

工場立地と民間・公的 R&D スピルオーバー効果：
技術的・地理的・関係的近接性を通じた
スピルオーバーの生産性効果の分析

2013 年 5 月

文部科学省 科学技術政策研究所

第 1 研究グループ

池内 健太

深尾 京司

René Belderbos

権 赫旭

金 榮愨

本 DISCUSSION PAPER は、文部科学省科学技術政策研究所が、一橋大学及び経済産業研究所との共同研究の一部の成果をまとめたものであり、所内での討論に用いるとともに、関係の方々からのご意見をいただくことを目的に作成したものである。

また、本 DISCUSSION PAPER の内容は、執筆者の見解に基づいてまとめられたものであり、機関の公式の見解を示すものではないことに留意されたい。

DISCUSSION PAPER No.93

Plant Location and Private and Public R&D Spillovers:
Productivity Effects through Technological, Geographic and Relational Proximity

Kenta Ikeuchi, Kyoji Fukao, René Belderbos, Hyeog Ug Kwon and Young Gak Kim

May 2013

1st Theory-Oriented Research Group
National Institute of Science and Technology Policy (NISTEP)
Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology (MEXT)
Japan

本報告書の引用を行う際には、出典を明記願います。

工場立地と民間・公的 R&D スピルオーバー効果：

技術的・地理的・関係的近接性を通じたスピルオーバーの生産性効果の分析

文部科学省 科学技術政策研究所 第1研究グループ

池内 健太、深尾 京司、René Belderbos、権 赫旭、金 榮慤

要旨

本研究では、1987-2007年の日本の製造業の工場レベルのパネルデータを研究開発投資に関する個票データと接続し、研究開発(R&D)ストックが工場レベルの生産性に与える効果について定量的な分析を行った。本研究の特徴として、企業間の R&D スピルオーバーに加え、公的 R&D のスピルオーバーが民間企業の生産性に与える効果について分析を行うとともに、R&D スピルオーバーがどのような経路を通じて起きるのかについて、技術的近接性・地理的近接性・関係的近接性(取引関係・資本関係)の3つの概念に注目して分析を行った。分析の結果として、工場の生産性は自社の R&D ストックのみならず、技術的・地理的に近接する他社の R&D から影響を受けており、さらに技術的に関連する分野における大学及び公的研究機関の R&D も工場の生産性に影響を与えていることが明らかとなった。特に、大学・公的研究機関の R&D の工場の生産性への影響は企業自身が R&D を積極的にを行っている場合はより大きくなる。また、取引関係と資本関係が企業間の R&D スピルオーバー効果を強めることがわかった。

Plant Location and Private and Public R&D Spillovers:

An Analysis of Productivity Effects of Spillovers through Technological, Geographic and Relational Proximity

1st Theory-Oriented Research Group,

National Institute of Science and Technology Policy (NISTEP), MEXT

Kenta Ikeuchi, Kyoji Fukao, René Belderbos, Hyeog Ug Kwon and Young Gak Kim,

ABSTRACT

We examine the effects of R&D spillovers on total factor productivity in a comprehensive panel of Japanese manufacturing plants matched with R&D survey data, 1987-2007. We simultaneously examine the role of public (university) and private R&D spillovers, while focusing on differential effects due to technological, geographic and relational (buyer-supplier and capital) proximity. We find positive effects of technologically and geographically proximate private R&D and technologically related public R&D stock. Especially, the effects of public R&D spillovers are more salient for a plant of which parent firm is more R&D intensive. We also find evidence of positive R&D spillovers from supplier's and customers' R&D which is enhanced by capital relationships.

目次

- 概要 -	1
背景・目的	1
データ・分析方法	2
本研究の分析結果とその政策的含意	3
今後の課題	7
参考文献	8
- 本編 -	9
1 はじめに	11
2 モデル	14
3 データと変数の測定	16
4 長期パネルデータを用いた分析	21
5 企業間 R&D スピルオーバーにおける「関係的近接性」の効果	30
6 結論	33
謝辞	36
参考文献	37
図表	40

図表目次

図 1：TFP 上昇率及び R&D/GDP 比率の推移	40
図 2：名目 R&D 支出額及び工業統計との接合状況	41
図 3：R&D ストックの推移	41
図 4：学術分野と産業の対応表の作成方法	43
図 5：企業間 R&D スピルオーバー効果の距離に対する減衰関数（ベースモデル[3]）	46
図 6：ベースモデル[3]に基づく TFP 上昇率の要因分解	46
図 7：R&D 投資に関する資源配分の効率化の源泉	48
図 8：1987-1997 年の都道府県別 R&D ストックの企業間スピルオーバー効果への寄与	49
図 9：1997-2007 年の都道府県別 R&D ストックの企業間スピルオーバー効果への寄与	50
図 10：存続・退出・新設工場別 R&D ストック・売上高比率	51
図 11：公的 R&D スピルオーバーの TFP 上昇率への寄与の組織別内訳	51
表 1：産業間の技術的近接性（特許引用頻度の相対値：同一分野内=1）	42
表 2：学術分野と産業の技術的近接性（%）	44
表 3：ベースモデルの推定結果	45
表 4：ベースモデルの推定式[3]の結果に基づく TFP 上昇率の要因分解詳細	47
表 5：製品分野別の企業 R&D ストック・純投資及びその TFP 上昇率・付加価値上昇率への寄与	52
表 6：学術分野別の公的 R&D ストック・純投資及びその TFP 上昇率・付加価値上昇率への寄与	53
表 7：本社・自社研究所からの距離の効果	54
表 8：取引関係・資本関係とスピルオーバー効果	55
付表 1：法人企業統計調査を用いた企業レベルの分析結果	56
付表 2：投入係数	57
付表 3：産出係数	58
付表 4：産業連関を通じた企業間 R&D スピルオーバー効果	59

