

# 産業の生産性上昇における研究開発の外部性の役割\*

—日本の製造業, 1968-96年—

中村 豪

TFP 成長率は、日本経済における 1980 年代までの発展、及び 1990 年代に入ってからの低迷の、いずれにおいても重要な役割を果たしている。TFP 成長率を決定する主要因として、内生的技術進歩理論では、R&D 投資とそれに伴う知識のスピルオーバーを挙げている。本稿では、これら 2 つの要因が、実際に観察された TFP 成長率を決定する上でどの程度重要であったかを分析する。1968-96 年の日本の製造業 16 分野のデータから推定した結果、産業における R&D と、純粋な知識のスピルオーバーによって、TFP 成長率の約 60% が説明されることが示された。さらにこれら 2 つの要因は、1990 年代においてより一層重要な決定要因となっている。

## 1. イントロダクション

戦後の日本経済の成長を考える場合、全要素生産性(TFP)の果たしてきた役割は極めて大きい。Hayami and Ogasawara (1999)によれば、1950 年代後半から 1980 年代末にかけての労働者一人当たりの GDP 成長率を見ると、その 50% 前後が TFP の成長によって説明されることになる。この値はそれ以前の数字に比べてはるかに高く、戦後の経済成長を特徴づけるものとなっている。また 1990 年代以降の日本経済の長期的な低迷は、その原因について様々な議論をひき起こしているが、特に Hayashi and Prescott(2002)は、成長会計の手法を用いて 1990 年代における低迷の要因を探っている。それによれば、1990 年代における成長率の低下は主として TFP 成長率の低下によって説明され、今後の日本経済の成長経路に関するシミュレーション結果も大きく TFP 成長率に依存することが示されている。

このように、TFP の動向は高度成長期以降の日本経済の動向を強く規定している。そこで本稿では、1960 年代末以降の日本の TFP 成長率の決定要因を探り、合わせて 1990 年代におけるその低迷がどのような原因から説明されるかを分析することを目的とする。TFP 成長率は、少なくともある程度長い期間についてみた場合、技術進歩率を表すものとされる。Romer (1990)、Grossman and Helpman(1991)、Agh-

ion and Howitt(1992)などの内生的技術進歩理論に従えば、技術進歩の源泉は、研究開発活動及びそれに伴って生じる「知識のスピルオーバー」という外部性によってもたらされる。従って、本稿も基本的にはこの 2 つの要因に着目することとなる。

しかし、実際に計測される研究開発の外部性は知識のスピルオーバーだけではない。この点を指摘したものが Griliches (1979, 1992)である。それによれば、計測される研究開発の外部性には、本来の意味での「知識のスピルオーバー」、すなわち (I)財に体化されない技術情報や知識といったものが他の企業の研究開発に資することから生じる外部性に加え、(II)研究開発による製品の質の向上が価格に完全に反映されないために、その製品を利用する企業の生産性に寄与する形での外部性という、2 種類のものが存在している。内生的技術進歩理論において成長の源泉として強調されるのは、そのうち (I)のみである。

こうした観点から、本稿はこの Griliches の指摘に従い、研究開発の外部性をその源泉・波及経路の異なる 2 種類に区別し、それぞれが経済成長に及ぼしてきた影響の比較を試みる。それにより、内生的技術進歩理論で想定する要因が、どの程度日本の TFP の成長を説明しうるかを評価することが、論文の第 1 の目的となる。そして、特に 1990 年代とそれ以前の時期とを対比させ、近年の TFP 成長率の低下が何に由

来するものであるのかを分析する。それにより、経済成長の観点から今後望まれる政策的対応についてひとつの視座を提供することが、論文の第2の目的である。

これらの分析を行う上では、2種類の外部性を具体的にどのように区別するかが重要となる。Grilichesの議論に基づけば、第1の外部性は、研究開発活動によって生み出された知識が情報という形をとって他者に利用されるというものである。特許や論文の形で公表された研究開発の成果は公共財的性格を持っており、誰もが利用することが出来る。このような形で得られた技術情報は、その利用に対して対価を支払うことなく、他者が研究開発を行う際に役立てることが出来るものであり、上で触れた知識のスピルオーバーに対応している。

これに対して第2の外部性は財の流れに伴うものである。多くの場合、研究開発の成果は財に体化されることで実現する。ある経済主体が研究開発に成功すると、その成果が財に体化されることによって、その財の品質の向上や価格の低下といった形で、その財を需要する主体の生産性に寄与することになる。これが上述の財の流れを通じた外部性に対応するものである。ただしこのように計測されたものの中には、知識のスピルオーバーが含まれる可能性がある。企業が他者の生み出した知識を利用する形態として、例えばリバース・エンジニアリングによって、財の利用から技術情報を引き出すこともありうるためである<sup>1)</sup>。

本稿の主たる分析内容は、以上の区別に対応した形で2種類の外部性を表す変数を構築した上で、それらが産業の生産性上昇に及ぼす影響を確かめ、さらにその影響が1990年代とそれ以前とでどのように変わっているかを比較することである。分析対象は、1960年代末から1990年代後半の日本の製造業16分野としている。従って、高度成長期末期から近年に至る比較的長期の分析となる。分析対象を製造業に限ったのは、研究開発の外部性が認められる程度に技術的に近接していることによる<sup>2)</sup>。

ここで注意すべき点は、本稿での主たる関心は、技術進歩としてのTFPの成長にあるということである。Hall(1990)において指摘され

ているように、年次データなど比較的短い期間におけるTFP(あるいはソロー残差)成長率として計測されるものは、財の需要や要素価格など本来は技術進歩と無相関であると思われる変数と相関を持っており、本来の技術進歩の指標としての役割に疑問が持たれる。

この問題に対処するために、本稿では2つの手法をとった。まず、標本期間が比較的長くとれることを利用して、全体を3-5年間の6つの期間に分け、それぞれの時期におけるTFP成長率を用いて分析する方法をとった。この程度の長さをとれば、景気変動など技術進歩以外の要因を平滑化して取り除くことが出来ると考えられるからである。第2の方法は、技術進歩と相関を持たない需要ショック、供給ショックに対応する変数を操作変数として、操作変数法によって推定するというものである。またそれぞれの手法について、規模の経済の影響を考慮した場合の結果も確かめられている。

日本のデータに関して、研究開発の外部性を検証した先行研究は既にいくつか存在している。特に後藤・鈴木(1987)では、本稿と同様に2種類の経路を考慮して外部性の存在を検証している。しかし、後藤・鈴木(1987)は財に体化された経路を表す変数にも研究開発のインプットを用いており、また分析対象もエレクトロニクス関連産業からのスピルオーバーに限定されている。本稿では、上述のように財に体化された外部性をより実体に即した形で定義し、さらに分析対象を製造業全体に拡張して、より一般的な結論を得ようと試みている。

