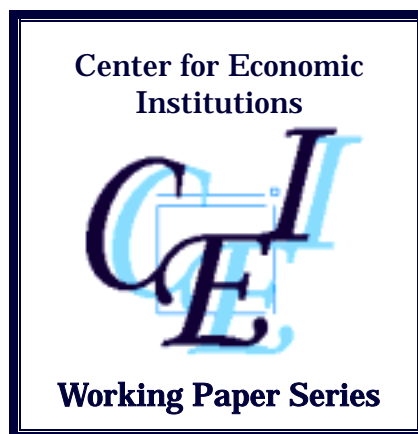


Center for Economic Institutions
Working Paper Series

CEI Working Paper Series, No. 2007-2

*"The Impact of Vintage Capital and R&D on
Japanese Firms' Productivity"*

Joji Tokui
Tomohiko Inui
Katsuaki Ochiai



Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo, 186-8603 JAPAN
Tel: +81-42-580-8405
Fax: +81-42-580-8333
e-mail: cei-info@ier.hit-u.ac.jp

資本のヴィンテージ、研究開発と生産性¹

信州大学 徳井 丞次

日本大学 乾 友彦

日本経済研究センター 落合 勝昭

1. はじめに

1990年代における日本の経済成長の低迷に関して、生産性に焦点を当てて分析する研究（例えば、内閣府(2002)、Kawamoto(2004)、Hayashi and Prescott (2003)、Fukao et al(2004)）の多くが経済成長の低下要因の1つが全要素生産性（TFP）成長率の低下によるものであることを指摘している²。加えて内閣府（2002）、Brastetter and Nakamura(2003)、榊原・辻本（2004）、Kwon and Inui（2003）においては、1990年代における研究開発活動における効率性の低下の可能性を論じている。例えば、Brastetter and Nakamura(2003)による特許の取得と研究開発費の関係について企業データを使用した研究をみると、電気機械産業を除く産業において1990年代における研究開発投資の生産性の低下が論じられている。

本研究はTFP上昇率にみられる生産性低迷や、TFP上昇率を左右する重要な要因と考えられる研究開発活動の影響について、開発された技術が主に機械設備等に体化されて生産性の向上に貢献するという観点から分析を加える。すなわち技術はそれを体化した設備を通じて導入されるとすると、設備年齢の上昇は生産性上昇の鈍化の一因となることが予想される。ただし、新技術の導入には技術の習得に時間を要するなど、必ずしも新技術の導入がすぐに生産性の上昇に結びつくとは限らない。また資本ストックの質の向上を正確に評価してTFP成長率が計算されているならば、TFP成長率は正確に disembodied technological change の度合いを計測していることになるが、Gordon（1990）によって指摘されているように資本価格の公式統計は、必ずしも質の向上が完全には反映していない。そこで1990年代における日本のTFP成長率の低下には、embodied technological change の影響が混在し、また設備投資の低迷が embodied technological change を低下させ、結果としてTFP成長率を低めた可能性も指摘できよう。

¹ 宮川努学習院大学教授からは本研究に使用した産業別ヴィンテージのデータを提供頂き、また分析のアイデアについて助言頂いた。金榮愨氏（一橋大学大学院生）にはデータの作成をお手伝い頂いた。また本研究を実施するに当たって、乾は文部科学省の科学研究費補助金（基盤研究C課題番号17530224）による資金助成を受けた。

本稿の作成において日本経済研究センター「失われた10年研究会」メンバーの諸先生、セミナー参加者の方々および脇田成首都大学東京教授からの貴重なご意見に感謝したい。ただし残された誤りはすべて筆者たちの責任である。

² 乾・権(2005)においては、日本経済に関するマクロベースのTFP成長率に関する研究をサーベイしている。

設備のヴィンテージを資本の質の代理変数として、このヴィンテージおよび研究開発投資と生産性の関係について、企業レベルのデータ（日本政策投資銀行等による財務データベース）を使用して検証する。本論文の構成は以下のとおりである。2 節で設備投資とヴィンテージおよび生産性との関係について先行研究を概観する。3 節において、新技術は大型設備投資（investment spike）を実施した時期に主に導入されるという観点から、日本政策投資銀行等による「企業財務データバンク」を使用し、investment spike の時期の特定化と、この時期の情報を使用したヴィンテージのダミー変数を作成し、その特徴について議論する。これに加えて、日本経済研究センターにおいて作成された産業別の資本ストックのデータによる産業別資本のヴィンテージの推計と、企業毎の設備投資の全ての情報を利用して先の investment spike の情報によるものとは異なる種類のヴィンテージを作成する。4 節においてはこのように作成された 3 種類のヴィンテージと R&D 投資が企業の生産性に与えた影響について検証する。5 節では本研究のまとめと今後の課題について論じる。

2 . 先行研究の概要

機械設備に新技術が体化されており、新しい機械設備の導入によって生産性の向上がもたらされる（“ machine-embodied technical change ”）とする Solow（1960）を嚆矢とする議論が、1990 年代における技術の採用を内生化した経済成長理論のモデルにおける前提として採用されている（例えば、Greenwood & Javanovic（2001））。特に 1990 年代の後半から米国の労働生産性、TFP 成長率が上昇したことの原因として 1990 年代後半に大幅に増加した IT 投資を中心とした設備投資の影響が論じられている。

資本のヴィンテージが生産性に与える実証研究は、産業レベルで Wolff（1991、1996）\ Hulten（1992）\ Greenwood et al.（1997）、Gittleman, Raa and Wolff（2003）、Hobijn（2001）等があり、企業レベルで Bahk and Gort（1993）、Power（1998）\ Sakallearis（2001）、Sakallearis and Wilson（2004）、Lincando, Maroto and Punch（2005）等がある。

産業レベルの研究において Gittleman, Raa and Wolff（2003）では、資本ストックの経済的陳腐率を推計し、物理的陳腐率に加えて、この経済的陳腐率を考慮に入れた資本ストックを使用し TFP 成長率に与える資本のヴィンテージの影響を推計している。Gittleman, Raa and Wolff（2003）の推計では、この修正により TFP 成長率が - 0.04 ~ 0.16 パーセントポイント下方修正される結果を得ている。全体としては TFP の修正の割合は小さいが（1947 年から 1997 年の期間において資本に体化された技術進歩によって TFP 成長率の 5 % が説明される）産業、年代別にみると - 0.49 ~ 0.31 パーセントポイントの範囲で TFP 成長率が修正される産業がある。

一方、Hulten（1992）\ Greenwood et al.（1997）においては Gordon（1990）によって推計された質調整済みの資本の価格データから経済的陳腐率を推計し、経済成長に与える

効果を計測している。Hulten (1992) は資本に体化された生産性上昇効果は米国の製造業において 1949 年から 1983 年の期間において年率 3.44 パーセントであると推計している。これによってこの期間の TFP 成長率の 20% は、この資本に体化された生産性上昇効果によって説明されるとしている。Greenwood et al. (1997) のカリブレーションを使用した分析においては、米国の 1954 年から 1990 年の期間においてマクロ経済全体 TFP 成長率の 58% は資本に体化された生産性上昇効果によって説明されるとしている。また Hobijn (2001) は投資関数を推計することによって資本に体化された生産性上昇効果を推計し 1960 - 1990 年の期間において、BEA の統計は機械の質の向上を年率 5.6% 過小推計し、また建物・構築物の推計を年率 8.5% 過小推計している可能性を指摘している。

ミクロの工場レベルのデータを使用した研究において、Power (1998) は工場のヴィンテージと機械のヴィンテージを分けて生産性に与える効果を推計している。すなわち、工場のヴィンテージは操業経験の蓄積を通じて生産性にプラスの影響を与える効果が考えられるのに対して、資本のヴィンテージは上記同様古い設備は最新の技術を体化していないことから、生産性にマイナスの効果を与えることが想定されている。ただし Power (1998) においては、工場のヴィンテージに関してプラスの効果は計測されたものの、機械のヴィンテージは生産性に大きな影響を与えていないとの結果となっている。

また Sakallearis (2001), Sakallearis and Wilson (2004) は上記同様ミクロの工場レベルのデータを使用してかつ Nelson (1964) の方法に従って資本のヴィンテージが生産性に与える効果を特定化し、その上で資本の稼働率を考慮した生産関数を推計して資本のヴィンテージ効果を計測している。Bahk and Gort (1993) は、ミクロの工場レベルのデータを使用して、資本のヴィンテージと "Learning by Doing" が生産性に与える効果を推計している。

本研究においては、Nelson (1964) や Bahk and Gort (1993) に従った設備年齢を使用したヴィンテージが生産性に与える効果と、新技術は大型設備投資 (investment spikes) を実施した時期に主に導入されるという観点から Power (1998) や Sakallearis and Wilson (2004) に従って investment spike の情報を利用したヴィンテージが生産性に与える効果を計測した。なお、本研究では多くの先行研究が使用している工場ベースのデータではなく、日本政策投資銀行の財務データベースにより企業レベルでの分析を実施する³。

3 . Investment spikes と産業および企業のヴィンテージデータについて

本節では Power (1998) Lincando, Maroto and Punch (2005) 等の方法に従って、日本政策投資銀行等による「企業財務データバンク」⁴を用い作成した日本企業の investment

³ Lincando, Maroto and Punch (2005) ス페인企業について企業レベルの分析をしている。

⁴ 「企業財務データバンク」が上場企業（東京・大阪・名古屋の三証券取引所の第一部、第二部および新興市場(ジャスダック、マザーズ、ヘラクレス、アンビシャス、Q ボード、

spikes の時期、回数を整理した。また、investment spikes の情報に基づき作成したヴィンテージのダミー変数、4 節の分析で利用する産業別、企業別のヴィンテージについても合わせて説明する。

3.1 Investment spikes

3.1.1 Investment spike の定義

本研究では既存研究に従って、3 種類の investment spike の時期を定義した。既存研究においては、工場レベルの生産性の分析であるため製造業の分析を実施しているが、本研究においては金融・保険業を除く非製造業のデータを加えることができた。

I_{it} を t 年における企業 i による実質設備投資額、 I_{im} を企業 i による実質設備投資額のサンプル期間における実質設備投資額のメディアン、 K_{it} を t 期末における実質資産額⁵とすると、3 種類の定義はそれぞれ、以下の通りにする。

- (1) Absolute Investment Spike(AIS) 時期 t 年は、 $I_{it} / K_{it} >$ となる年
- (2) Relative Investment Spike (RIS) 時期 t 年は、 $I_{it} > I_{im}$ となる年
- (3) Combined Investment Spike(CIS) 時期 t 年は、上記(1)および(2)を満たす年

AIS による基準は金額自体が大きな設備投資を反映するものの、企業にとって通常と異なる設備投資行動を反映しない可能性がある。RIS による基準は、企業による通常と異なる設備投資行動を反映するものの、それ自体の絶対値はあまり大きくない可能性がある。そこで両者を反映すると考えられる CIS 基準についても検討した。