- 概 要 -

背景・目的

本研究では、研究開発（R&D：Research and Development）投資と全要素生産性（TFP：Total Factor Productivity）の関係について理解を深め、エビデンス・ベースの科学技術政策の検討の一助とするため、企業の R&D のみならず大学や公的機関における R&D が製造業の生産性に与える効果に注目して分析を行った。

日本ではバブル崩壊以降、「失われた 20 年」と呼ばれる経済成長の長期停滞が問題となっている。一般に、一国の経済成長は国内総生産（GDP：Gross Domestic Product）の拡大によって捉えられるが、GDP 成長は、供給側からみると、労働投入の増加、資本投入の増加、生産技術・効率の改善の度合いを示す TFP の上昇の 3 つの要素の和として決まると考えることができる。支出側からみれば、財政出動などを通じた消費の拡大や投資の拡大は短期的には名目・実質 GDP の成長に影響するが、中長期的には、需要不足は解消され供給能力が成長の限界を規定すると考えられる。そのため、長期的な経済成長を達成するためには上記の供給側の 3 つの要素が重要である。しかし、労働投入は人口の減少や少子化によって今後減少することが確実であり、設備投資の拡大（資本投入の増加）は一般的に労働投入や生産性の動向に左右される性格が強いとされている。そのため、今後の日本経済の成長を考える上では、TFP の動向が鍵であると考えられる（深尾 2012）。

TFP 上昇の要因はいくつか考えられるが、本研究で注目するのは R&D の役割、なかでも「技術知識スピルオーバー効果」と呼ばれる R&D の波及効果である。ある企業の R&D は自社の生産性の上昇に寄与するのみでなく、様々な経路を通じて他社の生産性にも影響すると言われており、この現象は「技術知識スピルオーバー」と呼ばれる。本研究ではスピルオーバーの経路として、「技術的近接性」「地理的近接性」「関係的近接性」の 3 つの近接性の概念に注目して分析を行った。

最近の日本企業の生産性に関する研究成果によれば、大企業を中心とする国際化・生産の高付加価値化に成功した企業群と、中小企業を中心とする国際化・生産の高付加価値化に取り残された企業群の間で、生産性や収益率等の企業パフォーマンスについて格差が拡大し、取り残された企業群の生産性上昇停滞が、日本全体の生産性上昇を抑制していると言われてしている（深尾 2012）。このような格差拡大の原因として、取引関係や地理的な近接性を通じた大企業から中小企業への技術知識のスピルオーバーが弱まっている可能性があり、「失われた 20 年」の日本経済の停滞の要因を探る上で R&D のスピルオーバー効果に注目することが重要であると考えられる。

また、企業の生産性が影響を受ける技術知識スピルオーバーの発信源として、他企業のみでなく、大学等・その他の公的研究機関も考えられる。公的機関の R&D は、学術論文の公表を通

じた企業の研究者への新しい科学的知識の提供、将来的に企業での R&D に従事する研究者への教育機会の提供、科学的研究成果の蓄積に関するオープンなアクセス環境の提供、等の経路を通じて産業の生産性に寄与している可能性がある (Foray and Lissoni 2010)。そのため、公的機関における調査研究活動が企業におけるイノベーションや生産性向上にどの程度寄与しているか、を把握することは科学技術イノベーション政策の有効性・効率性を高めていくのに極めて重要な課題である。

このような問題意識のもと、本研究では、複数の政府統計マイクロデータを企業レベルで統合したデータベースを構築し、製造業の工場の TFP 上昇率に対する自社内の R&D や企業間の技術知識スピルオーバー（以下では「他社 R&D スピルオーバー」と呼ぶ）の効果、さらには大学・その他公的研究機関からの技術知識スピルオーバー（以下では「公的 R&D スピルオーバー」と呼ぶ）の効果について定量的な分析を行った。

データ・分析方法

本研究の分析対象は 1987-2007 年の日本の製造業であり、工場レベルのパネルデータを構築して分析を行った。主なデータソースは『工業統計調査』（経済産業省）の工場レベルのマイクロ（個票）データ、『科学技術研究調査（企業等、大学等、その他非営利団体・公的機関）』（総務省）の企業または機関レベルのマイクロデータ、東京商工リサーチ社の企業間の取引関係・資本関係に関するデータ、『全国試験研究機関名鑑』（文部科学省）の企業研究所の立地に関するデータである。