またアメリカのデータについては、Bartelsman, Caballero, and Lyons(1994)において、産業連関表を用いて外部性の波及パターンを分析している。これは本稿の視点とはやや異なり、研究開発の外部性に限らず各産業のTFP成長率自体の結びつきに着目し、外部性波及の短期的なパターンと長期的なパターンとを比較している。ただし、Bartelsman, Caballero, and Lyons(1994)では、技術的な距離に基づく産業連関については分析していない。

以下第2節では、基本的な推計式と推定方法を説明するとともに、主要な変数(特に2種類の外部性変数)についての留意点にふれる。第

3節ではデータの概要を述べる。データの詳細については補論に示す。第4節では推定結果を提示し、合わせて日本経済の成長、及び近年の低迷に関する含意を考察する。第5節ではまとめを行う。

## 2. 推定式と使用する変数

基本となる推定式は、R&D投資の収益率に関する実証などで通常見られるように、以下の形をとる。

$$g_{it} = \beta RDINT_{it} + \gamma_1 x_{1,it} + \gamma_2 x_{2,it} + \delta_t + \lambda_i + u_{it} \quad (1)$$

ここで、 $g$ はTFP成長率、 $RDINT$ は当該産業のR&D集約度、 $x_1$ は第1の経路を通じた外部性、すなわち技術情報の波及に基づく外部性であり、 $x_2$ は第2の経路を通じた外部性、すなわち財に体化されて波及する外部性である。 $u_{it}$ は誤差項である。R&D集約度は、しばしばR&D投資の対売上高比率で定義されるが、ここでは後に述べるようにTFPを付加価値額から計算しているので、R&D投資対付加価値額比率で定義されている。係数 $\beta$ はR&D投資の収益率になる。 $i$ は産業、 $t$ は期間を示す添え字である。各産業のTFP成長率は、その産業で行われた研究開発投資と、他産業の研究開発の成果から受ける外部性に依存することになる。

計測されるTFP成長率は、産業固有の要因 $\lambda_i$ や、それぞれの時期に固有のショック $\delta_t$ からも影響を受けている可能性がある。産業固有の要因とは、各産業の研究開発活動の効率性やそれぞれの産業分野に対応する科学技術研究の進歩などであり、時期に固有の要因としては、マクロ的な研究開発政策の変化や基礎研究の進展などが考えられる。従って分析に当たっては、これらの産業固有の要因・時期に固有の要因を考慮した上で、推定を行うことが望ましい。そこで、これらを産業ダミーや時期ダミーで処理するか、あるいはパネルデータ分析の性質を利用し、固定効果ないし変動効果として処理することを考える。

被説明変数となる各産業のTFP成長率は、産出の変化率から分配率をウェイトとする投入の変化率の加重和を引いたソロー残差の形で計

算される。すなわち、

$$g_{it} \equiv \hat{y}_{it} - (1 - \sigma_{it}) \hat{K}_{it} - \sigma_{it} \hat{L}_{it} \quad (2)$$

のように定義される( $\hat{z}_t \equiv \ln z_t - \ln z_{t-1}$ )。ここで、 $y$ は実質付加価値生産額、 $K$ は資本ストック、 $L$ は労働投入量、 $\sigma$ は労働分配率を表す。生産関数が1次同次であれば、これによってTFP成長率が計算できる。

しかしHall(1990)が指摘しているように、(2)で定義されるソロー残差またはTFPは、特に短期的には技術進歩よりも景気循環の影響を強く反映しており、測定誤差の大きい指標となっている。この問題に対処するために本稿が第1に採用した方法は、期間の長い(対数)階差をとり、景気循環の部分に比べ技術進歩の部分より強く反映した変数を用いるというものである。期間が長いほど測定誤差の影響は薄れるはずであるが、ある程度の標本数を確保するため、ここでは3年ないし5年までの階差をとることとした。通常景気循環の周期は3年程度と見られるため、この程度の階差をとればソロー残差は平均的な技術進歩率に近いものになっていると想定される。階差の両端には、各年に固有の需要ショック・供給ショックの影響を小さくするため、さらに3ヶ年の平均をとって平滑化を施してある<sup>3)</sup>。

しかしこの方法では、比較的長い期間の階差をとることから、標本数を小さくしてしまうという難点がある。そこで年次のソロー残差を利用しつつ、需要ショック、供給ショックによる測定誤差を処理した形での推定方法として、それらのショックに対応する操作変数を用い、年次データに基づく(1)を操作変数法によって推定する手法もとる。用いられる操作変数は、説明変数のラグをとったものに加え、Hall(1990)に挙げられているように、政府支出の変化率及びそのラグ変数と、石油等の輸入価格指数(各産業の卸売物価指数で相対化)の変化率及びそのラグ変数を採用した。前者は需要ショックに対応するものであり、後者は供給ショックに対応しているといえる<sup>4)</sup>。

さらに、生産関数が1次同次でなく収穫逓増を示す場合にも、(2)として計測されたTFP成長率は需要ショックなどと相関を持ってしまう。そこで(1)の代わりに

$$\hat{y}_{it} = \theta[(1-\sigma_{it})\hat{K}_{it} + \sigma_{it}\hat{L}_{it}] + \beta RDINT_{it} + \gamma_1 x_{1,it} + \gamma_2 x_{2,it} + \delta_t + \lambda_i + u_{it} \quad (3)$$

という式も推定し、推定結果が1次同次性の仮定にどの程度依存しているかを検証する。この式は、Bartelsman, Caballero, and Lyons (1994)でも用いられたものである。ただし Bartelsman, Caballero, and Lyons(1994)では R&D に関する項は含まれておらず、外部性の定義についても本稿とは異なっている。θ が 1 より大きければ規模に関して収穫逓増であることになる。

技術情報のスピルオーバーによる外部性は、他の産業における研究開発活動の強さを加重平均して求められる。研究開発活動の強さは各産業の R&D ストック成長率で測られ、ウェイトは産業間での技術的な緊密さを反映するものとする(表記を簡潔にするため、以下しばらく時期を表す添え字  $t$  は省略する)。Jaffe (1986) は、産業の研究開発の特性を、技術分野  $s$  における研究開発が産業  $i$  の全研究開発支出に占めるシェア  $f_{s,i}$ ,  $s = \{1, \dots, S\}$  からなるベクトル  $F_i = (f_{1,i}, f_{2,i}, \dots, f_{s,i})$  で表し、2つの産業間でみたベクトル同士の距離

$$TD(i, j) \equiv \frac{F_i F_j'}{[(F_i F_i')(F_j F_j')]^{1/2}} \quad (4)$$

によって産業  $i$  と産業  $j$  の技術的な近さを定義する方法を提唱している<sup>5)</sup>。技術情報のスピルオーバーによる外部性の程度は、この技術距離をウェイトとして他の産業  $j$  の R&D ストック成長率  $r_j$  を足し合わせた

$$x_{1,i} \equiv \sum_{j \neq i} TD(i, j) \cdot r_j \quad (5)$$

として表される。

一方財に体化された外部性については、産業連関表から求められた投入シェア  $a(i, j)$  をウェイトとして、研究開発のアウトプットである各産業のソロー残差成長率を加重平均して求められる。つまり、

$$x_{2,i} \equiv \sum_{j \neq i} a(i, j) g_j \quad (6)$$

となる。

なお、 $TD(i, j)$  と  $a(i, j)$  の間の相関係数(ただし、 $i \neq j$ )<sup>6)</sup> を求めたところ、1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995 年の 6 つの時点について、概ね 0.25 から 0.3 程度であり、それほど相