3.1.2 データの特徴

1990 年代以降の生産性に焦点を当てるという観点から、1980 年から 2003 年までの 24 年間のデータを使用した。なお、分析に使用したデータは当該期間において 10 年以上連続して設備投資等のデータが使用でき、4 節において分析の対象となる企業、AIS については 1937 社、RIS および CIS については 1815 社⁶を対象とした(表 1)。

表 1 各年の企業数(全産業)

セントレックス、REIT(リート))を対象としたデータベースであるため、大企業を中心となる。

⁵ 実質設備投資額は日本生産性データベースによる投資デフレーターによって各資産の設備投資額を実質化、実質資産額はこれらの設備投資額を使用して 1980 年をベンチマークとして恒久棚卸法によって推計した。

⁶ 10 年以上連続して設備投資等のデータが使用できる企業は 1837 社あるが、22 社の企業において設備投資額のメディアンがマイナスとなるため、RIS 及び CIS のデータセットからは除外した。産業別には、食料品、化学、一般機械、電気機械、建設業、卸売業、小売業、運輸業、対個人サービスといった企業で 100 社以上のデータを分析することが可能である。

	AIS	RIS及びCIS
1980	147	147
1981	1064	1060
1982	1081	1077
1983	1097	1093
1984	1111	1107
1985	1126	1122
1986	1144	1139
1987	1184	1178
1988	1244	1238
1989	1412	1402
1990	1528	1515
1991	1635	1618
1992	1704	1687
1993	1737	1719
1994	1824	1802
1995	1819	1797
1996	1812	1790
1997	1808	1786
1998	1801	1779
1999	1783	1761
2000	1757	1735
2001	1732	1710
2002	1692	1670
2003	1647	1625
総企業数	1837	1815

表 2 にあるように、期間としては 23 年以上連続して設備投資額等のデータが得られる企業が過半数となっている。

表 2 データ期間と企業数

	AIS	RIS及びCIS
10年	101	97
11年	43	42
12年	86	86
13年	116	112
14年	118	115
15年	167	163
16年	53	53
17年	44	43
18年	29	28
19年	29	29
20年	38	38
21年	41	41
22年	43	43
23年	823	819
24年	106	106
総企業数	1837	1815

また、設備投資に関して「企業財務データバンク」において資産別の固定資産額のデータが利用できることから、イ) 機械、ロ) 道具器具、ハ) 建物、ニ) 構築物の 4 種類の資産に関してそれぞれ investment spikes の時期を求めた。

なお、(1) ~ (3) の基準による investment spikes の時期を特定するにあたって、 α の値を特定化する必要がある。この α の値はアドホックな値となるが、ここでは Power (1998)、Lincando, Maroto and Punch (2005) に順じて、 $\alpha = 1.75$ 、 $\beta = 0.20$ とした。

3. 1. 3 AIS、RIS、CIS の特徴

図1は、AIS基準によって4種類の資産に関して investment spikes をみたものである。建物、構築物、機械に関しては1991年前後に investment spike の時期を持つ企業の比率が30%前後と最も高い。道具器具で1980年代にかけて50%前後と多くの企業でこの時期に大規模な設備投資が実施していたことがわかる。

図1 インベストメントスパイク企業比率 (AIS:全産業)

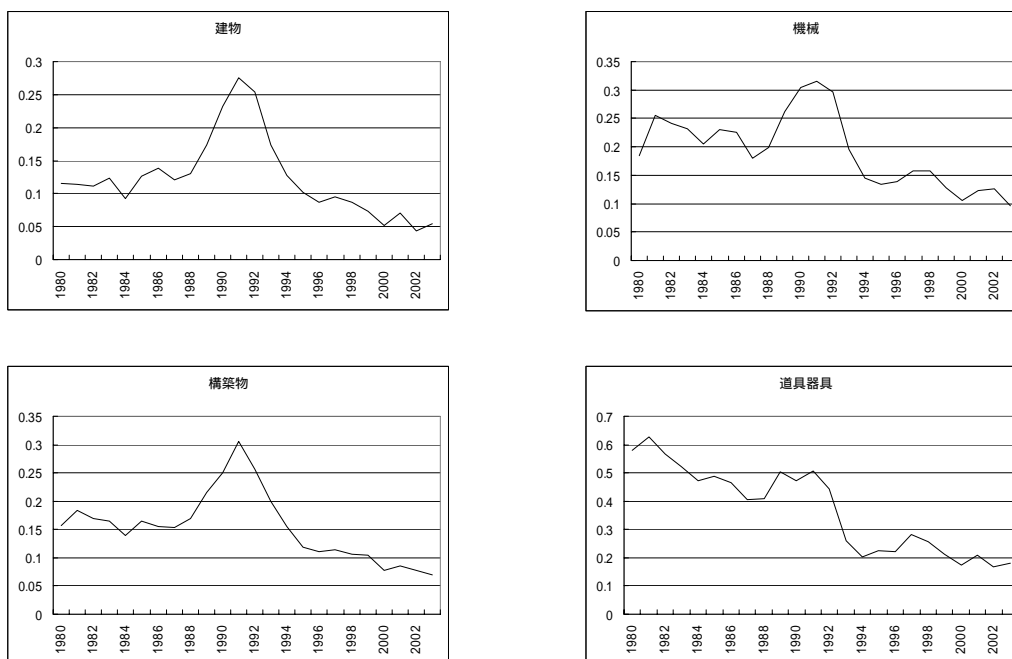


表3でAIS基準によるスパイクの数をみると、建物・構築物で1~4回、機械で2~4回、道具器具では5~7回の investment spikes を持つ企業が多い。機械、道具器具では20回の investment spikes を持つ企業もある。

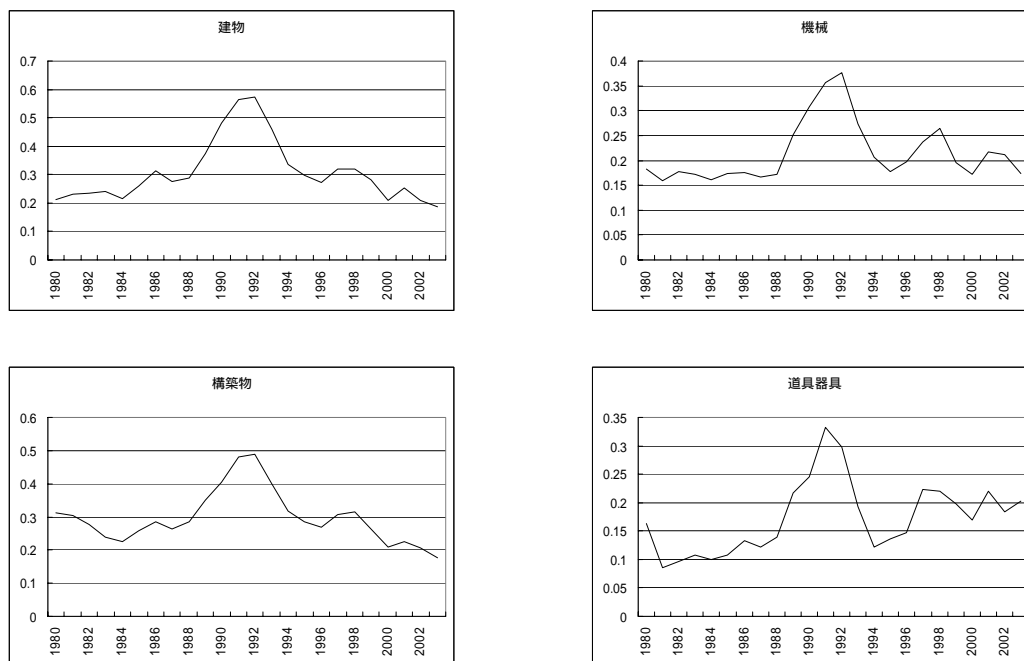
表3 スパイクの回数と企業数 (全産業)

回数	AIS				RIS				CIS			
	建物	構築物	機械	道具器具	建物	構築物	機械	道具器具	建物	構築物	機械	道具器具
1	425	308	190	62	37	50	112	241	458	333	281	298
2	438	336	250	97	66	79	161	381	478	384	345	359
3	320	319	282	145	118	168	210	258	333	337	339	318
4	212	262	222	184	254	200	273	267	189	263	253	277
5	111	151	185	229	271	250	264	189	91	148	138	167
6	53	114	147	231	289	265	156	159	26	81	81	73
7	34	69	96	204	262	211	142	92	5	23	31	36
8	7	25	70	161	196	169	99	60	0	6	16	14
9	5	13	49	147	162	163	73	33	0	3	8	3
10	1	6	28	112	104	99	45	18	0	0	1	0
11	2	3	21	72	42	64	30	8	0	0	0	0
12	0	2	7	65	0	2	1	2	0	0	0	0
13	0	0	5	42	0	0	0	0	0	0	0	0
14	0	0	3	23	0	0	0	0	0	0	0	0
15	0	0	2	11	0	0	0	0	0	0	0	0
16	0	1	3	10	0	0	0	0	0	0	0	0
17	0	0	0	5	0	0	0	0	0	0	0	0
18	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0
19	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
20	0	0	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0

一方、RISについてみると(図2)、AIS同様各資産とも1991年前後に investment spike

を迎えた企業の比率が高く、建物、構築物で 55%前後と高いが、機械が 35%前後、道具器具で 30%前後と企業ごとの投資が若干分散していることがわかる。

図2 インベストメントスパイク企業比率 (RIS: 全産業)



RIS基準に関して各資産について期間中の investment spikes の回数については、建物、構築物で 6 回の investment spikes を持つ企業が最も多く、機械では 4 回の investment spikes を持つ企業が最も多く、道具器具では 2~3 回の investment spikes を持つ企業が最も多い。12 回の investment spikes を持つ企業も存在する。

CIS について見てみると (表 3) AIS、RIS の両方の基準を用いたため spikes の回数は全体的に減少し、1~3 回の investment spikes をもつ企業が多い。

図3 インベストメントスパイク企業比率 (CIS: 全産業)

