ける場合(ただし $A(t)$ は技術水準、 $M$ は中間投入を表す)には実質総生産をアウトプットとするアプローチが正しく、生産関数が $Q-M=B(t)G(L, K)$ と書ける場合には実質付加価値をアウトプットとするアプローチが正しい。ただしBaily(1986)が指摘するように、多くの経済理論では前者の生産関数を仮定することが多い。

23) 内閣府では各産業の雇用者所得プラス個人企業(農林水・金融・持ち家以外)所得に当該産業の自営業者数が全産業の自営業者数に占める割合を掛けた値を労働分配分、各産業の国内総生産マイナス間接税プラス補助金から左記労働分配分を引いた値を資本分配分としている。

24) この他、内閣府が民間資本ストックのみを考慮しているのに対し、JIPデータベースでは公的企業等の資本ストックを考慮していることも乖離に寄与している可能性がある。

25) 表2.1と同様に、各産業における設備稼働率の変動を調整して推計した。なお、表2.1では各時期の初年と最後の年の間で(2.1)式(ただし中間投入と稼働率を

考慮)を使ってTFPが計算してある。これに対して図3.1では、各年について同様の方法でTFP上昇率を計算し、当年と前年のドーマー・ウェイトを掛けて、各年の寄与を算出し、これを期間別に平均化して各産業の時期別寄与を導出している。この方法の違いのため、図3.1のマクロ集計値は表2.2や表3.1と僅かに異なる。

26) 図3-2は各産業TFP上昇のマクロTFP上昇に対する寄与ではなく、各産業のTFP上昇率である。

27) 『企業活動基本調査』は鉱業、製造業、卸・小売業、飲食店に属する事業所を持つ従業員50人以上、かつ資本金3,000万円以上の企業を対象としている。また回答率は100%でない。これらの要因のため、主業種が対象外の業種に変わったり、規模が小さくなったり、非回答の場合にはデータが得られない。我々はこのような場合も「退出」として扱っていることに注意が必要である。

28) 先行研究のサーベイとしてはForster, Haltiwanger, and Krizan(1998)およびBartelsman and Domes(2000)がある。

29) 本研究とはほぼ同じデータベースを用いて1994-98年度について産業のTFP生産性上昇率を分解している西村・中島・清田(2003)の論文ではBaily, Hulten, and Campbell(1992)の参入コーホート(cohort)別の分析とOlley and Pakes(1996)のcross sectionに関する要因分解とGriliches and Regev(1995)によって開発された後にAw, Chen, and Roberts(2001)によって改良された方法による要因分解を行っている。Aw達の分解方法は共分散効果を識別したり、退出効果と参入効果を区別することが難しい短所があるが、産出量と投入量の推計における測定誤差(measurement error)に関して頑健である長所をもつ。この問題に関する詳細な議論はForster, Haltiwanger, and Krizan(1998)を参照されたい。

30) 『企業活動基本調査』では多角化している企業の産業分類は売上高第一位の品目を基準に行われている。このため時間を通じて企業の産業分類が変化する場合がある。本研究では産業分類が変わった企業も参入・退出企業と同様に扱っているが、集計表ではスイッチ・イン、スイッチ・アウト効果として、参入・退出効果とは区別して示すことにする。

31) 内閣府の発表した景気循環日付によれば、93年10月が景気の谷、97年5月が山、99年1月が谷、2000年10月が山、2002年1月が谷であった。

32) 産業別・年別の要因分解結果や第5節表5.1の年次データを必要とされる方は、著者達まで連絡されたい。

33) 前節までの分析では、脚注12で議論したように、我々は資本がフル稼働されない場合があると想定し、フル稼働された場合の資本サービス投入と現実の資本サービス投入の乖離分を「稼働率」の変動と見なしてきた。これに対して本節では、企業は常に資本ストックをフル稼働するものの、資本ストックの固定性のため、最適資本ストックと現実の資本ストックが一致しない場合があると考え、この乖離分を「稼働率」の変動と見なしている。