関は高いものではない。従って、技術情報のスピルオーバーと財に体化された技術進歩がもたらす外部性とは、その由来する産業がある程度異なっており、両者を区別して考えることに意味があるといえる。

### 3. データの概要

TFP(厳密にはソロー残差)を計算するための産業データは、主として通商産業省『工業統計表. 産業編』によった。『工業統計表. 産業編』は、4桁分類までの精度で産業の付加価値生産額<sup>7)</sup>、従業者数、有形固定資産額を報告している。他のデータとの関連から、本稿では2桁または3桁分類までの製造業のうち16分野についてのデータを用いている<sup>8)</sup>。有形固定資産のデータから、土地を除く資本ストックのデータを作成し、通商産業省『鉱工業指数年報』の稼働率指数を乗じて、有効な資本ストック水準を導出した。資本ストック額の作成方法に関しては、詳細を補論に記した。

産業ごとの TFP 成長率は、これらの変数の対数階差と大蔵省『法人企業統計年報』<sup>9)</sup> のデータから得られる各産業の労働分配率を、(2)に当てはめて計算した<sup>10)</sup>。なお、TFP 成長率における誤差を処理するために比較的長い期間の階差をとる場合には、1968-73, 1973-78, 1978-83, 1983-88, 1988-93, 1993-96 年の、6 つの期間に分けて成長率を推計している。各期間の始点と終点については、その前後1年ずつと合わせて3ヶ年の平均値を求めて平滑化を行っている。推定の際にはそれらを年率になおしたものをを用いる。

R&D ストック、R&D 集約度、前節で定義された  $x_1$  に関するデータは、すべて総務庁統計局『科学技術研究調査報告』より求めている。R&D ストック、R&D 集約度は、いずれも産業別の研究開発支出額から計算される<sup>11)</sup>。またこれに加えて『科学技術研究調査報告』は、1970年以降資本金1億円以上の会社について、製品分野別の研究支出額の内訳を報告している。本稿では、1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995 年について、31 の製品分野における研究開発支出額のシェアの分布を各産業の研究開発活動の分布と見なし、(4)に従いそれぞれの産業間で

の技術距離を導出した。対象とした時期は、産業連関表が公表された年であるとともに、TFP成長率を計算した期間のほぼ中間の時点であり、各期間内での平均的な技術開発の分布を反映したものであると考えている。

計算されたR&Dストックを産業間で比較すると、1960年代末には化学、電機、一般機械、鉄鋼といった産業で高い値を示したが、1990年代には電機、自動車といった産業が顕著に高く、次いで機械、化学という産業が大きなR&Dストックを持つ。また電機や化学といった産業は、R&Dストックの伸び率、R&D集約度についても他産業よりも高い値をとっている。

財に体化された外部性の計測に用いる投入シェアは、1970、1975、1980、1985、1990、1995年の産業連関表から求めている。統合中分類(ほぼ3桁分類に対応する)のデータを16産業に集計し直し、技術距離と同様、この値が各期の平均的な産業間の結びつきを表し、かつ各期間内では一定であるものとしている。

操作変数推定を行う際のラグ付き説明変数以外の操作変数については、次の通りである。政府支出については、SNAの公的需要(実質)のデータを用いた。需要ショックに対応する政府支出としては、公的固定資本形成を用いることも考えられるが、両者の相関は極めて高く、結果に本質的な違いは見られなかった。石油等の輸入価格については、原材料輸入物価指数のう

ちの「石油・石炭・天然ガス」の指数を、各産業の卸売物価指数で割ったものを、供給ショックに対応する操作変数とした。物価指数は、月次データの年内平均をとって年次データに変換した。

#### 4. 推定結果

##### 4.1 長期階差データによる推定

表1および表2は、(2)のように定義されたTFP成長率に関して、景気変動の影響を取り除くために3-5年の比較的長い期間の階差をとったデータに基づく推定結果を示している。表1はパネルデータの性質を利用して(1)を推定したものである。式1-3は時期ダミーを含めず、式4-6については時期ダミーを含めた形で推定した。

得られた結果は、財の流れに伴う外部性(以下「外部性II」と呼ぶ)と、内生的技術進歩理論で想定する技術進歩の源泉である要因(産業内でのR&D投資、技術情報のスピルオーバー(以下「外部性I」と呼ぶ))との間で、はっきりした対比を示している。前者については、時期ダミーを含めない定式化のもとでは強い正の効果を持つが、時期ダミーを含めるとこの効果はほとんど見られなくなってしまふ。これに対し、R&D投資と外部性Iについては時期ダミーによる影響は見られず、産業についての固定効果を考慮しているか否かということによってその

表1. TFP成長率の決定要因(1)-6期間モデル

推定方法	1	2	3	4	5	6
	plain-OLS	固定効果	変量効果	plain-OLS	固定効果	変量効果
const.	0.006 (0.007)		0.006 (0.007)	0.061 (0.013)***		0.062 (0.013)***
R&D集約度	0.237 (0.099)**	0.018 (0.209)	0.236 (0.099)**	0.252 (0.091)***	-0.045 (0.205)	0.242 (0.096)**
$x_1$	0.078 (0.044)*	0.059 (0.075)	0.078 (0.045)*	0.096 (0.041)**	0.011 (0.075)	0.092 (0.043)**
$x_2$	0.609 (0.109)***	0.666 (0.116)***	0.610 (0.109)***	0.095 (0.155)	0.060 (0.176)	0.097 (0.155)
時期ダミー	no	no	no	yes	yes	yes
自由度修正済み $R^2$	0.359	0.360	0.359	0.480	0.498	0.480
$F_1$		1.011			1.207	
$F_2$				5.265***	6.370***	5.258***
Hausman			4.740			4.664