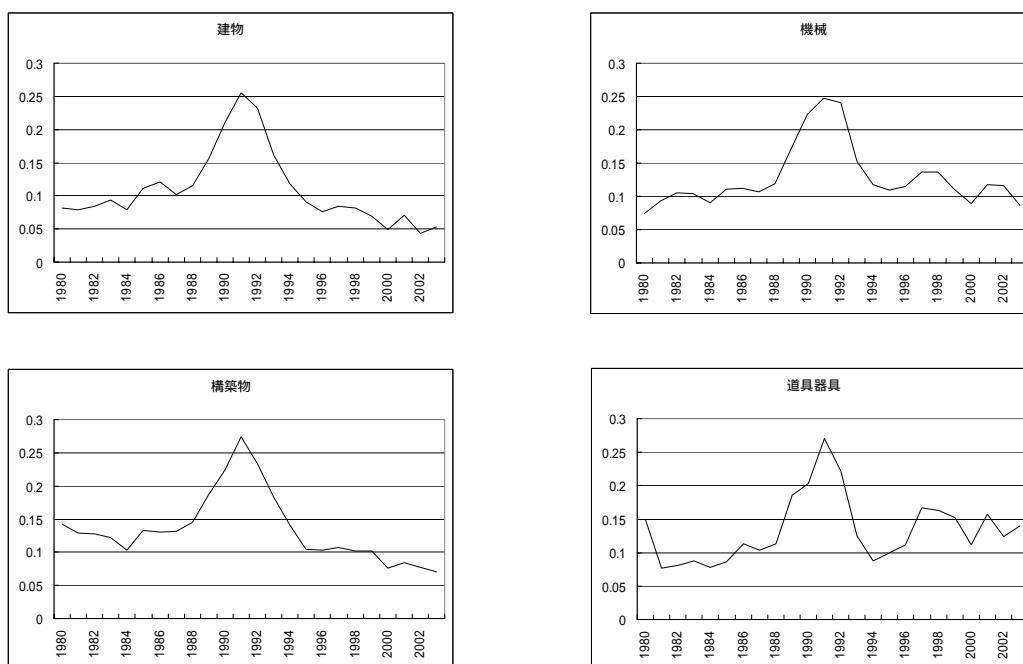


図1～3を比較すると、バブルによる資本ストックの増加と関連していると考えられるが、資本ストックに対する比で定義されたAISは80年代の方が90年代よりも investment spike を持つ企業の比率が多くなっている。RISについては、期間を通じた平均的な投資額を基準としているため、資本ストックの増加により必要とされる投資額が増加していることを反映してか、AISの動きと比べると80年代よりも90年代に investment spike を持つ企業多くなっている。CISについては、AIS、RIS両方の特徴が打ち消しあう形で影響していることがわかる。

これらの investment spikes の回数を本研究と同様企業レベルのデータを使用した Lincando, Maroto and Punch (2005) のスペイン企業⁷の研究と比較すると、本研究と同じ unbalanced panel において機械投資の spike 数を1回以上持つ企業が AIS 基準で1541社⁸、RIS 基準で1841社、CIS 基準で1424社であり、サンプル企業の42%～54%の企業が少なくとも spike 数を1回持つ企業となっている。これは当該研究のケースに比べると小さい比率であるが、われわれのサンプルは期間が24年と長いこと、また1980年代後半のバブル期を含んでいること、大企業中心のデータであることからこのような結果になっているものと考えられる。

3.2 経年ダミー

本研究では、4節において本節で作成した3つの investment spikes の情報を新技術導入の指標として用いた分析を行う。そのために investment spikes から、各資産の設備

⁷ 1990年から2001年の期間における従業員20人以上の製造業3424社。

⁸ 12年の期間で6回以上のスパイクを持つ企業が53社ある。

インテージのダミー（経年ダミー）を作成した。経年ダミーの作成方法の概略とその特徴を説明する。

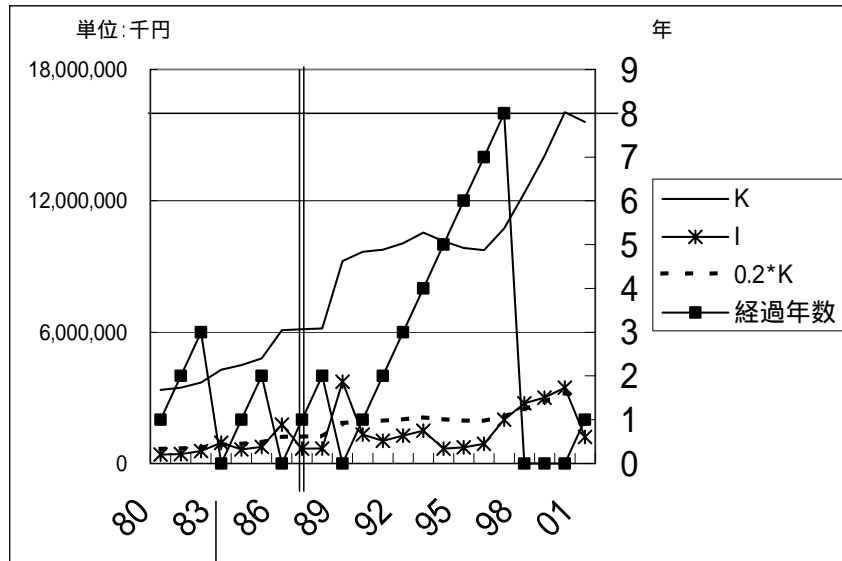
経年ダミーの作成方法は、investment spike が発生した年をダミー 0、その時期から 1 年後をダミー 1、2 年後をダミー 2 とし、以下 7 年後のダミー 7 までを作成し、8 年以上の部分については一括してダミー 8 として扱った。ただし、新たに investment spike が発生した場合にはその時点をダミー 0 とし、investment spikes 間についてダミー 8 を上限とする系列となっている⁹。

また、1980 年から investment spike を最初に迎えるまでは、1979 年からの経過年数を 8 年を上限として各資産の設備ヴィンテージとした。これにより、1987 年まで investment spikes が発生しなかった企業については 1987 年時点でダミー 8 が作成され、1980 年から 1987 年の間に investment spikes が発生した企業については、その時点をダミー 0 とした経年ダミーが作成される。第 4 節では 1987 年以降のデータについて分析を行っているが、このように経年ダミーを作成することにより、1987 年時点での企業毎の経年ダミーの初期値が決定されている。

ある企業を例に AIS 基準の経年ダミーの作成方法を示したのが図 4 である。細い実線がある資本の実質の資本ストック額を表し、破線がその 2 割の水準を表している。実質投資額は * マークの付いた実線で表され、それが破線を超えたところが投資スパイクである。投資スパイクが観察されてからの経過年数が右メモリの マークのついた実線で表され、投資スパイクが観察されると経過年数はゼロとなる。この情報に基づき図 4 の下に示された経年ダミーが作成される。

図 4 経年ダミーの作成方法（参考例 AIS）

⁹ ダミーの上限を 8 とする点については Power (1998)、Lincando, Maroto and Punch (2005) 等の方法を参考にした。



spike 0 0 0 1 0 0 1 0 0 1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 1 1 0

経過年数 1 2 3 0 1 2 0 1 2 0 1 2 3 4 5 6 7 8 0 0 0 1

経年ダミー	分析対象期間																								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	0	1	2	3	4	5	6	7	8	0	1	1	0			
0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	
1	1	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
2	0	1	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0

先行研究では経年ダミー 1 ~ 8 を用い分析を行っているが、本研究ではそれに加え経年ダミー 0 を作成し、4 節での分析では経年ダミー 1 ~ 8 の代わりに経年ダミー 0 ~ 7 を用いた分析を行った。このような変更を加えたのは次のような理由からである。先行研究では investment spikes が発生した時期を基準に経年ダミー 1 ~ 8 までの時間的な効果が計られているが、この方法では経年ダミー 8 の部分に 8 年以上経過した資本の効果や investment spikes としては認識されていないが資本が更新されていた場合の 8 年以下の資本の効果等が混入してしまうことになる。本研究では使用する経年ダミーを 0 ~ 7 にすることにより、投資が行われた年（経年ダミー 0）の効果を含め、経年ダミー部分については純粋に investment spikes が発生した後の効果を見ることができる。

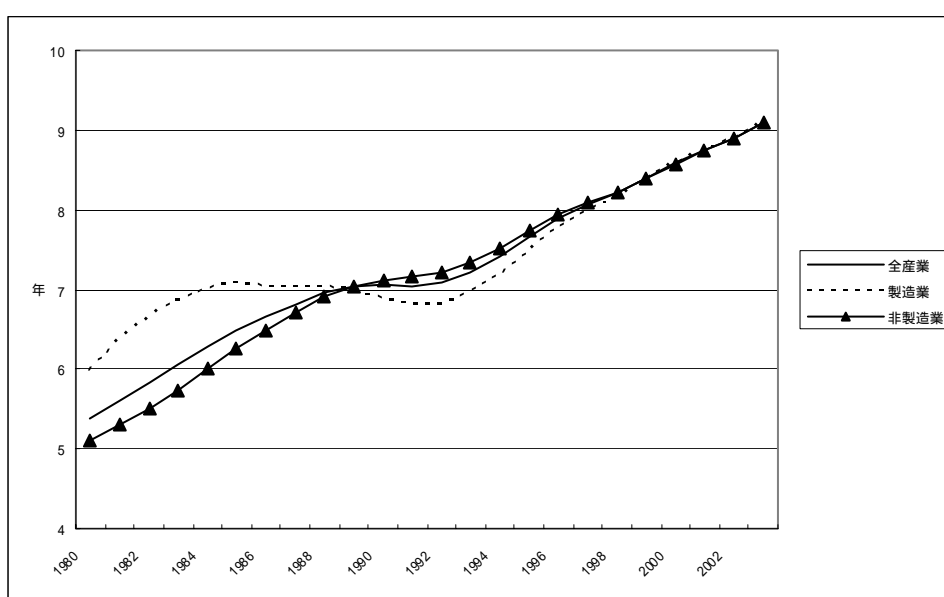
また、investment spikes が発生する時期（つまり経年ダミー 0）を基準に分析を行うよりも、設備の耐用年数とヴィンテージの関係を考えるとき、記録された investment spikes から 8 年以上経過している経年ダミー 8 の部分を investment spikes の効果が収束した状態と考え、そちらを基準として分析を行う方が妥当と考えられる。

3.3 産業別ヴィンテージと企業別ヴィンテージ

産業別のヴィンテージのデータは日本経済研究センターの産業別の資本ストックのデータ¹⁰に基づき宮川・浜潟（2005）によって作成されたものを用いた¹¹。

全産業、製造業、非製造業レベルの動きについては図4のようになる。宮川・浜潟（2006）によれば「非製造業は比較的単調に設備年齢が上昇しているのに対し、製造業は、1980年代後半に設備投資が活性化したため、ヴィンテージが一時的に低下している」となっている。

図5 産業別ヴィンテージ



注) 宮川・浜潟（2006）『ヴィンテージ資本と更新投資循環』より作成。

本章の分析では決算時期で年を扱っているため、宮川・浜潟（2006）のデータを一年ずらして使用している。

4. 資本のヴィンテージ、研究開発ストックと生産性

4.1 推定式の説明

この節では、前節でデータの作成方法を説明した、企業ごとの投資スパイクの時期以降の経過年数から作られた経年ダミーや研究開発ストックが日本企業の生産性に与える効果

¹⁰ 日本経済研究センターの産業別データベースの資本ストックは「純資本ストック」に近い概念で製作されている。

¹¹ 宮川・浜潟（2005）では、新規に投資された資本について0.5年の資本年齢を与え、ヴィンテージを $V_t = [(V_{t-1} + 1) * (K_t - I_t) + 0.5 * I_t] / K_t$ で計算している。