34) 変数上の $\hat{\cdot}$ は当該変数の成長率を意味する。

35) 厳密には技術進歩率は総費用を最小化する最適資本ストックの下で $-VC_{Evc7}/C$ を評価した値と等しいのであり、現実の $-VC_{Evc7}/C$ とは乖離しうる。しかし我々は近似的に現実の $-VC_{Evc7}/C$ を技術進歩率とみなす。規模の経済効果についても同様の問題がある。

36) 稼働率に関する以上の議論はMorrison(1993)に基づく。

37) 推計結果はシェア式の選択に影響を受けない。

38) 企業活動基本調査の3桁産業分類58業種別では、一部の産業においてサンプル企業が非常に少なかった。そこで我々は比較的性格が似ていると思われる3桁産業について集計し、独自の30産業分類別に推計を行った。

39) 図に報告する個別産業として、我々は技術知識集約的な産業である電子部品・デバイス製造業、通信機器製造業、医薬品製造業、重要な機械産業である自動車・同付属品製造業、素材産業として総合化学・化学繊維製造業を選んだ。「製造業平均」は各産業の総売上高をウェイトとした各産業のメディアン値の加重平均値である。

40) 本節の分析ではswitch-inとswitch-outを行った企業は存続企業として取り扱い、表5.1にも含まれている。

41) 第4節の要因分解で得られた存続企業に関するTFP上昇率と第5節で得られたTFP上昇率の間には0.81という高い正の相関がある(1%の有意水準で有意)。

42) 資本のサービス価格の詳細な推計方法に関しては深尾・伊藤(2001)を参照されたい。ただし深尾・伊藤と比較すると本論文では、利子率として利付き国債(10年物)利回りを使い、減耗率として『工業統計表』の年初現在高と減価償却費をもとに求めた産業別の減耗率を使っている点で異なる。