注) 被説明変数: TFP成長率(6期間版)。標本数 = 96。

$F_1$ : 産業に固有の効果の有無を検定する統計量。  $F_2$ : 時期に固有の効果の有無を検定する統計量。

Hausman: 固定効果と変量効果の選択を行う Hausman 統計量。

\*\*\*: 1%水準で有意。 \*\*: 5%水準で有意。 \*: 10%水準で有意。

効果が左右されている。固定効果推定を行った場合には、それ以外の場合に観察された有意に正の効果が失われてしまう。従って2種類の外部性を比較した場合、外部性Iについては、ある時期における産業間での技術進歩の差異を決める要因として働いていると言える。これとは逆に外部性IIは、ある産業内において、どの時期に生産性が速やかに上昇するかという点を決定していると見なすことが出来る。

ただし、固定効果モデルにおける産業に固有の効果を検証すると、統計的には有意ではないという結果が得られる。また、固定効果モデルと変量効果モデルの妥当性を検証する Hausman 検定の結果は、産業に固有の効果を検討した固定効果モデルよりも変量効果モデルを選択することとなった。一方で時期ダミーの有意性を検定すると時期ダミーが全て0であるという帰無仮説を棄却する結果となり、これらの検定結果を総合すると、式6の定式化が妥当なモデルであるということになる。これに従えば、外部性Iは有意にTFPの上昇に寄与しているが、

外部性IIについてはそのような有意な結果は認められないこととなる。また、標本期間中の平均的なR&D投資の収益率は24.2%となる<sup>12)</sup>。

表1の結果は、被説明変数を(2)で定義されるTFP成長率としているが、規模に関する収穫逓増が働く場合、このように定義されるTFP成長率は本来の技術進歩率を表していない可能性がある。そこで推定式を(3)のように変更し、規模に関する収穫逓増が働く可能性を許した上で表1で見たような推定を行ったものが、表2の式1-4である。これらの結果からは、R&D投資、2種類の外部性に関する推定結果は、(3)の定式化の下でも表1と同様であることを示している。また規模に関する収穫の程度を表す推定値は、いずれの場合も1を上回ったものの、それらはいずれも有意に1から乖離するものではなかった。

さらに、規模に関する収穫の問題を考える場合、

$$\hat{y}_{it} = \theta_K \hat{K}_{it} + \theta_L \hat{L}_{it} + \beta RDINT_{it} + \gamma_1 x_{1,it}$$

表2. TFP成長率の決定要因(2)－6期間モデル、収穫逓増を許した場合

	1	2	3	4	5
推定方法	plain-OLS	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
const.	0.006 (0.007)		0.006 (0.007)	0.061 (0.014)***	0.069 (0.015)***
IG	1.181 (0.129)***	1.207 (0.157)***	1.181 (0.129)***	1.042 (0.134)***	
$\hat{K}$					0.331 (0.117)***
$\hat{L}$					0.748 (0.183)***
R&D集約度	0.215 (0.100)**	0.086 (0.215)	0.215 (0.100)**	0.236 (0.099)**	0.251 (0.096)***
$x_1$	0.090 (0.045)**	0.064 (0.074)	0.090 (0.045)**	0.094 (0.044)**	0.075 (0.043)*
$x_2$	0.536 (0.120)***	0.592 (0.128)***	0.536 (0.120)***	0.091 (0.157)	0.059 (0.159)
時期ダミー	no	no	no	yes	yes
自由度修正済み $R^2$	0.676	0.676	0.676	0.731	0.729
$F_1$		1.007			
$F_2$				4.810***	5.366***
Hausman			4.603	4.546	6.529
IRS	1.396	1.317	1.397	0.314	0.295

注) 被説明変数：実質付加価値成長率(6期間版)、標本数=96。

IG：要素投入成長率 $\equiv (1-\sigma)\hat{K} + \sigma\hat{L}$ 。  $F_1$ ,  $F_2$ , Hausmanについては表1の注を参照。  
IRS：収穫逓増に関する検定統計量(式1-4については、IGの係数が1であるという帰無仮説に関するt統計量、式5については制約条件の有無による残差平方和の差に基づくF統計量)。

\*\*\*：1%水準で有意。 \*\*：5%水準で有意。 \*：10%水準で有意。

$$+ \gamma_2 x_{2,it} + \delta_i + \lambda_i + u_{it} \quad (7)$$

のようにもともとの生産関数の形で定式化することも考えられる<sup>13)</sup>。この場合も、外部性 I の有意性がやや低下(5%水準では有意でなく 10%水準では有意)したほかはこれまで述べてきたものと同様の結果が得られ、また規模に関する収穫一定の仮定も支持された。なお他の定式化と結果に大きな差が見られなかったことから、表 2 には、他の定式化において望ましいとされる時期ダミーを含めた変数効果推定の結果のみを掲載した。

#### 4.2 年次データによる推定

長期階差データは、計測された TFP における景気変動などの影響を取り除く利点を持つが、そのために標本数が小さくなってしまおうという難点も存在する。年次データを用いれば標本数は大きくなるが、年次ベースで計算された TFP 成長率は分散が極めて大きく、その最低値は -0.412 である。1 年で 40% も技術「退歩」が生じるとは考えがたく、年次データにおける TFP 成長率は、技術進歩率の指標としての有効性に疑問がある。

そこで推定に際しては、年次データにおける技術進歩以外の要因を除去するために、操作変数を用いる必要がある。操作変数としては、ラ

グ付きの説明変数に加え、政府支出と石油輸入価格の当該年における変化率、およびそのラグである。説明変数のラグをとる必要から、標本期間は 1971-97 年の 27 年間となっている。

操作変数法による推定結果は表 3 に示されている。式 1-式 3 は 1 次同次性を仮定し、式 4-式 6 ではその仮定を外している。操作変数推定においても、2 種類の外部性と、産業に固有の効果、あるいは時期に固有の効果との関連は、これまでに見てきたものと同様である。産業ダミーを含むと外部性 I の有意性は失われ、一方年ダミーの導入は外部性 II の影響を消してしまう。ただし、これらのダミー自体の有意性を検定すると、産業ダミーは有意ではなく年ダミーのみが有意であるという結果が得られた。

R&D 投資の収益率は、いずれの定式化においても 20% 前後と、先行研究で示されている水準からみて妥当なものとなった。ただし、式 1 と式 3 で 10% 有意となった以外は有意な正の係数は得られなかった。また年ダミーを含む定式化においては、やや緩い基準の下ではあるが、収穫一定の仮定が棄却されることにもなった。