を検証する推定結果を報告する。推定式は、次の(1)式のようなもので、左辺の y_{it} は第 i 企業の t 年の付加価値労働生産性、右辺の k_{it} は資本労働比率である。

$$(1) \quad \log y_{it} = \beta_1 + \beta_1 t + \beta_2 \log k_{it} + \sum_{n=1}^3 \sum_{d=0}^7 \gamma_{nd} \Omega(n)_{it} D(n, d)_{it} + BX_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

この推定式は、生産要素として資本と労働を投入して付加価値を生産する規模に関して収穫一定のコブ・ダグラス型生産関数の両辺を労働投入で割って対数をとった形を基本として、全要素生産性 (TFP) を説明する様々な説明変数を加えたものである。これらの説明変数は、(1)式の右辺に登場する順に、 t がタイム・トレンド、 $D(n, d)_{it}$ が第 i 企業 t 年の資本財 n の投資スパイクからの経過年数 d 年のダミー (以下、経年ダミー d 年)、 X_{it} はその他の説明変数ベクトルで、そのなかには企業の研究開発ストック、産業の研究開発ストックと資本のヴィンテージ、さらにマクロの景気循環の影響をコントロールするために経済成長率を加えている。さらに、以上の説明変数では捉えきれない各企業固有の要因をコントロールするために、固定効果モデルの推定を行った (ハウスマン検定の結果、固定効果モデルを採用した)。 (1)式の η_i は企業の固定効果を表している。

投資スパイクからの経年ダミーは、これまで資本のヴィンテージ概念を使って測ろうとしてきた効果を計るもう一つの方法と考えることができる。なぜなら、投資スパイクとして捉えられる大型投資に伴って、新技術を体化した資本が導入されると考えれば、それ以降の年数の経過によって資本に体化された技術が陳腐化する度合いを表すものとみることができからである。

ただし、大型投資が行われたからといっても、全ての資本が一挙に更新されてしまうのではなく実際には古い資本も残るので、投資スパイクの年にゼロ年に戻って数え直す経年ダミーの方法は、極端な見方であるという批判は確かに当たっている。しかし、前節でみたように、従来型の資本のヴィンテージも、いったん投資された資本は、年々物理的に減耗していくものの、残った部分は年々陳腐化して生産能率が落ち続けるという想定に立っている。実際には、完全に新しい資本と入れ替える更新投資でなくても、古い資本が現役で使われ続ける限り、それを修繕したりあるいは部分的に更新して生産性を維持するための投資が行われるはずであり、生産能率の落ち方はどこかでペースダウンすると考えられる。したがって、従来型の資本のヴィンテージで資本の陳腐化度合いを測る方法も、もう一つの極端な見方であるといえる。

投資スパイクからの経年ダミーが捉えるもう一つの効果は、企業が新しい技術を伴った資本を導入してからそれを完全に使いこなせるようになるまでのラーニング・バイ・ドゥーイング効果¹²である。おそらく、経年ダミーは、こうしたラーニング・バイ・ドゥーイ

¹² 内生的成長モデルの枠組みでは、純投資に伴って技術知識が蓄積されるモデルが、Romer (1986)らによって提案されているが、これは Arrow (1962)の定式化を嚆矢とし、やはりラーニング・バイ・ドゥーイングと呼ばれている。一方、投資を行ってから設備が稼動

ング効果と、大型投資後の資本に体化された技術の陳腐化の効果の両方をミックスした効果を捉えていると考えることができる。

前節で説明したように、投資スパイクからの経過年数は、投資スパイクの年を0年として、それ以降の投資スパイクまで1年ずつ増えていくものとして、最高8年までカウントした。したがって、作成された経年ダミー8年には8年以上の全ての経過年数を含むものとなっているため、これをダミーの基準として説明変数から落とした。したがって、説明変数には、経年ダミー0年から7年までが入れてある（ $d = 0$ から7）。

また、経年ダミーは、3種類の資本財（建物、機械、工具器具）ごとに作成し、それらを全て同時に説明変数に入れた（ $n = 1$ から3）。さらに、経年ダミーには、対応する資本財がその企業の資本全体に占める構成比 $\Omega(n)_{it}$ をウェイトとして掛けて説明変数としている。したがって、推定された各資本財の経年ダミーの係数は、企業や時期による資本財の構成比の違いを標準化した後の、生産性に与える効果の大きさを計測している。

企業の説明変数のほかに、産業の説明変数として、産業別の資本のヴィンテージと研究開発ストックを加えたのは、産業全体の資本の老朽化や研究開発活動が、個別企業の生産性に外部効果として働くかどうかをみるためである。

4.2 推定に使用したデータ

推定に試用したデータのうち企業ベースのデータは、日本政策投資銀行の財務データベースからとっており、詳細は前節で説明したとおりである。また、投資スパイクからの経年ダミーと、資本のヴィンテージの作成方法については、前節で既に説明したので、ここではその他の変数の作成方法について、簡単に補足しておく。まず、被説明変数の付加価値労働生産性と、説明変数の資本係数を作成するときに使った労働投入は、財務データベースから得られる各企業の従業員数に、「賃金センサス」の産業別の労働時間を掛けてマンアワー単位で計っている。

研究開発ストック（RDSTOCK）の作成方法は、研究開発支出（RD）を「科学技術白書」掲載の研究開発支出デフレーターで実質化し、次の(2)式のように減耗率（ δ ）を考慮して積み上げて作成した。減耗率は、企業別の研究開発ストックでも、産業別の研究開発ストックでも、共通に15パーセントとしている。

$$(2) \quad RDSTOCK_t = RD_t + (1 - \delta)RDSTOCK_{t-1}$$

し始めるまでのリード・タイムの効果に着目した研究として、Kydland and Prescott (1982)がある。彼らは、この効果をタイム・トゥ・ビルド（time-to-build）と呼び、実物景気循環理論のなかで生産性ショックの波及を説明するのに用いた。

「投資スパイク」の文献のなかで使われる、ラーニング・バイ・ドゥーイング効果には、大型投資が本格的に稼動し始めるまでのリード・タイムというタイム・トゥ・ビルドの意味と、大型投資に伴って新製品が導入され、その生産経験の蓄積による製造コスト低下効果の両方の意味が含まれていると考えられる。

研究開発支出については、企業別の研究開発ストックでは、財務データベースから得られる試験研究費をその代理として使用した¹³。一方、産業別の研究開発ストックでは、総務庁統計局「科学技術研究調査」で調査された「社内使用研究費（費用額）」の産業別データ（産業分類は1980年調査には26分類であったものが、1985年、1997年に段階的に産業数が増やされて、2003年調査からは37産業で公表されている）を本データとして、企業別の試験研究費を産業別に集計した情報を使って按分し、産業分類をSNAの大分類に準拠した民間22産業に組替えたものを使った。

われわれが推定に使う変数のうち、経年ダミー以外の変数の基本等計量をまとめたのが表4である。付加価値労働生産性の対数値は、個別企業のもの産業平均からの差は、個別企業の付加価値労働生産性の産業平均からの乖離率と読むことができる¹⁴。全産業の標準偏差の値(0.61)から、企業別の労働生産性の分布が正規分布で近似できると考えると、全産業の産業平均の労働生産性から上下約60パーセントの乖離率の中に約7割の企業が含まれると読むことができる。製造業と非製造業を比較すると、産業平均の労働生産性は非製造業のほうが製造業よりも高いものの、非製造業は企業間の労働生産性のばらつきが大きい。

資本労働比率も対数値で表されているので、付加価値労働生産性と同様に産業平均からの乖離率と読むことができる。まず、資本労働比率の企業間ばらつきのほうが労働生産性の企業間ばらつきよりも大きい。また、製造業のほうが非製造業に比べて、産業平均の資本労働比率は高いものの、非製造業には資本労働比率が極めて高い企業も含まれ、非製造業の資本労働比率の企業間ばらつきは製造業に比べて大きい。

次に、建物、機械、工具器具の3種類の資本財の構成比をみると、産業の平均値でみて構成比が最大の資本は、製造業も非製造業も建物であり、特に非製造業では半分を上回っている。機械は、製造業と非製造業とで大きく異なり、製造業では産業平均で4割近くを占めているが、非製造業ではごく僅かである。

企業の研究開発ストックは、平均値でみて、製造業の方が非製造業よりもほぼ1桁大きい。また、変動係数でみて、研究開発ストックの企業間ばらつきは、非製造業の方は製造

¹³ 総務庁統計局「科学技術研究調査」の「社内使用研究費（費用額）」には、研究のために使用した人件費、有形固定資産減価償却費、原材料費、リース料、その他の経費が含まれ、全産業の集計値でみると、このうち人件費が約45パーセント、有形固定資産減価償却費が約10パーセントを占め、この二つで5割強となっている。財務データベースの試験研究費にはこれらが含まれないので、金額そのものを使うときには、試験研究費では、「科学技術研究調査」が定義するような研究開発支出の半分以下の過小推計になってしまう。しかし、少なくとも過去10年間を見る限りでは、研究費の構成比の変化は小さい。

¹⁴ 第*i*企業の付加価値労働生産性 = y_i 、産業平均の付加価値労働生産性 = \bar{y} とすると、次の近似式の右辺は、個別企業の付加価値労働生産性の産業平均からの乖離率である。

$$\log y_i - \log \bar{y} = \frac{y_i - \bar{y}}{\bar{y}}$$

業よりも幾らか大きい。また、表4で産業の研究開発ストックの「平均」として報告されているのは、われわれのデータセットにおける産業別企業数をウェイトとした加重平均の値となっており、「標準偏差」も同様にウェイト付けされて計算されている。産業の資本のヴィンテージについても同様である。