#### 参 考 文 献

- 小田切宏之・本庄裕司(1995)「新規企業の市場参入——工業統計表による計量分析」『通産研究レビュー』第6号, pp. 76-91.
- 黒田昌裕・野村浩二(1997)「生産性パラドックスへの一つの解釈——Static and Dynamic Unit TFPの提案」『金融研究』第16巻第4号, pp. 21-54.
- 産業構造審議会新成長政策部会(2002)『新規事業創出小委員会報告書——起業の促進と成長の円滑化のために——』, 産業構造審議会。
- 住友生命総合研究所編(1999)「規制緩和の経済効果」東洋経済新報社。
- 富山雅代・深尾京司・随清遠・西村清彦(2001)「銀行の審査活動と借入企業のパフォーマンス」『経済研究』第52巻第2号, pp. 166-186.
- 内閣府(2001)『平成13年年次経済財政報告』, pp. 113-124, 226-228.
- 内閣府(2002)『平成14年年次経済財政報告』, pp. 183, 213.
- 中島隆信(2003)「宮川 努論文へのコメント：現実のデータに基づく正確なファクトの把握に貢献」岩田規久男・宮川 努編『失われた10年の真因は何か』, 東洋経済新報社。
- 中西泰夫・乾 友彦(2003)「サービス産業の生産性と研究開発・IT・規制」宮川 努他『産業構造研究報告書：産業空洞化と日本経済』日本経済研究センター。
- 西村清彦・中島隆信・清田耕造(2003)「失われた1990年代, 日本産業に何が起ったのか? ——企業の参入退出と全要素生産性——」経済産業研究所ディスカッションペーパー#03-J-002, 経済産業研究所。
- 日本銀行調査統計局(1998)「1997年度の金融および経済の動向」『日本銀行調査月報』6月号, 日本銀行。
- 日本銀行調査統計局(1999)「90年代における非製造業の収益低迷の背景について」『日本銀行調査月報』2月号, 日本銀行。
- 野口 旭(2002)「構造問題説の批判的解明」原田 泰・岩田規久男編『デフレ不況の実証分析：日本経済の停滞と再生』, 東洋経済新報社。
- 林 文夫(2003)「構造改革なくして成長なし」岩田規久男・宮川 努編『失われた10年の真因は何か』, 東洋経済新報社。
- 原田 泰(2003)「宮川 努論文へのコメント：実証経済学はいかなる真実を照らし出したか」岩田規久男・宮川 努編『失われた10年の真因は何か』, 東洋経済新報社。
- 深尾京司・伊藤恵子(2001)「自動車産業の生産性：『工業統計調査』個票データによる実証分析」, *RIETI (Research Institute of Economy, Trade and Industry) Discussion Paper Series* 01-J-002.
- 深尾京司・宮川 努・河井啓希・乾 友彦・他(2003)「産業別生産性と経済成長：1970-98年」内閣府経済社会総合研究所『経済分析』第170号。
- 深尾光洋(2003)「林 文夫論文へのコメント：長期不況の主因は需要不足にある」岩田規久男・宮川 努編『失われた10年の真因は何か』, 東洋経済新報社。
- 増田宗人(2000)「資本ストック統計の見方——市場評価資本ストックの試算——」日本銀行調査統計局 Working Paper 00-5.
- 宮川 努(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 努編『失われた10年の真因は何か』, 東洋経済新報社。
- 村上友佳子・深尾京司(2003)「対日・対外直接投資と製造業企業の生産性——企業活動基本調査個票データによる実証分析——」, *ESRI Discussion Paper Series* No. 68, 内閣府経済社会総合研究所。
- 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 努編『失われた10年の真因は何か』, 東洋経済新報社。
- Ahn, S. (2001) "Firm Dynamics and Productivity Growth: A Review of Micro Evidence for the OECD Countries," *OECD Economics Department Working Paper*, No. 297.
- Aw, Bee Yan, Xiaomin Chen, and Mark J. Roberts (2001) "Firm-level Evidence on Productivity Differentials and Turnover in Taiwanese Manufacturing," *Journal of Development Economics*, Vol. 66, No. 1, pp. 51-86.
- Baily, Martin Neil (1986) "Productivity Growth and Materials Use in the U. S. Manufacturing," *Quarterly Journal of Economics*, pp. 185-95.
- Baily, Martin Neil, Charles Hulten, and David Campbell (1992) "Productivity Dynamics in Manufacturing Plants," *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, Vol. 2, pp. 187-249.
- Bartelsman, Eric J., and Mark Doms (2000) "Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Micro-data," *Journal of Economic Literature*, Vol. 38, No. 3, pp. 569-594.
- Bartelsman, Eric J., and Phoebus J. Dhrymes (1998) "Productivity Dynamics: U. S. Manufacturing