#### 4.3 1990 年代における構造変化

Hayashi and Prescott (2002) では、1990 年

表 3. TFP 成長率の決定要因(3)一年次モデル, 操作変数による制御

被説明変数	1	2	3	4	5	6
	TFP	TFP	TFP	付加価値	付加価値	付加価値
const.	0.003 (0.009)	0.009 (0.021)	0.049 (0.024)**	0.004 (0.009)	0.015 (0.022)	0.053 (0.024)**
IG				1.168 (0.189)***	1.224 (0.229)***	1.469 (0.271)***
R&D 集約度	0.257 (0.148)*	0.196 (0.432)	0.253 (0.145)*	0.224 (0.146)	0.247 (0.471)	0.179 (0.150)
$x_1$	0.098 (0.060)	0.105 (0.119)	0.112 (0.065)*	0.104 (0.061)*	0.098 (0.118)	0.136 (0.067)**
$x_2$	0.480 (0.084)***	0.488 (0.085)***	-0.238 (0.321)	0.442 (0.099)***	0.439 (0.102)***	-0.378 (0.321)
産業ダミー	no	yes	no	no	yes	no
年ダミー	no	no	yes	no	no	yes
自由度修正済み $R^2$	0.082	0.069	0.110	0.414	0.408	0.433
$F_1$		0.692			0.660	
$F_2$			1.947**			1.563*
IRS				0.886	0.977	1.732*

注) 標本数=432. 推定方法は全て操作変数法。

$F_1$ ,  $F_2$ , Hausman については表 1 の注を参照。IRS: 収穫通増に関する検定統計量( $t$  統計量)。

\*\*\*: 1% 水準で有意, \*\*: 5% 水準で有意, \*: 10% 水準で有意。

代の日本経済の低迷は、主として TFP 成長の大幅な鈍化に由来すると論じている。この議論を踏まえれば、本稿で考慮しているような TFP 成長率の決定式に対して、1990 年代においてどのような変化が生じていたかが興味深い点となる。長期階差データを用いた推定では、1990 年代に対応する期間は 1993-96 年のみということとなるため、このような構造変化の検証には年次データで議論する方が望ましいと考えられる。

表 4 は、本稿で想定した 3 つの TFP 決定要因について、1990 年代に入ってその影響に変化が見られたかどうかを、年次データ・操作変数法による推定によって確かめた結果を示している。D90s は、1990 年代において 1、それ以外の時期には 0 をとるダミー変数である。1990 年代とそれ以前との違いをはっきりさせるため、年ダミーは含めず定数項部分の構造変化もこのダミー変数で捉えることとした。

表 4. 1990 年代における TFP 成長率の決定要因の変化一年次モデル、操作変数による制御

被説明変数	1	2	3	4
	TFP	TFP	付加価値	付加価値
const.	0.005 (0.010)	0.007 (0.010)	0.007 (0.010)	0.008 (0.010)
D90s	-0.012 (0.019)	-0.022 (0.018)	-0.015 (0.019)	-0.024 (0.018)
IG			1.113 (0.184)***	1.101 (0.184)***
R&D 集約度	0.328 (0.169)*	0.267 (0.145)*	0.283 (0.169)**	0.236 (0.144)
R&D 集約度×D90s	-0.451 (0.321)		-0.394 (0.322)	
$x_1$	0.080 (0.068)	0.088 (0.067)	0.079 (0.068)	0.085 (0.067)
$x_1 \times D90s$	0.174 (0.134)	0.121 (0.128)	0.188 (0.133)	0.140 (0.128)
$x_2$	0.519 (0.088)***	0.513 (0.088)***	0.486 (0.111)***	0.484 (0.110)***
$x_2 \times D90s$	-0.481 (0.137)***	-0.483 (0.137)***	-0.445 (0.154)***	-0.451 (0.154)***
自由度修正済み $R^2$	0.099	0.100	0.426	0.426
IRS			0.613	0.548
$z_1$	4.889**	3.500*	5.268**	3.907**
$z_2$	0.135	0.080	0.156	0.101

注) 標本数=432, 推定方法は全て操作変数法。

IRS: 収穫通増に関する検定統計量( $t$  統計量)。

$z_1$ : 1990 年代における  $x_1$  の係数( $x_1$  の係数と  $x_1 \times D90s$  の係数の和)の有意性に対する検定統計量(Wald 統計量)。

$z_2$ : 1990 年代における  $x_2$  の係数( $x_2$  の係数と  $x_2 \times D90s$  の係数の和)の有意性に対する検定統計量(Wald 統計量)。

\*\*\*: 1% 水準で有意, \*\*: 5% 水準で有意, \*: 10% 水準で有意。

表 4 の式 1 と式 3 は、定数項部分に加え、3 つの TFP 決定要因全てについて構造変化を許す定式化となっている。このうち 1990 年代に有意に影響が変化したのは、外部性 II のみである。R&D 集約度には負の、外部性 I には正の構造変化が生じたことになっているが、これらはいずれも有意なものではない。特に外部性要因に着目すると、1990 年代になると外部性 I の影響は有意に正であるが、外部性 II の影響は 0 に近い値となり有意ではなくなってしまう。このような外部性要因に見られる変化は、R&D 投資の収益率に変化がないとした定式化(式 2 および式 4)においても同様に観察される。

表 4 で得られた結果より、1990 年代における TFP 成長の鈍化は、主として財の流れを通じた外部性が働かなくなったことに由来すると判断できる。一方で知識のスピルオーバーについては、その影響は 1990 年代以前と変わらないか、あるいはむしろ強まっている。以上から、

TFP 成長、ひいては日本経済の成長を促すための今後の政策的対応を考えると、知識のスピルオーバーという形での外部性に対処するものが望ましいということになる。すなわち政策的に働きかける対象としては、他の部門でもその技術知識が重要となるような分野の研究開発を促進すべきであると結論される。

#### 4.4 内生的技術進歩理論が想定する要因の重要性

表 4 では、(1)や(3)のような TFP 成長率の決定式における構造変化を調べることで、1990 年代における変化を定性的に論じた。以下では本節の最後として、推定によって得られた係数の値と標本平均から、構造変化の定量的な評価を試みる。また、特に R&D 集約度と知識のスピルオーバーに着目することで、内生的技術進歩理論で経済成長の源泉とされる要因が、実際に

計測される TFP 成長をどのくらい説明しているのかという点も検証できる。

表5では、長期階差データに基づく推定結果と年次データの推定結果の代表的なものを取りあげ、そこで得られた係数の値に対応する変数の(各期間における)標本平均の値をかけることで、産業内の R&D 投資と産業間の知識のスピルオーバーが、どの程度 TFP 成長をもたらしただかを評価した結果を掲げている。なお長期階差データに関しては、収穫一定・時期ダミーを含む・変量効果推定によるモデルを選び、年次データに関しては、収穫一定・1990年代における構造変化(R&D集約度以外に関して)がある定式化を操作変数推定した結果を選択した。

その結果、内生的技術進歩理論が想定する要因は、平均して観測される TFP 成長率の6割程度を説明するものということが明らかになった。その内訳を見ると、産業内 R&D による成長率は年率で0.9%程度、知識のスピルオーバーによる成長は1.1-1.5%程度である。さらにその経時的な変化を見ると、数値の大きさはモデルによって差があるものの、内生的技術進歩理論要因のシェアは、標本期間の初期と比べると1990年代においてはるかに高くなっており、