表4 記述統計量（1987年から2003年の推計対象データ）

データ数	CIS(RIS):全産業(注1)	CIS(RIS):製造業	CIS(RIS):非製造業(注2)	AIS:全産業(注1)
	27555	16430	11025	27857
企業別労働生産性の対数値				
平均	1.71	1.58	1.90	1.71
最大	6.76	4.66	6.76	6.76
最小	-4.07	-3.72	-4.07	-4.07
標準偏差	0.61	0.49	0.70	0.61
企業別資本労働比率の対数値				
平均	1.83	1.95	1.65	1.82
最大	10.36	5.69	10.36	10.36
最小	-4.01	-0.82	-4.01	-4.01
標準偏差	1.22	0.73	1.69	1.21
建物資本比率				
平均	0.51	0.41	0.65	0.51
最大	1.00	0.95	1.00	1.00
最小	0.00	0.00	0.00	0.00
標準偏差	0.25	0.17	0.27	0.25
機械資本比率				
平均	0.26	0.39	0.08	0.26
最大	0.96	0.84	0.96	0.96
最小	0.00	0.00	0.00	0.00
標準偏差	0.23	0.18	0.14	0.23
道具器具資本比率				
平均	0.13	0.14	0.11	0.13
最大	1.00	1.00	0.96	1.00
最小	0.00	0.00	0.00	0.00
標準偏差	0.14	0.14	0.13	0.14
自社の研究開発ストック (100万円)				
平均	11,144.5	17,294.2	2,067.1	11,039.5
最大	1,930,000.0	1,930,000.0	363,000.0	1,943,068.0
最小	0.0	0.0	0.0	0.0
標準偏差	79,512.2	102,000.0	15,905.6	79,172.9
産業の研究開発ストック (100万円)				
平均	3,247,835.0	5,275,110.0	255,058.6	3,253,681.0
最大	24,756,216.0	24,756,216.0	1,971,136.0	24,756,216.0
最小	0.0	170,653.5	0.0	0.0
標準偏差	5,446,728.0	6,280,283.0	446,474.6	5,466,086.0
産業の資本のヴィンテージ				
平均	7.9	7.7	8.1	7.9
最大	11.9	11.9	10.8	11.9
最小	5.1	5.1	5.6	5.1
標準偏差	1.4	1.4	1.4	1.4
GDP成長率				
平均	2.2	2.2	2.1	2.1
最大	6.7	6.7	6.7	6.7
最小	-1.2	-1.2	-1.2	-1.2
標準偏差	2.3	2.3	2.2	2.3

(注1) 金融保険業及び政府部門は除かれている

(注2) 鉱業、建設業は除かれている

4.3 主要な推定結果

(1)式の推定結果は、表5に報告されている¹⁵。投資スパイクをCIS、RIS、AISの三つ

¹⁵ 推定方法は、企業の固定効果を考慮したOLS（固定効果モデル）である。説明変数のうち内生性の恐れが高いと考えられる資本労働比率（対数値）を、1期ラグの変数に変えて

の異なる基準で確定して経年ダミーを作成し(コラム2を参照)それぞれについて行った推定結果を報告している。投資スパイクの基準は、直感的ではあるものの、恣意性があることは否めない。三つの異なる基準で、推定結果の頑健性が保証されているかを確認するためである。表5の三つの推定結果(CISの推定式1、RISの推定式2、AISの推定式3)を見比べると、投資スパイクの基準の選択いかんにかかわらず、推定結果は概ね頑健であるといえよう。

タイム・トレンドの係数の推定値は、われわれのデータセットに含まれる企業の、推定期間(1986年から2002年)を通じた平均TFP成長率(年率)である。この値は、三つの推定結果とも年率1パーセント弱と推定されている。この推定値は少し低めの値となっているが、この推定では資本に体化されて実現する技術進歩を経年ダミーで捉えており、TFP成長率として資本に体化されない技術進歩のみを計測しているためである。GDP成長率は、企業レベルのTFPと有意な正の相関をもっており、このことは計測される企業レベルのTFP上昇率がマクロの景気循環の影響を受けることを裏付けている。その効果は、GDP成長率が1パーセント高まると、企業レベルのTFPを2パーセント強押し上げるほど大きい。われわれの推定では、GDP成長率をコントロール変数として説明変数に加えることによって、他の説明変数の効果がマクロの景気循環を通じた影響を受けることを除去している。また、資本労働比率の対数の係数は、資本分配率の推定値となっている。この値は、三つの推定結果で24パーセントから25パーセントとなっており、ほぼ妥当なものである。

自社の研究開発ストックと、産業の研究開発ストックの係数はともに、1パーセント有意でプラスの値となった。したがって、自社の研究開発活動が生産性を高める効果と、産業全体の研究開発活動が自社の生産性にスピルオーバー効果をもたらす効果の両方が観察された。自社の研究開発ストックの係数の推定値は、自社の研究開発ストックが100億円増加すると、その企業のTFP成長率を約2.7パーセント・ポイントから2.8パーセント・ポイント弱上昇させる大きさである。一方、産業の研究開発ストックの係数の推定値は、産業の研究開発ストックが100億円増加すると、TFP成長率が約0.7パーセント・ポイント弱上昇させる大きさである。したがって、自社の研究開発ストックを増加させることによる生産性効果は、同規模の産業の研究開発ストックの増加によってもたらされる生産性に対するスピルオーバー効果に比べて、約4倍大きい。しかしそれでも、産業の研究開発のスピルオーバー効果も無視し得ない大きさである。

また、産業のヴィンテージは、推定式1と推定式3では、有意にマイナスで、産業全体の資本の老朽化が生産性を引き下げる効果を表している。この推定値の大きさは、産業の

同様な推定を行った結果、全産業の推定で、資本労働比率(対数値)の係数がやや小さくなり(0.169)、産業のヴィンテージのマイナス効果が大きくなり(-0.021)、GDP成長率の係数が小さくなるが(0.002)、重要な係数の符合と有意性には変化はなかった。

ヴィンテージが1年若返ると、TFP 成長率を約1パーセントほど押し上げる大きさである。

経年ダミーの係数については、投資スパイクからの年数経過に伴う生産性への効果の変化を見やすいように図6に示しているの、後で詳しく検討するが、先に経年ダミーの有意性をチェックしておこう。経年ダミーの係数一つ一つの値は、当然ゼロ付近の値をとるものがあるのでt検定では有意にならない係数もあるが、この場合に問題となるのは、0年から7年までの経年ダミー全体として有意であるかどうかである。これを検定しているのが表の下のF検定で、その結果、建物、機械、工具器具の経年ダミーはいずれも1パーセント有意であった。

表5 投資経年ダミー、ヴィンテージ、研究開発ストックと生産性

被説明変数：企業別労働生産性の対数値

データ：1986年から2002年のアンバランス・パネルデータ

対象産業 投資スパイクの基準 データ数 推定方法	推定式1 全産業 CIS(I > 1.75im & I / K > 0.2) 27555 (企業数:1805)		推定式2 全産業 RIS(I > 1.75im) 27555 (企業数:1805)		推定式3 全産業 AIS(I / K > 0.2) 27857 (企業数:1827)	
	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	
説明変数	係数 t値		係数 t値		係数 t値	
定数	-16.709	-7.61 ***	-17.317	-7.87 ***	-17.148	-7.83 ***
時間(年)	0.009	7.98 ***	0.009	8.23 ***	0.009	8.19 ***
資本労働比率の対数値	0.249	38.63 ***	0.236	37.42 ***	0.253	39.77 ***
建物投資の経年ダミー0年(注1)	-0.070	-6.56 ***	-0.076	-6.50 ***	-0.078	-7.22 ***
建物投資の経年ダミー1年	-0.073	-6.46 ***	-0.114	-9.07 ***	-0.076	-6.66 ***
建物投資の経年ダミー2年	-0.100	-8.42 ***	-0.131	-9.66 ***	-0.103	-8.65 ***
建物投資の経年ダミー3年	-0.126	-10.22 ***	-0.128	-8.67 ***	-0.130	-10.56 ***
建物投資の経年ダミー4年	-0.120	-9.35 ***	-0.119	-7.36 ***	-0.120	-9.42 ***
建物投資の経年ダミー5年	-0.105	-7.77 ***	-0.093	-5.07 ***	-0.104	-7.73 ***
建物投資の経年ダミー6年	-0.076	-5.34 ***	-0.098	-4.65 ***	-0.075	-5.29 ***
建物投資の経年ダミー7年	-0.090	-5.93 ***	-0.078	-3.07 ***	-0.092	-6.06 ***
機械投資の経年ダミー0年	0.060	3.75 ***	0.054	3.63 ***	0.049	2.98 ***
機械投資の経年ダミー1年	0.005	0.26	-0.023	-1.32	-0.002	-0.10
機械投資の経年ダミー2年	-0.036	-1.88 *	-0.051	-2.68 ***	-0.039	-2.05 **
機械投資の経年ダミー3年	-0.045	-2.21 **	-0.061	-2.94 ***	-0.043	-2.11 **
機械投資の経年ダミー4年	-0.048	-2.20 **	-0.034	-1.52	-0.053	-2.44 **
機械投資の経年ダミー5年	-0.031	-1.32	-0.010	-0.41	-0.023	-1.02
機械投資の経年ダミー6年	-0.014	-0.57	-0.017	-0.61	-0.014	-0.59
機械投資の経年ダミー7年	-0.022	-0.81	0.002	0.06	-0.017	-0.63
道具器具投資の経年ダミー0年	0.146	5.00 ***	0.109	4.07 ***	0.232	7.86 ***
道具器具投資の経年ダミー1年	-0.004	-0.10	-0.078	-2.30 **	0.038	1.15
道具器具投資の経年ダミー2年	-0.082	-2.13 **	-0.178	-4.56 ***	-0.019	-0.52
道具器具投資の経年ダミー3年	-0.127	-2.97 ***	-0.138	-3.23 ***	-0.060	-1.53
道具器具投資の経年ダミー4年	-0.055	-1.20	-0.059	-1.27	-0.014	-0.34
道具器具投資の経年ダミー5年	0.008	0.16	0.012	0.23	0.042	0.92
道具器具投資の経年ダミー6年	-0.071	-1.28	-0.020	-0.37	-0.064	-1.31
道具器具投資の経年ダミー7年	-0.068	-1.13	-0.081	-1.36	-0.091	-1.77 *
自社の研究開発ストック	2.78E-07	4.40 ***	2.73E-07	4.33 ***	2.78E-07	4.39 ***
産業の研究開発ストック(注2)	6.63E-08	57.37 ***	6.60E-08	56.93 ***	6.67E-08	57.00 ***
産業の資本のヴィンテージ(注2)	-0.010	-2.08 **	-0.003	-0.64	-0.011	-2.29 **
GDP成長率	0.022	23.65 ***	0.022	23.14 ***	0.022	23.10 ***
自由度修正済み決定係数	0.80		0.80		0.80	
S S R	1881.83		1882.03		1915.90	
被説明変数の平均値	1.71		1.71		1.71	
	F統計量 p-value		F統計量 p-value		F統計量 p-value	
建物投資経年ダミーのF検定	22.71	0.00 ***	16.13	0.00 ***	22.57	0.00 ***
機械投資経年ダミーのF検定	5.04	0.00 ***	7.16	0.00 ***	4.93	0.00 ***
工具器具投資経年ダミーのF検定	6.77	0.00 ***	8.71	0.00 ***	16.58	0.00 ***