上記のデータを工場・企業レベルで接合し、工場レベルの 5 年間の TFP 上昇率を被説明変数とする回帰分析を行った。主な説明変数は 1 年のラグをとった工場レベルの R&D ストック、他社の R&D スピルオーバー、大学及びその他の公的機関からの R&D スピルオーバーの 5 年間の増加率である。まず、各企業の製品分野別の R&D ストックを『科学技術研究調査』における「企業等」に分類される法人企業の「製品・サービス分野」別の R&D 投資のデータから推計し、企業が所有する各工場の製品分野に対応付けて分析に用いた。次に、公的 R&D ストックは『科学技術研究調査』において「大学等」及び「その他の非営利団体・公的機関」に分類される各機関における研究費と専門分野別の研究者数のデータから、市区町村・学術分野別に R&D ストックを推計し、分析に用いた。

各工場が受ける他社 R&D スピルオーバーは、他社の製品分野別の R&D ストックを工場同士の「地理的な近接性」の重みと特許の引用・被引用に関するデータによって定義された産業間の「技術的な近接性」の指標で重みづけて集計することによって測定した。一方、各工場が受ける公的 R&D のスピルオーバーは、市区町村・学術分野別に推計した公的 R&D ストックを工場の立地と各市区町村との「地理的な近接性」の重みと特許の学術論文への引用データを元に推計された産業と学術分野の間の「技術的な近接性」の指標で重み付けて集計することによ

て測定した。なお、「地理的な近接性」が他社及び公的 R&D ストックの効果に与える影響の大きさについては、非線形回帰分析によって推定した。

また、企業間 R&D スピルオーバーにおける「関係的近接性」の効果进行分析するため、企業間の個別の取引関係・資本関係に関するデータを用いることにより、企業間の関係性の有無やタイプによって企業間 R&D スピルオーバーの効果が変わるかどうかを検証した。ただし、この企業間の個別の取引関係・資本関係を通じた企業間 R&D スピルオーバーに関する分析はデータの制約から 2007 年の一時点の分析に限定されている。

本研究の分析結果とその政策的含意

本研究の分析結果とその政策的含意を要約すると、以下のようにまとめられる。

第 1 に、1987-2007 年の長期データを用いた回帰分析の結果から、次の点が明らかとなった¹。

A) 工場の TFP 上昇率は、自社の R&D ストックや他社の R&D からのスピルオーバー効果に加え、自ら R&D を実施している企業の工場では公的 R&D スピルオーバーからも有意な影響を受けている。なお、『第 2 回全国イノベーション調査報告』（科学技術政策研究所 2010）によれば、少なくとも 30%以上の企業が大学や公的研究機関または専門誌・学術誌をイノベーション活動における主要な情報源としている。本研究の結果はこのような産業でのイノベーションや生産性上昇における公的 R&D の役割を裏付けるものであり、公的 R&D の水準や重点分野の決定においても、経済成長や産業の発展に対する影響を考慮することの重要性を示唆している。

B) 生産規模に比してより多くの R&D ストックを蓄積している企業（すなわち「吸収能力」の高い企業）ほど、公的 R&D スピルオーバーが自社の工場の TFP 上昇率に与える影響がより大きくなる。一方、自ら R&D ストックを全く蓄積していない企業の工場では公的 R&D スピルオーバーの TFP 上昇率に対する効果は有意でなかった。これは、公的 R&D 支出を増やすだけでは製造業全体での TFP 上昇効果は限定的であり、中小企業等の R&D ストックがあまり蓄積されていない企業に対して R&D 支出を支援する等、公的 R&D のスピルオーバー効果を享受するための企業の「吸収能力」を高めるような政策の有効性を示唆する結果である。

C) 企業間 R&D スピルオーバーの地理的な範囲は限定されている。また、工場の生産性に対する自社 R&D 及び企業間 R&D スピルオーバー効果は本社や自社研究所との立地の近接性に依存することもわかった。具体的には、本社に近い工場ほど企業間 R&D スピルオーバー効果の恩恵が大きく、自社研究所に近い工場ほど自社 R&D の効果大きい。これらの結果は R&D ストックを多く有する大企業の工場の海外移転を減速及び国内回帰を促したり²、産業集積地への大企