近年の日本の経済成長は主としてこれらの要因によってもたらされていることが分かる<sup>14)</sup>。

Hayami and Ogasawara(1999)では、高度成長期の日本は、従来の蓄積主導型の成長パターンから技術進歩主導型の成長に移行したものの、移行の程度は欧米諸国に比べると弱いことを示し、その理由として設備に体化された技術導入の影響が強かったことを挙げている。しかし、ここで得られた結果からは、そのような傾向も近年には弱まっており、内生的技術進歩理論が想定するような、研究開発、あるいはそれによる知識の蓄積が成長の主要因となってきたことが窺える<sup>15)</sup>。

## 5. 結論と今後の課題

本稿では Griliches(1979, 1992)の区別に従い、純粋な知識のスピルオーバー(外部性 I)と、投入要素における品質の向上が価格に十分反映されないことなどに由来する、財の流れに伴う外部性(外部性 II)という、2種類の研究開発に由来する外部性を考えた。その上で、これらが1960年代末から1990年代後半の日本の生産性上昇にどのように寄与してきたかを分析した。検定の結果採択されるモデルにおいては、

表5. 内生的経済成長理論関連要因の TFP 成長率に及ぼす影響

### 6 期間モデルに基づく推計

ベースモデル：表 1-6 式

時期	産業内 R&D による成長率(A)	外部性 I による 成長率(B)	観察された TFP 成長率(C)	TFP 成長率に占める 割合(=(A+B)/C)
1968-73	0.81%	1.36%	9.04%	0.241
1973-78	1.18%	1.09%	3.96%	0.574
1978-83	0.63%	0.74%	2.30%	0.591
1983-88	0.89%	1.30%	5.16%	0.425
1988-93	0.95%	1.42%	3.27%	0.722
1993-96	0.82%	0.96%	1.60%	1.110
全期間平均	0.88%	1.14%	4.22%	0.610

### 年次モデルに基づく推計

ベースモデル：表 4-2 式

時期	産業内 R&D による成長率(A)	外部性 I による 成長率(B)	観察された TFP 成長率(C)	TFP 成長率に占める 割合(=(A+B)/C)
1969-75	1.08%	1.34%	6.24%	0.387
1975-80	0.82%	0.80%	4.55%	0.355
1980-85	0.87%	1.03%	3.01%	0.630
1985-90	1.00%	1.71%	4.71%	0.575
1990-97	0.96%	2.51%	2.31%	1.502
全期間平均	0.95%	1.54%	4.18%	0.596

注) 成長率は全て年率で示されている。

外部性 I は有効な TFP 成長決定要因として働いていたが、外部性 II については有意な結果を得なかった。

特に 1990 年代における TFP 成長の低迷をこれらの外部性に着目しつつ検証すると、外部性 I が及ぼす効果については、1990 年代とそれ以前の間には有意な違いが見られなかったのに対し、外部性 II に関しては 1990 年代に入ってその影響を大きく低下させていることが明らかになった。産業内の R&D 投資が TFP 成長に及ぼす影響にも構造変化が見られなかったことから、財の流れを通じた産業間での生産性上昇の波及パターンに何らかの変化が生じたことが、1990 年代に入って TFP 成長が低下した主な原因であると考えられる。

推定されたモデルに基づき、標本平均の値から各々の TFP 成長率決定要因の影響を見ると、内生的技術進歩理論で想定される自らの R&D 投資と、それに伴う知識のスピルオーバーによって TFP 成長が説明される部分は、標本の初期に比べて 1990 年代にはかなり高い割合を占めることになる。なお本稿が分析対象とした時期において、内生的技術進歩理論で想定される要因は、平均的には 6 割程度 TFP 成長を説明している。

このように各要因を比較すると、近年の日本経済の成長にとって、研究開発活動とそれに伴う知識のスピルオーバーが重要な源泉となっている。外部性の存在は企業の研究開発活動に対して政策的に干渉すべき理由となる。本稿における分析は、そのような政策的な干渉を行う際に、少なくとも近年の日本経済に関しては、知識のスピルオーバーという側面での外部性のみ考慮すればよいことを示唆している。つまり、生み出される知識がより広範に大きなインパクトを持つ研究開発に対して援助すべきであり、研究開発の成果が他の産業の重要な投入要素であることを理由に援助をする意義は認められない、ということになる。

今後の研究上の課題としては、第 1 により詳細な生産性や研究開発活動に関するデータの構築が求められる。本稿では、概ね産業 2 桁分類に基づいた分析となっており、特にクロスセクション方向での標本数はあまり大きなものでは

ない。このことが、推定された係数の有意性に作用している可能性も考えられる。また 2 桁分類程度の区分では、そこに属する企業の技術的な異質性を十分反映できていないと思われる。例えば、同じ自動車産業に属する企業でも、完成車の組立メーカーとある特定の自動車部品を生産する企業とでは、関連する技術知識や投入する生産要素にも大きな違いがあるはずである。また逆に、繊維産業に分類される企業も化学産業に分類される企業も化学繊維を製造するといった、異なる産業の企業が類似の技術特性を持つ場合もある。この産業分類の問題に対処するには、企業レベルなどのより集計度の低いデータを用いる必要があるが、現時点では特に研究開発に関する詳細なデータが乏しく、今後この分野での詳細なデータベースの構築が待たれる。

また本稿の分析は、TFP 成長率を産業内の R&D、2 種類の外部性によって説明するというもので、これらの要因がさらにどのような理由で変動するかについては考察を行っていない。1990 年代における構造変化の存在については検証したが、特に外部性 II に関してなぜこのような変化が生じたかという点は、本稿の分析範囲を超えている。より詳しいデータにおいてもこの点が示されるならば、どのような原因でこの構造変化が生じたかを探る必要が生じる<sup>16)</sup>。

さらにこの点と関連して、本稿で扱わなかった TFP 成長の決定要因に関する分析も求められる。本稿の分析では産業ダミーは有意ではなく、時期ダミーないし年ダミーについては有意であるという結論を得ている。すなわち、産業間の相違については本稿で扱った要因で十分説明できたが、時期によって TFP 成長率が変化する原因については、これらの変数では捉えられなかったということになる。

有力な要因のひとつは海外からの技術導入である。戦後の日本経済の成長に、海外技術の導入が大きく関わっていることはよく指摘されるところである<sup>17)</sup>。ただしその重要性は、日本の技術水準が高まるにつれて、低下しているとも言われている。時期ダミーの係数を見ると、標本の初期で極めて高く、その後概ね低下傾向にあるため、このような技術導入による TFP 成長の説明は、本稿で得られた結果と整合的であ