(注1) 建物投資の経年ダミーには、自社の資本全体に占める建物の比率を掛けている。他の経年ダミーについても同様である。

(注3) 産業分類は、SNAの大分類に準拠した民間23産業である。

(注4) t値の右の、***は1%有意、**は5%有意、*は1%有意を表す。

次に、図6で、3種類の資本財の経年ダミー効果の動きをみておこう。図6のグラフは、表5の推定結果から作成したもので、建物、機械、工具器具のそれぞれについて、横軸に投資スパイクからの経過年数をとって、縦軸に経年ダミーの係数の推定値をとって折れ線グラフで結んだものである。図6の各図には、投資スパイク選択の三つの基準に対応したCIS（推定式1）、RIS（推定式2）、AIS（推定式3）の3本の折れ線グラフが描かれているが、ほぼ上下に平行移動している程度で、動きのパターンに大きな差異はないと言えよう。したがって、経年ダミーの係数についても、投資スパイクの基準に対する頑健性が確認できた。

3種類の資本財に共通して、グラフの大まかなパターンは、アルファベットのJを左右逆にして少し横に寝かしたような形状である（グラフの形状は似ているが、建物のグラフは全体的により下に位置していることが、最も大きな違いである）。これは、大型投資が行われて以降、年数が経過するにしたがって資本に体化された技術の陳腐化が起こる効果を捉えていると解釈できる。

また、その陳腐化効果は、経過年数3年頃までは急速に起こるが、その後は陳腐化に歯止めがかかる様子がみられる。また、建物と機械では経過年数5、6年で、道具・器具では経過年数4、5年で、グラフが少し上に跳ね上がっている。これは、ほぼこの時期に、投資スパイクとして捉えられるほどではないが、修繕や一部の更新などの、資本の性能を維持するための小規模投資が行われた効果を反映している可能性がある。あるいは、いま一つの解釈としては、一種のラーニング・バイ・ドゥーイング効果を反映している可能性もある。すなわち、新技术を体化した設備を導入した直後には、それを使って生産する労働者の経験不足などから、その生産性上昇効果を完全に発揮させることができず、設備の使用を続けることに伴って徐々に蓄積される労働者の経験や習熟を待って始めて、その設備の本来の能力を発揮させることができることが、先行研究などで指摘されているが、投資スパイクの時期から5、6年を経過してこうした効果が働いているとみることもできる。

いずれにしても、投資スパイク後の経年ダミーで捉えられた資本設備の老朽化の生産性低下効果は、必ずしも経年変化とともに年々同一のペースで起こるのではなくて、図6が示すような、逆J字のような非線形の関係で捉えられる。このことは、通常の計測される、資本の平均ヴィンテージのように、経年変化とともに年々同じスピードで生産性低下効果が生じるかのように想定する方法の限界を示唆するものである。

図6 建物、構築物、機械、道具器具のCIS、AIS、RISダミーの効果（全産業）

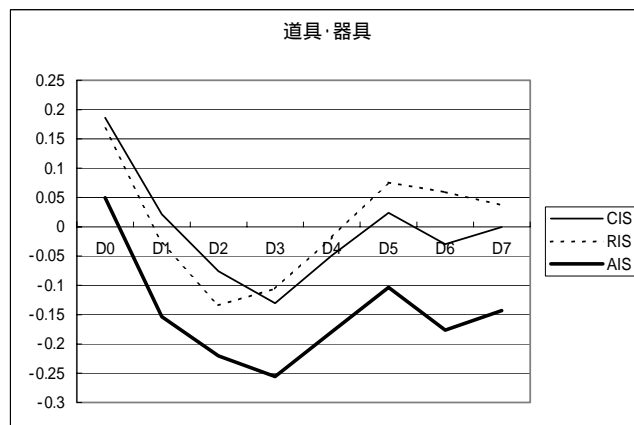
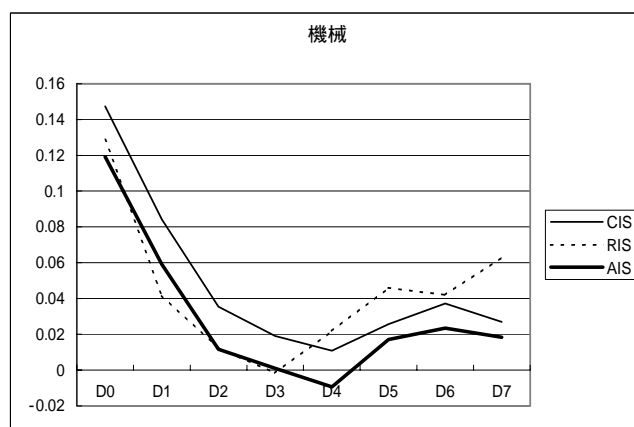
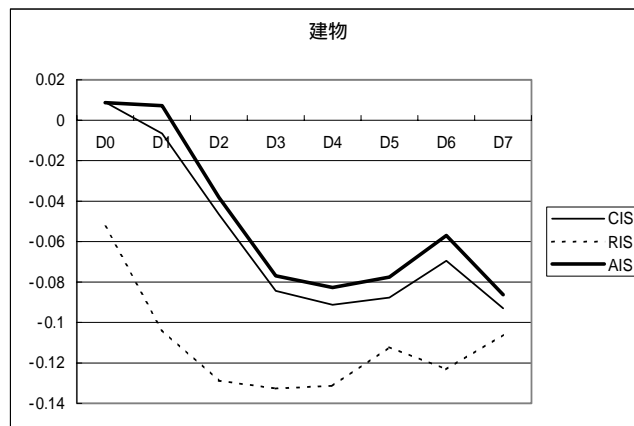


表6は、表5で報告した推定式1と、そこから幾つかの説明変数を落とした推定式を比較したものである。推定式4は、産業内の外部効果を表す産業の研究開発ストックと産業の資本のヴィンテージを落として推定したものである。この推定結果では、自社の研究開発ストックの係数は、推定式1の係数の約3倍の大きさになる。産業の資本のヴィンテージのみを落とした推定式5では、自社研究開発ストックの係数は推定式1とほぼかわらない値に戻る。これらのことから、推定式4では、自社の研究開発ストックが、産業の研

究開発ストックからのスピルオーバー効果も捉えてしまって係数が大きくなることが分かる。またそのとき、推定式4では、時間ダミーの係数が、推定式1のその約2倍の大きさになる。すなわち、産業の研究開発ストックからのスピルオーバー効果の一部は、平均TFP成長率として捉えられてしまうことが分かる。

また、推定式5と推定式1との比較から、二つの研究開発ストックの係数は、産業の資本のヴィンテージを新たに加えてもあまり変化はなく、研究開発の生産性効果は、産業の資本のヴィンテージとは概ね独立に働いていることを示唆している。また、推定式6では、推定式5とは逆に、二つの研究開発ストックを説明変数から落として推定した。この場合には産業の資本のヴィンテージのマイナスの係数が大きくなり、同時に時間ダミーの係数が大きくなって、これらの変数が二つの研究開発ストックの効果を代理してしまうことが分かる。

表6 ヴィンテージと研究開発ストックが生産性に与える効果

被説明変数: 企業別労働生産性の対数値
データ: 1987年から2003年のアンバランス・パネルデータ

	推定式1(表5から再掲)			推定式4			推定式5		
対象産業	全産業			全産業			全産業		
投資スパイクの基準	CIS ($I > 1.75im$ & $I/K > 0.2$)			CIS ($I > 1.75im$ & $I/K > 0.2$)			CIS ($I > 1.75im$ & $I/K > 0.2$)		
データ数	27555			27572			27572		
推定方法	固定効果モデル			固定効果モデル			固定効果モデル		
説明変数	係数	t値		係数	t値		係数	t値	
定数	-36.335	-15.12	***	-38.576	-31.79	***	-32.908	-25.02	***
時間(年)	0.019	15.34	***	0.020	32.67	***	0.017	25.49	***
資本労働比率の対数値	0.261	37.38	***	0.228	33.37	***	0.255	36.07	***
(投資の経年ダミーの推定値は省略して掲載)									
自社の研究開発ストック	4.24E-10	5.92	***	1.09E-09	16.61	***			
産業の研究開発ストック	1.40E-07	19.03	***						
自社の資本のヴィンテージ	3.42E-02	14.01	***				3.59E-02	14.62	***
産業の資本のヴィンテージ	-3.57E-02	-6.93	***						
GDP成長率	0.021	21.51	***	0.020	20.38	***	0.020	19.97	***
自由度修正済み決定係数	0.78			0.77			0.77		
SSR	2074.15			2127.93			2133.03		
	推定式6			推定式7			推定式8		
対象産業	全産業			全産業			全産業		
投資スパイクの基準	CIS ($I > 1.75im$ & $I/K > 0.2$)			CIS ($I > 1.75im$ & $I/K > 0.2$)			CIS ($I > 1.75im$ & $I/K > 0.2$)		
データ数	27572			27555			27572		
推定方法	固定効果モデル			固定効果モデル			固定効果モデル		
説明変数	係数	t値		係数	t値		係数	t値	
定数	-29.314	-22.83	***	-53.415	-23.27	***	-22.605	-16.47	***
時間(年)	0.015	23.61	***	0.027	23.46	***	0.012	16.94	***
資本労働比率の対数値	0.236	34.73	***	0.259	36.63	***	0.259	37.11	***
(投資の経年ダミーの推定値は省略して掲載)									
自社の研究開発ストック	4.49E-10	6.25	***				4.03E-10	5.62	***
産業の研究開発ストック	1.50E-07	20.71	***				1.49E-07	20.57	***
自社の資本のヴィンテージ				3.78E-02	15.38	***	3.28E-02	13.51	***
産業の資本のヴィンテージ				-5.57E-02	-10.86	***			
GDP成長率	0.020	20.96	***	0.021	21.44	***	0.020	20.68	***
自由度修正済み決定係数	0.78			0.78			0.78		
SSR	2093.04			2122.91			2078.31		

(注1) 説明変数については、表5の注を参照。

(注2) t値の右の、***は1%有意、**は5%有意、*は1%有意を表す。

4.4 製造業と非製造業の比較

表7では、データを製造業と非製造業に分けたときの推定結果を報告している（それぞれ、推定式7と推定式9）。まず、タイム・トレンドの係数をみると、そこから得られる平均TFP成長率は、製造業では1.2パーセントであるのに対して、非製造業では0.9パーセントで、非製造業のほうがわずかながら小さな値となっている。資本労働比率の係数から得られる資本分配率は、製造業、非製造業ともに約25パーセントとなっている。

F検定による3種類の経年ダミーの有意性のチェックは、データを製造業と非製造業に分割しても、やはり変わらず有意である。データを製造業と非製造業とで分割することによって、興味深い変化が生じた経年ダミーは機械である。機械の経年ダミーは、製造業のみに絞ればより高い生産性効果を示しているが、非製造業では低いものに留まっており、このように非製造業の機械が生産性向上に結びついていないことによって産業全体でみた効果を押し下げているのである。