¹ 詳細は本文の 4.2 節を参照されたい。

² このためには法人税減税や環太平洋戦略的経済連携協定（TPP）の締結等により、国内立地を魅力的にする必要がある。

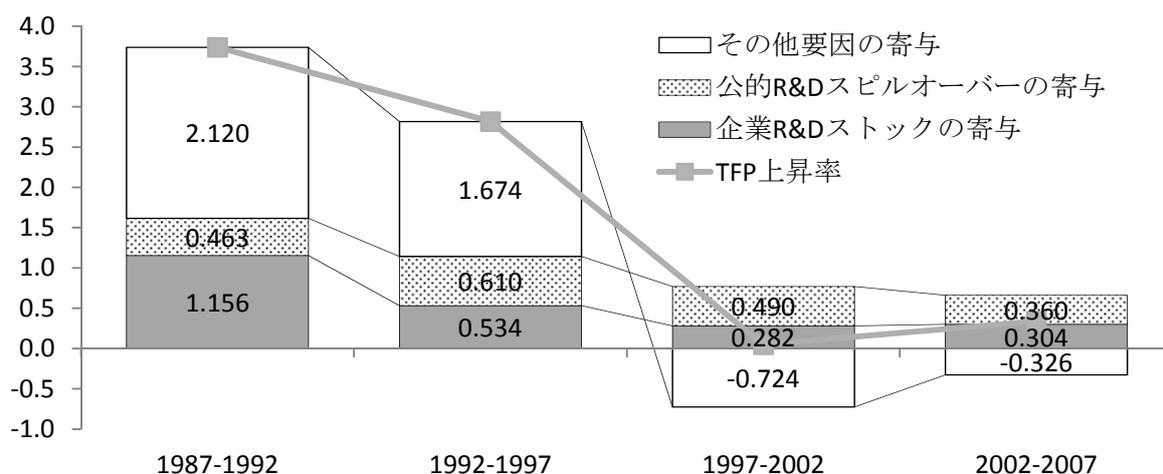
業の進出を促したりすることが製造業の生産性上昇につながることを示唆している。

D) 一方、公的 R&D スピルオーバー効果に対する地理的な近接性の効果を有意に示す結果は得られなかった。これは大学等の公的研究機関の研究成果は主に学術論文などの形で広く社会に公開されるため、地理的な影響を受けにくいことを示唆している可能性がある³。

第 2 に、以上のような回帰分析の結果にもとづいて、1987-2007 年の製造業全体の TFP 上昇率の要因分解すると、次の点が明らかとなった⁴。

① 概要図表 1 に示すとおり、製造業の TFP 上昇率には民間企業自身の R&D のみならず、大学など公的研究機関における R&D も寄与していた。特に、1990 年代のバブル崩壊の後に企業の R&D ストックの TFP 上昇率に対する寄与は大きく低下しているのに対し、公的 R&D スピルオーバーの寄与は逆に上昇していることが特徴的である。製造業全体の TFP 上昇率に対する企業 R&D の寄与の減少は、1990 年代以降の経済停滞の下で、民間の R&D ストックの蓄積が低調になったことを反映していると考えられる。

概要図表 1：分析結果に基づく TFP 上昇率の要因分解
(製造業全体の存続工場における TFP 上昇率への寄与、年率、%ポイント)



注)その他の要因は初期 TFP 水準、年次固有のマクロショック、産業固有の効果等の合計をあらわす。

³ ただし、先行研究（例えば、Anselin, Varga and Acs 1997 等）では企業における特許の生産には大学との近接性が重要であることが示されており、大学や公的研究機関の立地を検討するにあたっては、本分析で対象とした企業の工場の生産性に与える効果のみならず、企業の研究活動の生産性に及ぼす影響も考慮する必要があるだろう。

⁴ 各工場の TFP 上昇率を要因分解し、「ドマー・ウェイト」と呼ばれる）各工場の生産規模を製造業全体の付加価値額で割った値を重みとして合計すると、製造業全体の TFP 上昇率の要因分解が可能になる。詳細は本文の 4.3 節、4.4 節及び 4.5 節を参照されたい。概要図表 1 は製造業全体の TFP 上昇率を企業の R&D ストックの寄与、公的 R&D スピルオーバーの寄与、その他の要因の寄与の 3 つに分解した結果をあらわしており、概要図表 2 はそれらの要因の寄与をさらに詳細に要因分解した結果である。

② 同じく、概要図表 1 に示すとおり、1992 年以降は企業の R&D よりも公的 R&D スピルオーバーの方が製造業全体の TFP 上昇率への寄与が大きい。ただし、上記の回帰分析の結果で説明したように、公的 R&D が全ての工場の TFP 上昇に均等に寄与するというわけではなく、産出額に比べて R&D ストックを多く持つ企業の工場ほど、その強い吸収能力により公的 R&D からより多くのスピルオーバーを享受している。そのため、公的 R&D の寄与の大きさの時間を通じた変化には、企業自身の R&D ストックの蓄積によって吸収能力が上昇する効果を含んでいることに注意が必要である。

③ 概要図表 2 に示すとおり、1990 年代後半から 2000 年代にかけて、製造業の TFP 上昇率に対する自社 R&D 効果の寄与が上昇している一方で、企業間 R&D スピルオーバーの寄与は減少している。また、1992 年から 2007 年の公的 R&D の寄与の低下は、大学等よりもその他の公的機関の R&D ストックの増加率が低迷したことによる部分が大きい。

概要図表 2：分析結果に基づく TFP 上昇率の要因分解詳細
(製造業全体の存続工場における TFP 上昇率への寄与、年率、%ポイント)