- Plants, 1972-1986," *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 9, No. 1, pp. 5-34.
- Basu, Susanto (1996) "Pro-cyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?" *The Quarterly Journal of Economics*, August 1996, pp. 719-51.
- Burnside, Craig, Eichenbaum, Martin and Rebelo, Sergio (1995) "Capital Utilization and Returns to Scale," *NBER Macroeconomics Annual*, edited by Stanley Fischer and Julio J. Rotemberg, 1995, pp. 67-123.
- Colecchia, A., and P. Schreyer (2002) "ICT Investment and Economic Growth in the 1990s: Is the United States a Unique Case? A Comparative Study of Nine OECD Countries," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 5, No. 2, pp. 408-42.
- Denny, Michael, Melvyn Fuss, and Leonard Waverman (1981) "The Measurement and Interpretation of Total Factor Productivity in Regulated Industries, with an Application to Canadian Telecommunications," *Productivity Measurement in Regulated Industries*, Edited by Thomas G. Cowing and Rodney E. Stevenson, Academic Press, pp. 79-218.
- Domar, Evsey (1961) "On the Measurement of Technological Change," *Economic Journal*, Vol. 71, No. 284, pp. 709-729.
- Dunne, Tomothy, Mark J. Roberts, and Larry Samuelson (1988) "Patterns of Firm Entry and Exit in U. S. Manufacturing Industries," *Rand Journal of Economics*, Vol. 19, No. 4, pp. 495-515.
- Foster, Lucia, John Haltiwanger, and C. J. Krizan (1998) "Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence," *NBER working paper*, No. 6803.
- Fukao, Kyoji, Kiyohiko G. Nishimura, Qing-Yuan Sui, and Masayo Tomiyama (2004) "Japanese Banks' Monitoring Activities and the Performance of Borrower Firms: 1981-1996," mimeo, University of Tokyo.
- Fukao, Kyoji, Tomohiko Inui, Hiroki Kawai, and Tsutomu Miyagawa (2003) "Sectoral Productivity and Economic Growth in Japan: 1970-98," in Takatoshi Ito and Andrew Rose, eds., *Productivity and Growth, East Asia Seminar on Economics Volume 13*, the University of Chicago Press.
- Good, David H., M. Ishaq Nadiri, and Robin C. Sickles (1997) "Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity," *Handbook of Applied Econometrics vol. 2: Microeconometrics*, pp. 14-80.
- Griliches, Zvi, and Haim Regev (1995) "Productivity and Firm Turnover in Israeli Industry: 1979-1988," *Journal of Econometrics*, Vol. 65, No. 1, pp. 175-203.
- Hahn Chin-Hee (2000) "Entry, Exit, and Aggregate Productivity Growth: Micro Evidence on Korean Manufacturing," *OECD Economics Department Working Paper*, no. 272.
- Hayashi, Fumio, and Edward C. Prescott (2002) "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 5, No. 1, pp. 206-35.
- Jorgenson, Dale W., and Kazuyuki Motohashi (2003) "The Role of Information Technology in Economy: Comparison between Japan and the United States," prepared for *RIETI/KEIO Conference on Japanese Economy: Leading East Asia in the 21st Century?* Keio University, May 30, 2003.
- Jorgenson, Dale W., Mun S. Ho, and Kevin J. Stiroh (2002) "Growth in U. S. Industries and Investments in Information Technology and Higher Education," prepared for *NBER/CRIW Conference on Measurement of Capital in the New Economy*, April 2002.
- Jorgenson, Dale W., Mun S. Ho, and Kevin J. Stiroh (2003) "Lessons for Japan from the U. S. Growth Resurgence," prepared for 'the International Forum for Macroeconomic Issues,' organized by the Nomura Research Institute in Tokyo, Japan, on February 17-19, 2003.
- McGuckin, Robert H., and Sang V. Nguyen (1993) "Post-Reform Industrial Productivity Performance of China: New Evidence from the 1985 Industrial Census Data," *Economic Inquiry*, Vol. 31, No. 3, pp. 323-341.
- Morrison, Catherine J. (1993) *A Microeconomic Approach to the Measurement of Economic Performance: Productivity Growth, Capacity Utilization, and Related Performance Indicators*, Springer-Verlag, New York.
- Nickell, Stephen J. (1996) "Competition and Corporate Performance," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 4, pp. 724-746.
- Olley, G. Steven, and Ariel Pakes (1996) "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, Vol. 64, No. 6, pp. 1263-1297.
- Tybout, James R. (1996) "Heterogeneity and Productivity Growth: Assessing the Evidence," *Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure*, Edited by M. J. Roberts and J. R. Tybout, Oxford University Press, pp. 43-72.
- van Dijk, Machiel (2002) "Technological change and the dynamics of industries: Theoretical issues and empirical evidence from Dutch manufacturing," *Contributions to Economic Analysis*, Vol. 253. Amsterdam; London and New York: Elsevier Science, North-Holland.
- Yamawaki, Hideki (1991) "The Effects of Business Conditions on Net Entry: Evidence from Japan," *Entry and Market Contestability*, Edited by P. A. Geroski and J. Schwalbach, Basil Blackwell Ltd, pp. 168-186.