自社の研究開発ストックの効果は、不思議なことに、非製造業の方が製造業よりもほぼ一桁大きくなる（非製造業のなかの一部の研究集約的な産業の効果が効いている可能性がある）。その一方で、産業の研究開発ストックの効果は、製造業では依然としてプラスで有意であるものの、非製造業ではマイナスの効果を示し有意性も著しく低下する。また、産業の資本のヴィンテージは、製造業では有意にマイナスの効果を持っているが、非製造業ではやはりマイナスではあるものの有意ではなくなる。

表7 投資経年ダミー、ヴィンテージ、研究開発ストックと生産性（製造業と非製造業）

被説明変数：企業別労働生産性の対数値

データ：1986年から2002年のアンバランス・パネルデータ

対象産業 投資スパイクの基準 データ数 推定方法	推定式1 全産業 CIS ($I > 1.75im$ & $I/K > 0.2$) 27555 (企業数:1805) 固定効果モデル	推定式7 製造業 CIS ($I > 1.75im$ & $I/K > 0.2$) 16430 (企業数:1057) 固定効果モデル	推定式8 非製造業 CIS ($I > 1.75im$ & $I/K > 0.2$) 11025 (企業数:742) 固定効果モデル
説明変数	係数 t値	係数 t値	係数 t値
定数	-16.709 -7.61 ***	-22.244 -8.63 ***	-16.713 -3.17 ***
時間(年)	0.009 7.98 ***	0.012 8.82 ***	0.009 3.43 ***
資本労働比率の対数値	0.249 38.63 ***	0.246 23.24 ***	0.250 29.61 ***
建物投資の経年ダミー0年(注1)	-0.070 -6.56 ***	-0.079 -4.30 ***	-0.063 -4.67 ***
建物投資の経年ダミー1年	-0.073 -6.46 ***	-0.100 -5.19 ***	-0.062 -4.31 ***
建物投資の経年ダミー2年	-0.100 -8.42 ***	-0.125 -6.32 ***	-0.090 -5.92 ***
建物投資の経年ダミー3年	-0.126 -10.22 ***	-0.132 -6.44 ***	-0.126 -7.92 ***
建物投資の経年ダミー4年	-0.120 -9.35 ***	-0.143 -6.79 ***	-0.110 -6.62 ***
建物投資の経年ダミー5年	-0.105 -7.77 ***	-0.138 -6.31 ***	-0.089 -5.07 ***
建物投資の経年ダミー6年	-0.076 -5.34 ***	-0.095 -4.12 ***	-0.068 -3.69 ***
建物投資の経年ダミー7年	-0.090 -5.93 ***	-0.128 -5.29 ***	-0.070 -3.51 ***
機械投資の経年ダミー0年	0.060 3.75 ***	0.066 3.94 ***	-0.031 -0.60
機械投資の経年ダミー1年	0.005 0.26	0.019 1.04	-0.078 -1.28
機械投資の経年ダミー2年	-0.036 -1.88 *	-0.016 -0.81	-0.137 -1.99 **
機械投資の経年ダミー3年	-0.045 -2.21 **	-0.023 -1.08	-0.231 -3.09 ***
機械投資の経年ダミー4年	-0.048 -2.20 **	-0.027 -1.19	-0.189 -2.33 **
機械投資の経年ダミー5年	-0.031 -1.32	-0.005 -0.20	-0.234 -2.69 ***
機械投資の経年ダミー6年	-0.014 -0.57	0.008 0.30	-0.167 -1.62
機械投資の経年ダミー7年	-0.022 -0.81	-0.007 -0.27	-0.027 -0.22
道具器具投資の経年ダミー0年	0.146 5.00 ***	0.163 3.89 ***	0.174 4.18 ***
道具器具投資の経年ダミー1年	-0.004 -0.10	-0.043 -0.92	0.080 1.54
道具器具投資の経年ダミー2年	-0.082 -2.13 **	-0.123 -2.53 **	0.022 0.35
道具器具投資の経年ダミー3年	-0.127 -2.97 ***	-0.195 -3.72 ***	0.030 0.41
道具器具投資の経年ダミー4年	-0.055 -1.20	-0.121 -2.20 **	0.112 1.36
道具器具投資の経年ダミー5年	0.008 0.16	-0.092 -1.54	0.256 2.71 ***
道具器具投資の経年ダミー6年	-0.071 -1.28	-0.157 -2.46 **	0.184 1.69 *
道具器具投資の経年ダミー7年	-0.068 -1.13	-0.167 -2.48 **	0.271 2.20 **
自社の研究開発ストック	2.78E-07 4.40 ***	2.54E-07 4.13 ***	3.35E-06 4.14 ***
産業の研究開発ストック(注2)	6.63E-08 57.37 ***	6.77E-08 55.35 ***	-2.80E-08 -1.75 *
産業の資本のヴァンテージ(注2)	-0.010 -2.08 **	-0.020 -3.28 ***	-0.012 -1.23
GDP成長率	0.022 23.65 ***	0.027 22.96 ***	0.016 10.01 ***
自由度修正済み決定係数	0.80	0.71	0.84
SSR	1881.83	1057.35	807.66
被説明変数の平均値	1.71	1.58	1.90
	F統計量 p-value	F統計量 p-value	F統計量 p-value
建物投資経年ダミーのF検定	22.71 0.00 ***	12.50 0.00 ***	11.63 0.00 ***
機械投資経年ダミーのF検定	5.04 0.00 ***	3.44 0.00 ***	2.26 0.02 **
道具器具投資経年ダミーのF検定	6.77 0.00 ***	7.13 0.00 ***	3.27 0.00 ***

(注1) 建物投資の経年ダミーには、自社の資本全体に占める建物の比率を掛けている。他の経年ダミーについても同様である。

(注2) 産業分類は、J I P 2006 産業分類の108産業である。

(注3) 産業分類は、SNAの大分類に準拠した民間23産業である。

(注4) t値の右の、***は1%有意、**は5%有意、*は1%有意を表す。

4.5 時期区分による構造変化

表8は、推定式1の中の三つの説明変数(自社の研究開発ストック、産業の研究開発ストック、産業の資本のヴァンテージ)の係数に、推定期間中に構造変化が生じたかどうかをみたものである。ここでは、全推定期間(1986年から2002年)を、1986-91年、1992-97年、1998-2002年の三つの期間に分けて、構造変化の有無を検証した。推定式9は、四つの説明変数の係数が全て三期間で変化できるようにして行った推定結果である。構造変化の有無を検定する Chow 検定は、構造変化の発生を支持している。また、推定式10、推定式11、推定式12は、それぞれ一つの説明変数についてのみ構造変化が起こった可能性を

想定して行った推定結果とその Chow 検定の結果を示している。これらの推定結果から、どの説明変数に限定しても、構造変化が起こったことを否定できない。

推定式 9 をみると、産業の研究開発ストックが全期間を通じてほぼ同じ生産性向上効果を維持しているのに対して、自社研究開発ストックは 1997 年までは有意でなかったものが、1998 年以降になって有意にプラスの効果を持つようになった。このことは、1990 年代末以降になって、同一産業のなかでも研究開発の蓄積がある企業とそうでない企業との間で生産性の格差がみられるようになったことを示している。また、産業の資本のヴィンテージは、1992 年以降の時期になってマイナスの効果が大きくなり有意性も強くなっている。これは、1990 年代初頭のバブル崩壊以降、なかでも成熟産業の業績が低迷したことを反映しているものと考えられる。

表 8 研究開発ストックとヴィンテージの効果の構造変化

被説明変数: 企業別労働生産性の対数値

データ: 1986年から2002年のアンバランス・パネルデータ

対象産業 投資スパイクの基準 データ数 推定方法	推定式1(表5から再掲) 全産業 CIS(I>1.75 m & I/K>0.2) 27555 固定効果モデル	推定式9 全産業 CIS(I>1.75 m & I/K>0.2) 27555 固定効果モデル	推定式10 全産業 CIS(I>1.75 m & I/K>0.2) 27555 固定効果モデル
説明変数	係数 t値	係数 t値	係数 t値
定数	-16.709 -7.61 ***	-22.555 -7.85 ***	-16.710 -7.61 ***
時間(年)	0.009 7.98 ***	0.012 8.15 ***	0.009 7.98 ***
資本労働比率の対数値	0.249 38.63 ***	0.252 39.06 ***	0.249 38.63 ***
(投資の経年ダミーの推定値は省略して掲載)			
自社の研究開発ストック(全期間)	2.78E-07 4.40 ***		
自社の研究開発ストック(86-91)		8.98E-08 0.51	3.49E-07 2.02 **
自社の研究開発ストック(92-97)		1.45E-07 1.34	2.21E-07 2.08 **
自社の研究開発ストック(98-02)		2.14E-07 2.54 **	3.19E-07 3.82 ***
産業の研究開発ストック(全期間)	6.63E-08 57.37 ***		6.63E-08 57.39 ***
産業の研究開発ストック(86-91)		8.04E-08 22.32 ***	
産業の研究開発ストック(92-97)		7.27E-08 31.31 ***	
産業の研究開発ストック(98-02)		7.24E-08 38.01 ***	
産業の資本のヴィンテージ(全期間)	-0.010 -2.08 **		-0.010 -2.12 **
産業の資本のヴィンテージ(86-91)		-0.009 -1.67 *	
産業の資本のヴィンテージ(92-97)		-0.016 -3.04 ***	
産業の資本のヴィンテージ(98-02)		-0.015 -2.95 ***	
GDP成長率	0.022 23.65 ***	0.018 17.41 ***	0.022 23.54 ***
自由度修正済み決定係数	0.80	0.80	0.80
SSR	1881.83	1872.38	1881.38
構造変化のChow検定		F統計量 p-value 21.63 0.00	F統計量 p-value 3.10 0.05
対象産業 投資スパイクの基準 データ数 推定方法	推定式11 全産業 CIS(I>1.75 m & I/K>0.2) 27555 固定効果モデル	推定式12 全産業 CIS(I>1.75 m & I/K>0.2) 27555 固定効果モデル	
説明変数	係数 t値	係数 t値	
定数	-14.329 -6.45 ***	-27.024 -10.03 ***	
時間(年)	0.008 6.80 ***	0.014 10.36 ***	
資本労働比率の対数値	0.249 38.69 ***	0.252 39.17 ***	
(投資の経年ダミーの推定値は省略して掲載)			
自社の研究開発ストック(全期間)	2.66E-07 4.22 ***	2.74E-07 4.34 ***	
自社の研究開発ストック(86-91)			
自社の研究開発ストック(92-97)			
自社の研究開発ストック(98-02)			
産業の研究開発ストック(全期間)		6.57E-08 56.08 ***	
産業の研究開発ストック(86-91)	8.55E-08 26.19 ***		
産業の研究開発ストック(92-97)	7.43E-08 35.11 ***		
産業の研究開発ストック(98-02)	7.51E-08 43.04 ***		
産業の資本のヴィンテージ(全期間)	-0.006 -1.25		
産業の資本のヴィンテージ(86-91)		-1.12E-02 -2.13 **	
産業の資本のヴィンテージ(92-97)		-2.05E-02 -4.00 ***	
産業の資本のヴィンテージ(98-02)		-1.97E-02 -4.01 ***	
GDP成長率	0.021 21.46 ***	0.018 17.50 ***	
自由度修正済み決定係数	0.80	0.80	
SSR	1876.28	1874.29	
構造変化のChow検定	F統計量 p-value 38.07 0.00	F統計量 p-value 51.71 0.00	