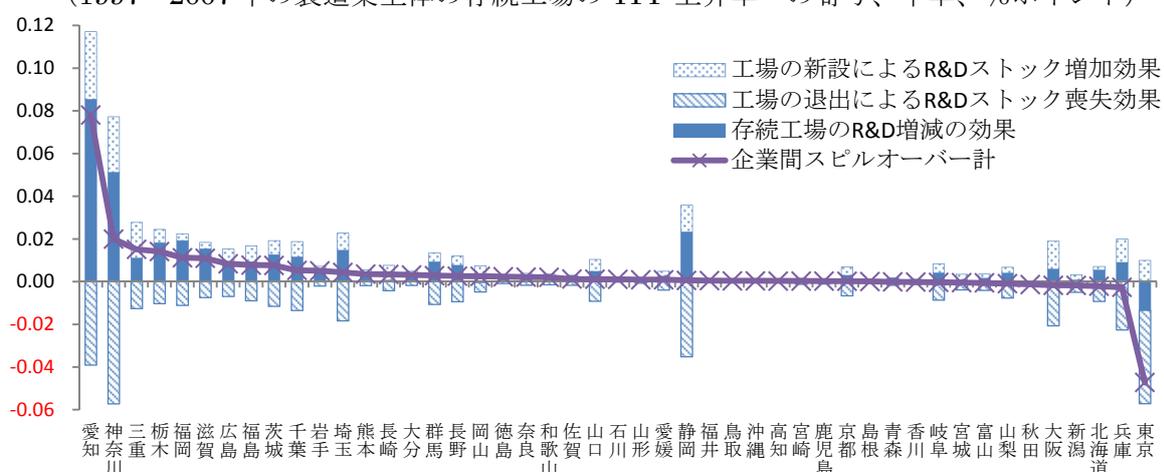
	1987-1992	1992-1997	1997-2002	2002-2007
TFP 上昇率(製造業全体)	3.738	2.817	0.049	0.337
A)企業の R&D ストックの寄与	1.156	0.534	0.282	0.304
A-1)自社 R&D 効果の寄与	0.358	0.190	0.120	0.144
A-2)企業間 R&D スピルオーバー効果の寄与	0.798	0.344	0.162	0.159
B)公的 R&D スピルオーバーの寄与	0.463	0.610	0.490	0.360
B-1)大学等からのスピルオーバーの寄与	0.230	0.324	0.264	0.239
B-2)その他公的機関からのスピルオーバーの寄与	0.232	0.286	0.226	0.121
C)その他要因の寄与	2.120	1.674	-0.724	-0.326

④ また、概要図表 3 に示すとおり、より詳細に TFP 上昇率の要因分解し、都道府県別の R&D の寄与をみると、このような企業間 R&D スピルオーバーの低下の主因は R&D ストックの増加率が低迷したことに加え、東京や神奈川、大阪など都市部において、R&D を活発に行っている企業の工場が退出したことの影響が大きい。なお、概要図表 4 をみると、実際に、R&D 集約的な企業の工場の退出が近年増加している。これらの結果は、製造業の TFP 上昇を促進していく上で、産業集積地に取り残された中小企業の R&D 支出を支援するなどの政策の重要性が近年増していることを示唆している。

⑤ さらに、企業の R&D と公的部門の R&D をそれぞれ製品分野別、学術分野別に分けて、製造業全体の TFP 上昇率への寄与を比較すると、企業の R&D に関しては「自動車製造業」向けの R&D の寄与が最も大きく、次いで「情報通信機械器具製造業」向けの寄与が大きい。学術分野別に公的 R&D の製造業全体の TFP 上昇率への寄与をみると「電気・通信」、「その他工学」、「医

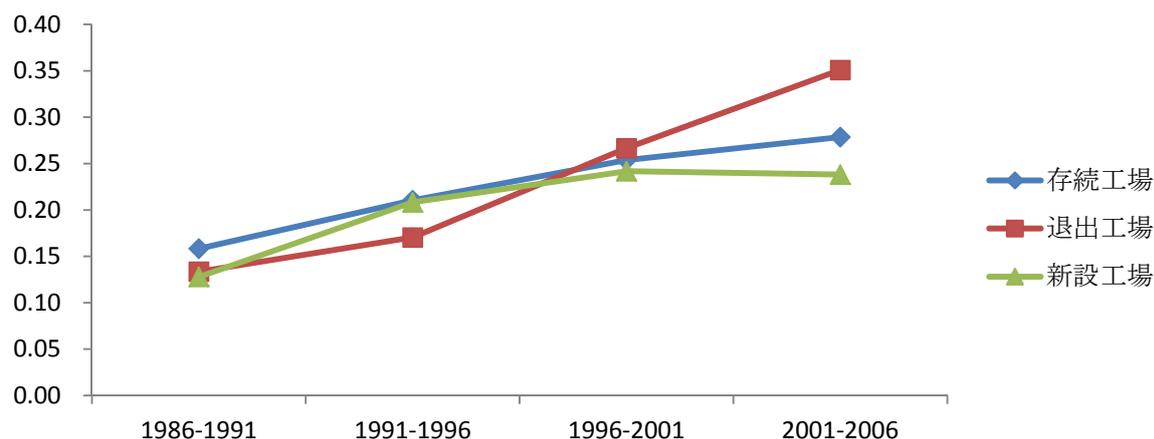
学」、「生物学」などの分野の寄与が大きい⁵。

概要図表 3：都道府県別 R&D ストックの企業間スピルオーバー効果への寄与
(1997-2007 年の製造業全体の存続工場の TFP 上昇率への寄与、年率、%ポイント)



注) 全都道府県の寄与を合計すると日本の製造業全体の TFP 上昇率に対する「企業間スピルオーバーの寄与」に一致する。

概要図表 4：存続・退出・新設工場別 R&D ストック・売上高比率



注) 存続・退出・新設工場別の「R&D ストック・売上高比率」は、まず各企業の製品分野別 R&D ストック(技術的近接性ウェイト付)を各工場の生産額が企業・製品分野別の生産額の合計に占める割合で重み付けて合計することによって存続・退出・新設工場別 R&D ストックの合計額を求め、それぞれ存続・退出・新設工場別の生産額の合計で除すことによって求めた。