る。もうひとつの候補は人的資本である。本稿では、労働投入は労働者数と労働時間数のみで測っており、労働力の質についての調整は行っていない。従って、本稿で検討した要因で捉えきれない部分には、労働力の質的变化が含まれているといえる。ただし、このことが時期ダミーの推移と整合的な説明を与えるかどうかについては、検討の余地があると思われる。

最後に、本稿では基本的にコブ・ダグラス型の生産関数に基づく定式化から、各種の推定式を導いている。しかし生産性に関する実証分析においては、このほかにもCES型生産関数に基づく分析や、費用関数を推定するアプローチも存在する。今後の研究課題として、本稿で得られた結論が、他の代替的な分析手法からも示されるかどうかを検討することも考えられる。

## A. データの構築方法について

### A.1 R&D ストック

『科学技術研究調査報告』の社内使用研究費を名目R&D投資額とし、これを各産業ごとに求めた研究費デフレーターで実質化し、それらに恒久棚卸法を適用して実質R&Dストックの値を計算する。研究費デフレーターは、後藤(1993)と同様の方法で産業別に推計した。恒久棚卸法で用いる実質R&Dストック成長率は、各産業の1961年から1970年の実質R&D支出成長率を当てはめた。また陳腐化率は、Goto and Suzuki(1989)と同様に、昭和60年版『科学技術白書』の特許の平均寿命に関するデータから計算した。

さらにR&D支出がR&Dストックの増加に貢献するまでのラグについてもGoto and Suzuki(1989)と同様に、経済企画庁(1982)が示した基礎研究、応用研究、開発研究のそれぞれについての産業別企業化期間に基づいて計算した。その結果、これらは2-4年の値となった。

### A.2 物的資本ストック

物的資本ストックについては、(a)建物及び建築物、(b)機械・装置、(c)その他の有形固定資産(土地を除く)のそれぞれについて、恒久棚卸法により実質値を求め、それらの和を実質物的資本ストックとした。

『工業統計表 産業編』では、1964年までは従業員規模10人以上、1965-1975年までは同20人以上、それ以降は同30人以上の事業所について、産業別に上記3種類の有形固定資産投資額を報告している。規模による変化を調整するために、まず1975年以前の数値については、従業員規模30人以上の事業所が産業の有形固定資産投資総額に占めるシェアを乗じて、各項目ごとの従業員規模30人以上の数値とした。これらの値を名目設備投資額とし、「建物および建築物」については、卸売物価指数・建設用材料(1995平均=100)を、「機械・装置」「その他の資産」については、卸売物価指数・資本財(1995平均=100)をデフレーターとして実質値に変換した。

そしてR&Dストックと同様に、初期の実質投資額、初期の実質ストック成長率(あるいはその代理である実質投資成長率)、および別に求めた減耗率を用いて、各項目の実質資本ストックの値を求めた。初期時点は1961年とし、成長率は1961-67年の実質投資成長率(年率)を用いた。資本ストックの項目別減耗率については、小川・北坂(1998)(p. 212)に、Hayashi and Inoue(1991)がHulten and Wykoff(1981)に基づいて計算した資産ごとの減耗率を掲載しており、これに従った。Hayashi and Inoue(1991)の資産区分は、本論文で扱っているものよりも細かいため、1960年国富調査における各産業の資産項目のシェアを用い、それらを加重平均して求めた。

(投稿受付日 2000年12月25日・

採用決定日 2002年1月16日、

東京工業大学大学院社会理工学研究科助手)

## 注

\* 本稿の作成に当たっては、吉川 洋教授(東京大学)、外谷英樹助教授(名古屋市立大学)、深尾京司教授(一橋大学)から有益なコメントをいただいた。また、二人の匿名の査読者からのコメントも大いに参考にさせていただいた。

1) Klevorick *et al.*(1995)のアンケート調査の結果によれば、材料・部品供給者は、生産設備供給者と並んで、重要な技術情報源であると認識されている。

2) Wolff and Nadiri(1993)は、アメリカのデータを用いてスピルオーバーの分析を行い、製造業に限った分析においては、特にここでいう第2の経路を通じ

たスビルオーバーが観察されるが、非製造業も含めるとそのような効果が観察されないという結果を得ている。

3) データの利用可能性による制約から、1968年の(物的)資本ストックの値としたものは、1968年と1969年の2ヶ年の平均になっている。

4) このほかにHall(1990)では、アメリカのデータについて政権党についてのダミー変数を、技術進歩と無関係な政策的なショックとして、有効な操作変数の候補として挙げているが、日本のデータに関してこれに対応する変数を見いだすことは困難であると思われる。

5) Jaffe(1986)では、企業が出願した特許をいくつかの技術分野に分類し、分野ごとの特許数の分布から技術距離を計算している。産業レベルでの分野別特許数のデータは、筆者の知る限り入手できないため、研究開発支出の分布から計算することとした。アウトプットである特許数ではなく、インプットである研究開発支出に基づいていることには、成功しなかった研究開発に関する情報も含めることができるという利点もあると考えられる。

6) 定義から  $TD(i, i)=1$  であり、多くの産業で  $a(i, i)$  は大きな値をとるため、 $TD(i, i)$ 、 $a(i, i)$  を含めて相関係数を計算すると、0.8を超えるような高い相関を観察することになる。

7) 付加価値生産額と従業者数については、標本期間の途中で、集計対象の事業所規模が全事業所から従業者4人以上の事業所へと変更になっている。そこで両方のデータが得られる1977-80年のデータから、産業ごとに従業者4人以上の事業所の数値が全事業所のデータに占める比率を求め、それを1976年以前のデータに乗じることで、従業者4人以上の事業所データを推定してある。

8) 16分野とは、(1)繊維、(2)パルプ・紙、(3)総合化学、(4)医薬品、(5)その他の化学、(6)石油・石炭製品、(7)窯業、(8)鉄鋼業、(9)非鉄金属、(10)金属製品、(11)一般機械、(12)電気機械器具、(13)通信・電子・計測器、(14)自動車、(15)その他輸送機械、(16)精密機械である。

9) 『法人企業統計年報』に示されている分配率は、正確には産業データではなく当該産業に属するとされる企業のものであるが、産業としてのデータを集計している『工業統計表・産業編』では、現金給与総額のデータについて1984年を境に断層があり、また福利厚生費など本来労働分配率に含まれるべきものを含んでいないなどの問題があるため、ここでは採用しなかった。この点については西村・井上(1994)も参照のこと。

10) 一部の産業については、分析対象となった1968年と1973年の値が得られなかった。このため、分配率は1968, 73, 78, 83, 88, 93, 96の各年のうち利用可能であるものの平均を用いている。すなわち、標本期間中で分配率は一定であると仮定している。