(注1) 説明変数については、図表5-1の注を参照。

(注2) t値の右の、***は1%有意、**は5%有意、*は1%有意を表す。

5. おわりに

以上1990年代の日本経済におけるTFP上昇率にみられる生産性低迷や、TFP上昇率を左右する重要な要因と考えられる研究開発活動の影響について、開発された技術が主に機械設備等に体化されて生産性の向上に貢献するという観点から分析を加えてきた。

単純な既存設備の更新投資等による通常の投資ではなくて、企業にとって大型の設備投資を実施した際に最新の技術の導入がなされているという想定のもとに、こうした大型投資を「投資スパイク」と定義して、まず日本政策投資銀行の財務データなどを使用して作成したパネルデータから、企業の投資スパイクの時期を選び出した。その結果、1991年前後の時期に企業の投資スパイクが集中して観察されるという状況がみられたものの、他の時期にも投資スパイクが分散して観察され、個別企業ごとに技術導入の時期も頻度もばらばらであることが判明した。

こうして作成した企業ごとの投資スパイクの時期からの経過年数のダミー変数を作成し、これを経年ダミーと呼んで、大型投資に伴う新技術導入後の生産性効果を計測する変数として使った。この意味で、経年ダミーは、企業ごとの資本設備のヴィンテージの代理変数となっている。生産関数の誘導形の推定式に、経年ダミーのほかに、企業と産業の研究開発ストック、その他のコントロール変数を説明変数として加えた推定を行い、投資スパイク後の経年ダミーで捉えた企業の資本設備のヴィンテージと、研究開発ストックで表される研究開発活動の蓄積が、企業の全要素生産性（TFP）にどのような効果を持っているかを分析した。

まず、研究開発活動の蓄積の効果は、経年ダミーで企業レベルの資本のヴィンテージからの効果をコントロールしたうえでも、なお有意にプラスの効果を持っていた。したがって、研究開発の蓄積は、資本に体化されない技術進歩としても、生産性に重要な効果を持っているといえる。ただ、推定期間を三つの時期に区分した推定からは、産業の研究開発ストックが全期間を通じてほぼ同規模の生産性上昇効果を示しているのに対して、自社研究開発ストックは1998年以降の推定期間で企業の生産性に有意にプラスの効果を持つようになっている。このことは、1997年以前の時期には、研究開発活動の成果が、産業内のスピルオーバー効果を通じて産業全体の生産性を押し上げていたものが、1998年以降では、そうしたスピルオーバー効果も残るものの、自社の研究開発活動の蓄積が自社の生産性に直結する傾向を強めているといえよう。

投資スパイク後の経年ダミーは、建物、機械、工具・器具のいずれでも、投資スパイク後からゆるやかに逡減していく生産性効果を持っていることが分かった。このことは、資本に体化された形で実現する技術進歩も無視できないこと、また少なくともその一部は大型投資に伴って企業に導入されることを支持するものである。

ただし、経年ダミーによって捉えられる生産性効果は、必ずしも企業に導入された設備の年々の老朽化に伴って一定のペースで発生するのではなく、経過年数3年目頃までは急速に起こるが、その後は生産性低下に歯止めがかかることが観察された。こうしたいわば逆J字型の生産性効果は、設備の性能を維持するための修繕に、新規設備導入後のラーニング・バイ・ドゥーイングの効果が加わって現れるものと考えられる。このことは、資本の老朽化による生産性押し下げ効果を捉える際に、従来型の資本の平均ヴィンテージを使

うことの限界を示唆しているといえよう。すなわち、従来型の資本の平均ヴィンテージの継続した上昇が観察されても、そこから受ける印象ほどには資本設備の生産性低下は急速には起こらないのである。

こうした留意は確かに必要だが、それでも技術進歩の一部が資本に体化された形ではじめて実現することの経済成長への含意は大きい。「失われた10年」とも言われる1990年代の経済低迷期に日本企業の設備投資は著しく落ち込み、その間に生じた資本の平均ヴィンテージの顕著な上昇が、最近になって懸念されるようになり、資本設備の更新を促進する施策に注目が向けられるようになってきている¹⁶。例えば、日本の減価償却制度は、昭和39年改正を最後に本格的な見直しがなされないままに現在に至っており、その後の技術革新の状況に対応してないのではないかと指摘がなされている。こうした議論のためには、現在の技術水準のもとで各種資本の経済的減耗率の大きさはいくらか、資本設備の更新が進むことによって実現される資本に体化された技術進歩はどの程度の大きさか、また減価償却制度の見直しが更新投資を促進する効果はどの程度あるのかなどについて、より詳細な研究が必要であろう。

また、企業の資本のヴィンテージや投資スパイクをめぐる研究に限っても、既存文献にあるような生産関数によるアプローチや資本の価格のデータに基づいたアプローチを使って測られる資本のヴィンテージの生産性効果と比較することが望まれる。また問題設定はやや異なるが、Jensen, McGucki and Stiroh(2000)が行っているように、投資スパイクの時期の情報を使用して設備のサバイバル分析を実施することも、1990年代における設備投資低迷の原因を考察する際に興味深い課題である。加えて、労働のヴィンテージや人的資本等、労働の質を考慮して生産性に与える効果を分析することも1990年代の低迷の原因を解明するために必要な作業である。

¹⁶ 産業構造審議会新成長政策部会の審議に基づく経済産業省(2006)を参照。

【参考文献】

- 乾友彦・権赫旭 (2005) 「展望：日本の TFP 上昇率は 1990 年代においてどれだけ低下したか」 経済分析、176 号 内閣府経済社会総合研究所、136-167
- 経済産業省 (2006) 「新経済成長戦略」、経済産業調査会 .
- 内閣府 (2002) 『経済財政白書』
- 榊原清則・辻本将晴 (2004) 「日本企業の研究開発の効率性はなぜ低下したのか」 経済分析 172 号 内閣府経済社会総合研究所、80-101
- 深尾京司・宮川努・河井啓希・乾友彦ほか (2003) 「産業別生産性と経済成長：1970-98 年」 『経済分析』、vol170.
- 宮川努・浜潟純夫 (2006) 「ヴィンテージ資本と更新投資循環」 日本経済研究センター、ディスカッションペーパーNo.94
- Arrow, Kenneth J. (1961), "Economic Welfare and the Allocation of Research for Invention," in *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*, ed R. Nelson, Princeton University Press.
- Arrow, Kenneth J. (1962), "The Economic Implication of Learning by Doing," *Review of Economic Studies*, 29, June, 155-173.
- Bahk, B. and M. Gort (1993). "Decomposing Learning by Doing in New Plants," *Journal of Political Economy*, vol.101, no.4, 561-583
- Brastetter, L. and Y. Nakamura (2003). "Is Japan's Innovative Capacity in Decline?" *NBER Working Paper* No. 9428
- Fukao, K, T. Inui, H. Kawai, and T. Miyagawa (2003). "Sectoral Productivity and Economic Growth in Japan,1970-98:An Empirical Analysis Based on the JIP Database," in T. ITO and A. Rose ,eds., *Growth + Productivity in East Asia*, University of Chicago Press, Chicago
- Greenwood, J., Z. Hercowitz, and P. Krusell (1997). "Long-run Implications of Investment-specific Technological Change," *American Economic Review* 87 (3), 342-362.
- Greenwood, J., and B. Jovanovic (2001). "Accounting for Growth," in C. Hulten, E. Dean, and M. Harper, eds., *New Developments in Productivity Analysis*, University of Chicago Press, Chicago
- Gittleman, M., T. Raa, and E. Wolff (2003). "The Vintage Effect in TFP Growth: An Analysis of the Age Structure of Capital," *NBER Working Paper*, No. 9768
- Gordon, R. J. (1990). *The Measurement of Durable Good Prices*, University of Chicago Press, Chicago
- Hayashi, F., and E. Prescott (2002). "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of*

- Economic Dynamics*, 5, 206-235
- Hobijn, B. (2001). "Embodiment in U.S. Manufacturing," Mimeo. Federal Reserve Bank of New York.
- Hulten, C. R. (1992). "Growth Accounting When Technical Change is Embodied in Capital," *American Economic Review*, September, 82, 964-80.
- Jensen, B., R. McGuckin, and K. Stiroh (2001). "The Impact of Vintage and Survival on Productivity: Evidence from Cohorts of U.S. Manufacturing Plants," *The Review of Economics and Statistics*, 83(2), 323-332
- Kawamoto, T. (2004). "What Do the Purified Solow Residuals Tell Us about Japan's Lost Decade?" *IMES Discussion Paper Series*, No.2004-E-5, Bank of Japan, Tokyo.
- Kwon, H., and T. Inui (2003). "R&D and Productivity Growth in Japanese Manufacturing Firms" *ESRI Discussion Paper Series* No.44
- Kydland, F. and Prescott, E. C. (1982), "Time-to-Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, 50, 1345-70.
- Licandro, O., R. Maroto, and L. Punch (2005). "Innovation, Machine Replacement and Productivity," Mimeo, European University Institute
- Nelson, R. (1964). "Aggregate Production Functions and Medium-Range Growth Projections," *American Economic Review*, September 54, 575-606
- Power, L. (1998). "The Missing Link: Technology, Investment, and Productivity," *Review of Economics and Statistics*, 80 (2), 300-313.
- Romer, Paul M. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, 98, October, part 2, S71-S102.
- Sakellaris, P. (2001). "Production Function Estimation with Industry Capacity Data," Mimeo. Board of Governors of Federal Reserve System.
- Sakellaris, P., and D. Wilson. (2004). "Quantifying Embodied Technological Change," *Review of Economic Dynamics*, 7, 1-26
- Solow, R. (1960). "Investment and Technical progress," in: Arrow, K., Karlin, S., Suppes, P. Eds.), *Mathematical Methods in the Social Sciences*. Stanford Univ. Press, Stanford, CA, 89-104.
- Tirole, Jean (1988), *The Theory of Industrial Organization*, MIT Press.
- Wolff, E. N. (1991). "Capital Formation and Productivity Convergence over the Long-Term," *American Economic Review*, June, 81, 565-79.
- Wolff, E. N. (1996). "The Productivity Slowdown: The Culprit at Last?" *American Economic Review*, December, 86, 1239-1252.