第 3 に、企業間の取引関係・資本関係に関する 2007 年の 1 時点のデータのみを用いた回帰分析の結果によれば、企業間の「関係的近接性」(取引関係と資本関係の有無)が企業間の R&D スピルオーバー効果の大きさに影響している。具体的には、仕入先企業及び販売先企業の R&D ストックが大きい企業の工場ほど TFP が高く、また、このような取引関係を通じた企業間 R&D スピルオーバー効果は取引相手が株主である場合にはさらに大きくなる⁶。これらの結果は、民間企業の R&D に対する公的支援を実施した場合、その効果は直接の支援先の企業にとどまらず、

⁵ これら製品・学術分野別の R&D の製造業の TFP 上昇への寄与とその投資対効果に関する具体的な結果の詳細は本文の 4.6 節を参照されたい。

⁶ 詳細は本文の 5 節を参照されたい。

企業間の取引関係及び資本関係を通じて、他企業・他産業に波及する可能性があることを示唆している。

今後の課題

本研究にはいくつかの限界と残された課題もある。まず第1に、我々の分析では、公的 R&D が、R&D 集約的な企業に属する製造業工場の TFP 上昇に大きな寄与をしているとの結果を得た。ただし、この結果は、地理的距離がスピルオーバーを減衰させる効果が観察されないこと、海外の公的 R&D の効果を考慮していないこと、学術分野別公的 R&D が製品分野別の生産に与える効果を特許における学術論文に関する引用件数に基づく技術的近接性行列に基づいて測定しているが、この行列の頑健性について検証していないこと、等から判断して、まだ暫定的な結果である。

第2に、自社 R&D の効果や企業間の R&D スピルオーバー効果に関する分析結果についても、同様の課題が残されている。具体的には、海外における日本企業や外国企業の R&D の効果を考慮していないこと、製品分野間の技術的近接性については、特許間の引用情報に基づく行列を使って分析を行っているが、この行列の頑健性もまだ検証していないことが課題である。また、本研究の一部の分析結果は、取引関係や資本関係の有無が企業間の R&D スピルオーバーと関係していることを示唆しているが、この結果はデータの制約から 2006 年の一時点のデータのみによる分析に基づいている。そのため、我々のこの結果は、取引先や資本関係のある企業の R&D からのスピルオーバーが工場の生産性を高めているのではなく、生産性の高い工場を有する企業が R&D を積極的に行っている企業との間で取引関係や資本関係を結ぶことができる、という逆の因果関係を包含してしまっている可能性がある。そのため、企業間の取引関係や資本関係に関する分析に関して、データを長期間に拡張したり、分析方法を精緻化したりすることも今後の課題である。

第3に、これら企業間・公的 R&D スピルオーバーの TFP 上昇率への効果は吸収能力以外の企業特性や産業特性によっても異なる可能性があるが、本研究ではこれらの効果は企業間・産業間で同一であると仮定して分析を行っている。特に、企業や産業間でのサプライ・チェーンや分業の構造、産学連携への取り組み方には違いがあると考えられ、これらの要因は R&D スピルオーバーの地理的範囲やスピルオーバーが TFP に与える効果に影響している可能性がある。地域の産業集積や産学連携に関して政策的含意を深めるためには、このような企業間・産業間でのスピルオーバー効果の異質性について、より精緻な分析を行うことも今後の課題として挙げられる。

我々は今後もこの分野の研究に取り組み、これら残された諸課題の解決を目指したい。

参考文献

深尾京司（2012）「失われた 20 年と日本経済：構造的な原因と再生への原動力の解明」日本経済新聞出版社。

文部科学省科学技術政策研究所（2010）「第 2 回全国イノベーション調査報告」。

Anselin, L., Varga, A. & Acs, Z., 1997. Local geographic spillovers between university research and high technology innovations. *Journal of Urban Economics*, 42, pp.422-448.

Foray, D. & Lissoni, F., 2010. University research and public-private interaction. In B. Hall and N. Rosenberg eds, *Handbook in Economics: Economics of Innovation Volume 1*, North-Holland.

- 本 編 -

1 はじめに

日本の全要素生産性（Total Factor Productivity：TFP）の上昇率は1980年代の中頃から1990年代にかけて大きく下落し、2000年代に入って回復傾向があるもののその水準が十分ではない（Fukao and Kwon 2011）。このような、いわゆる『失われた20年』における生産性上昇停滞の原因については、数多くの研究が行われてきた⁷。それによれば1990年代以降の日本経済全体の全要素生産性（TFP）上昇減速のうち約半分は製造業におけるTFP上昇の減速で生じた（深尾2012）。

図1は製造業における企業および工場規模別のTFP上昇率のトレンドを示しており、1980年代後半から1990年代にかけてTFP上昇率は鈍化しており、特に小規模企業で成長率の低下が著しいことがわかる。その一方、図1に示すとおり、R&D投資に関しては、一見すると安定的に増加傾向にあり、GDPに占めるR&D投資の割合（R&D集約度）は1980年代の2.5%前後の水準から2008年には3.8%にまで達している。このようなTFP上昇率とR&D集約度との間のトレンドの違いはR&Dの収益率が変化していることを意味しているが、その原因の一つとしてR&Dスピルオーバーの影響が変化した可能性がある。例えば、伝統的な安定的な取引関係の解消、知的財産に関する管理の厳格化、工場の海外移転（空洞化）とそれに伴うR&D活動の地域的集積パターンの変化といった要因が企業間のR&Dスピルオーバー、特に大企業から中小企業へのスピルオーバーの有効性を低下させてきたかもしれない。