11) ここで得られる研究開発支出額は、正確には産業別の値ではなく各産業に分類された企業のものである。化学産業の企業であっても、エレクトロニクス

分野での研究開発を行うなど、研究開発の多角化が認められる現状では、この値は産業の研究開発支出を正しく反映していないかも知れない。この点については、技術距離に関する説明で述べられているように、『科学技術研究調査報告』では1970年以降資本金1億円以上の会社について、製品分野別の研究支出額の内訳を報告しているため、その情報からより産業区分に近いデータを作ることも可能である。しかし、資本金1億円以上の会社についての製品分野別支出額と、対応する産業の支出額の比を、全規模の各産業の支出額にかけることで求めた研究費のデータを用いても、推定結果に本質的な差は見られなかった。また、自動車会社が自社製品の電気回路に関する研究を行った場合、製品分野としては電気機械に分類されるとしても、生産性として測られる段階では自動車産業に帰せられるべきケースも想定され、製品分野別のデータが正確に産業データであるとも言えない。本稿では、データの対象範囲なども鑑み、基本的に全規模企業のデータによって分析を行った。

12) この値は、Nadiri(1993)のサーベイ結果や、Goto and Suzuki(1989)による日本のデータに関する実証結果から得られる値の範囲内である。ただし、本稿のデータは産業レベルのものであるため、この収益率には産業内・企業間のスビルオーバーに由来するものを含んでいると思われる。

13) ただし、(7)では産業間の分配率の違いを考慮することは出来ない。本稿で用いているデータでは、産業間の労働分配率は0.479から0.723までの幅を持っており、産業間で分配率を一定とすることの影響に留意する必要がある。

14) 長期階差データに基づく推定では、R&D集約度と外部性Iの係数は、定式化に関わらず比較的近い値をとる(固定効果推定は、Hausman検定により採択されない)ため、他の推定結果を用いても大きな差は見られない。年次データを用いた場合でも、表3に示された定式化では、長期階差のデータから得られたものと似通った結果が得られるため、これも表5の結果を大きく左右するものではない。ただし、表4で得られた結果のうち、R&D集約度の係数が1990年代に変化するという定式化を用いた場合には、1990年代に関与する議論は大きく変わってくる。ここでは表4の式1や式3で、R&D集約度に関する変化は有意でないため、その変化を考慮しないモデルを選択した。一方このとき1990年代の外部性Iの係数(の合計)は有意であるため、外部性Iについては構造変化があったものとした。また外部性Iについても構造変化が生じないとした下での推定結果は、ここで考えている2つの変数の係数が、表3で得られた値と近いものになるため、1990年代におけるシェア以外は余り変化をもたらさない。

15) ただし、このことは海外からの技術導入の重要性を必ずしも否定するものではない。導入技術を使うための研究開発投資が、TFPを上昇させることもあり得るからである。

16) この点は、日本における情報技術産業の経済効果の議論とも関連すると考えられる。日本は情報技

術産業の大きさに比べて、その経済成長への寄与度が低いといわれているが(Colecchia and Schreyer (2002), pp. 415-416)、本稿の分析から、1990年代に高い技術進歩を遂げた情報関連機器の影響が、その利用産業の技術進歩に波及していないということが示唆される。従って、情報化投資が生産性に及ぼす効果が弱い理由を分析することで、1990年代における構造変化を理解することが出来るかも知れない。ただし情報化投資の影響は、流通やサービスなどの非製造業においてより重要であると思われるので、非製造業も対象にしたデータセットに基づいてこの点を分析する必要があることに注意すべきである。

17) 戦後日本の技術導入の概観については、後藤(1993)(第1章)を参照のこと。

### 参考文献

- 後藤 晃(1993)『日本の技術革新と産業組織』東京大学出版会。
- ・鈴木和志(1987)「R&Dの多角化と技術のスピルオーバー効果」『経済研究』第38巻第4号, pp. 298-306.
- 経済企画庁調査局(1982)『企業の意識と行動』昭和57年版, 大蔵省印刷局。
- 西村清彦・井上 篤(1994)「高度成長期以後の日本製造業の労働分配率: 「二重構造」と不完全競争」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会。
- 小川一夫・北坂真一(1998)『資産市場と景気変動——現代日本経済の実証分析』日本経済新聞社。
- Aghion, Phillipe and Peter Howitt (1992) “A Model of Growth through Creative Destruction,” *Econometrica*, Vol. 60, No. 2, pp. 323-351.
- Bartelsman, Eric J., R. J. Caballero, and R. K. Lyons (1994) “Customer-and Supplier-Driven Externalities,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 4, pp. 1075-1084.
- Colecchia, Alessandra and Paul 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. 408-442.
- Goto, Akira and Kazuyuki Suzuki (1989) “R&D Capital, Rate of Return on R&D Investment and Spillover of R&D in Japanese Manufacturing Industries,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 4, pp. 555-564.
- Griliches, Zvi (1979) “Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth,” *Bell Journal of Economics*, Vol. 10, No. 1, pp. 92-116.
- (1992) “The Search for R&D Spillovers,” *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 94, No. 0, pp. S29-S47.
- Grossman, Gene M. and Elhanan Helpman (1991) *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Hall, Robert E. (1990) “Invariance Properties of Solow’s Productivity Residual,” in Peter Diamond ed., *Growth/Productivity/Unemployment: Essays to celebrate Bob Solow’s birthday*, Cambridge, Mass. and London, MIT Press.
- Hayami, Yujiro and Junichi Ogasawara (1999) “Changes in the Sources of Modern Economic Growth: Japan Compared with the United States,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 13, No. 1, pp. 1-21.
- Hayashi, Fumio and Tohru Inoue (1991) “The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms,” *Econometrica*, Vol. 59, No. 3, pp. 731-753.
- and Edward C. Prescott (2002) “The 1990s in Japan: A Lost Decade,” *Review of Economic Dynamics*, Vol. 5, No. 1, pp. 206-235.
- Hulten, Charles R. and Frank C. Wykoff (1981) “The Measurement of Economic Depreciation,” in Charles R. Hulten ed., *Depreciation, Inflation, and the Taxation of Income from Capital*, Washington, D. C., Urban Institute Press.
- Jaffe, Adam B. (1986) “Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms’ Patents, Profits, and Market Value,” *American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, pp. 984-1001.
- Klevorick, Alvin K., Richard C. Levin, Richard R. Nelson, and Sidney G. Winter (1995) “On the Source and Significance of Interindustry Differences in Technological Opportunities,” *Research Policy*, Vol. 24, No. 2, pp. 185-206.
- Nadiri, M. Ishaq (1993) “Innovations and Technological Spillovers,” *NBER Working Paper* No. 4423.
- Romer, Paul M. (1990) “Endogenous Technological Change,” *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, pp. S71-S102.
- Wolff, Edward N. and M. Ishaq Nadiri (1993) “Spillover Effects, Linkage Structure, and Research and Development,” *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 4, No. 2, pp. 315-331.