<図1参照>

また、『工業統計調査』マイクロデータを用いた生産性動学分析によれば、1990年代以降の製造業生産性上昇低迷の主因は、大工場のTFP上昇は堅調だったものの中小工場でTFP上昇が大きく減速したことで、生産性の高い工場が閉鎖される一方、非効率的な工場が生き残り、負の退出効果が継続したことにある（Fukao and Kwon 2006、金・権・深尾2007、深尾2012）⁸。

生産性の高い工場が多数閉鎖された原因としては、金・権・深尾（2007）が示したように、大企業による生産の海外移転によって、当該企業が国内に持つ工場と比較すれば非効率的であるものの産業平均よりも生産性の高い工場が閉鎖された可能性が指摘できよう⁹。

では、中小工場（その多くは中小企業によって所有されている）でTFP上昇が減速したのはなぜだろうか。もともと日本では米国と比較して、大企業が活発にR&Dを行う一方、中小企業

⁷ 先行研究のサーベイに関しては、金・深尾・牧野（2010）を参照されたい。

⁸ 生産性の高い企業が閉鎖され、生産性の低い企業が存続する問題については、Nishimura, Nakajima and Kiyota (2005)、Caballero, Hoshi and Kashyap (2008)、Kwon, Narita and Narita (2009)も参照されたい。

⁹ 金・権・深尾（2007）は、製造業3桁産業別にアジアへの生産移転の状況と退出効果の大きさを比較し、アジアへの生産移転が進行した産業ほど大きな負の退出効果が生じていることを示している。

の R&D 集約度は低い¹⁰。日本の製造業では機械産業を中心に、大企業とサプライヤーである中小企業との間で緊密な取引関係や資本関係が築かれ、大企業から中小企業に技術知識が恒常的にスピルオーバーしていたために、中小企業はそれほど R&D を行わなくても TFP 上昇を達成できていた可能性がある。しかし 1990 年代以降大企業は、生産の多くを海外に移転し、また比較的単純労働集約的な財の生産を国内の中小企業でなく、アジアの日系現地法人や現地の独立系企業に任せるようになった。更に日産のリバイバルプランに象徴されるように、1990 年代に苦境に立った大企業の多くは、自社にとって決定的に重要な技術を持つサプライヤー以外については、サプライヤー数の削減、資本関係の解消など、垂直系列の選別を行った。このような取引関係の希薄化と「関係特殊的な機能」の減退（浅沼 1997）によって、大企業から中小企業への R&D スピルオーバーが減速した可能性がある。

以上の仮説に従えば、負の退出効果と中小企業の TFP 上昇停滞は、緊密に関係しているのかもしれない。R&D 集約的な大企業が産業集積地にある工場を閉鎖したために、産業集積地に立地している傾向の強い中小企業が R&D スピルオーバーを享受できなくなったのではないだろうか¹¹。

これまでの先行研究によれば、技術的な近接性と地理的な近接性が企業間の R&D スピルオーバーを高めることが指摘されている（Jaffe et al. 1993、Adams and Jaffe 1996、Goto and Suzuki 1989、Aldieri and Cincera 2009）。また、地理的な近接性は最も近接する技術間の場合にはあまり重要ではないとの結果も報告されている（Orlando 2004）。しかしながら、これらの既存研究はほとんどの場合、上場企業に限定された比較的小さなサンプルに依拠していたり（例えば、Orlando 2004、Aldieri and Cincera 2009）、特定産業を対象にしていたりする（Adams and Jaffe 1996）。さらに、これらは分析の範囲が限定されている。第 1 に、本社企業で行った R&D が企業内の工場の生産性に与える効果（Adams and Jaffe 1996）や企業間の R&D スピルオーバーに限定されており、公的 R&D の効果が同時に扱われておらず、公的 R&D のスピルオーバー効果を企業内・企業間効果と分離して、別途計測している。（例えば、Jaffe 1989、Adams 1990、Anselin et al. 1997、Furman et al. 2005）。公的機関の R&D は、学術論文の公表を通じた企業の研

¹⁰日本の民間 R&D 支出の対 GDP 比は、世界でトップレベルにあるが、これは大企業が主に担っている。総務省の『平成 21 年度科学技術研究調査報告』（資本金 1,000 万円以上を対象）によれば、従業員 300 人以上の企業が 13 兆円の研究開発支出（委託研究を含む）を行ったのに対し、300 人未満の企業の研究開発支出は 1 兆円に過ぎなかったという。また、中小企業庁（2009）によれば、従業員 5,000 人以上の企業では日本の方が研究開発集約度（研究開発支出／売上高）が高いのに対し、従業員 5,000 人未満の企業では、米国の方が研究集約度が高い。また米国では最も研究開発集約度が高いのは、従業員数 100 人から 249 人の規模の企業であるという。

¹¹自社 R&D、企業間の R&D スピルオーバーが事業所、企業や地域間の生産性上昇の差をもたらしていることは多くの先行研究で指摘されてきた（例えば Griliches 1979、Hall et al. 2010 参照）。

究者への新しい科学的知識の提供、将来的に企業での R&D に従事する研究者への教育機会の提供、科学的研究成果の蓄積に関するオープンなアクセス環境の提供、等の経路を通じて産業の生産性に寄与する (Foray and Lissoni 2010) と考えられ、公的機関における調査研究活動が企業におけるイノベーションや生産性向上にどの程度寄与していることを把握することは科学技術イノベーション政策の有効性・効率性を高めていくのに極めて重要な課題である。

第 2 に、垂直的取引関係を通じた R&D スピルオーバーの効果に対する分析があまり行われていなかった。一方、海外直接投資 (Foreign Direct Investment: FDI) に関する文献では生産性の高い外資企業から現地企業への技術知識のスピルオーバーの重要な経路として、垂直的取引関係の役割がしばしば指摘されている (例えば、Haskel et al. 2007、Görg and Strobl 2001、Javorcik 2004、Kugler 2006)。このような垂直的取引関係における知識や技術の移転はしばしば意図的であり、中間財に体化されているにもかかわらず、その体化された価値の全てが中間財の価格に転嫁されないために、いわゆる「金銭的な外部効果」が生じている場合もあると考えられる (Hall et al. 2010、Crespi et al. 2007)。水平的なスピルオーバーが比較的狭い産業内部で起きるのに対して、垂直的取引関係の場合は市場での競合関係がないことから知識の交換やスピルオーバーを増進する誘因はより大きいことが期待される (例えば、Bloom et al. 2010)。特に、日本企業の状況を考えた場合には、いわゆる「系列」のような垂直的な企業グループに代表されるサプライヤーとの安定的な取引関係は知識の共有と技術の移転において重要な基盤となっている可能性がある (Suzuki 1993、Branstetter 2000)。

そこで本研究では、毎年 10 万以上の工場の 1987–2007 年という比較的長期の大規模パネルデータを用いて、これらさまざまな経路の R&D スピルオーバーが製造業の工場の生産性に対してそれぞれどのような影響を与えるか、を定量的に分析する。特に先行研究への重要な貢献として、企業間の R&D スピルオーバーのみならず、公的 R&D の効果を含めて分析すること、企業間の R&D スピルオーバー効果については技術的・地理的な近接性に加えて、垂直的な取引関係と資本関係の役割も同時に検証することである。これらの分析を行うことによって、中小工場の TFP 上昇が堅調であった 1980 年代を含む長期について、製造業の TFP 上昇が減速した原因を探っていく¹²。

本稿の構成は以下のとおりである。次節ではデータについて概観する。続く第 3 節ではモデルを特定化し、第 4 節で技術的近接性と地理的近接性を通じたスピルオーバー効果に関する実証結果を提示する。第 5 節ではベースモデルを発展させて、企業間の取引関係・資本関係による「関係的近接性」の効果に注目したモデルの特定化及び推定結果を議論する。最後に、第 6 節で本稿の結論と今後の研究課題について議論する。

¹² 企業間の取引関係の希薄化については、本論文には間に合わなかったが、取引関係のパネルデータを作成中である。

2 モデル

本研究では工場単位のパネルデータを用いて、工場の全要素生産性（TFP）と R&D ストックの関係进行分析する。具体的には、工場 i の TFP_i の t 年から $t+1$ 年までの 1 年間の変化（対数値の差分、以下同様）を、次式のようにそれぞれ $t-1$ 年から t 年までの 1 年間の自社の R&D ストック R_i の変化、他社の R&D ストックからのスピルオーバー S_i の変化、公的 R&D ストックからのスピルオーバー P_i の変化の関数と仮定する。 Δ は差分を、時間を表す添え文字は差分の開始年を表す。

$$\Delta \ln TFP_{it} = \alpha_R \Delta \ln R_{it-1} + \alpha_S \Delta \ln S_{it-1} + \alpha_P \Delta \ln P_{it-1} + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\pi} + u_{it} \quad (1)$$

我々は、これらの R&D ストックが当該工場の技術知識として生産活動に活用されるまでのラグを 1 年と仮定していることになる。 \mathbf{X}_{it} はその他のコントロール変数のベクトルであり、工場や企業の様々な特性変数や、産業特性、マクロ経済循環の影響等を含む。 u_{it} は誤差項である。なお、各 R&D ストック変数にかかるパラメータは R&D ストックに対する TFP の弾力性をあらわしている。また、これらの TFP の弾力性が生産量の弾力性に一致するように TFP を定義する。したがって、例えば、工場 i の $t-1$ 期の自社 R&D ストックが 1% 増加すると t 期の TFP は α_R % 増加することを意味している。

次に、企業の R&D は目的とする製品分野が分かれており、工場の製品分野との技術的近接性に応じて生産性への影響が異なると仮定する。 t 年における工場 i の自社 R&D ストック R_{it} を次のように定義する。

$$R_{it} = \sum_{s'} (R_{f(i)s't} T_{s(i)s'}) \quad (2)$$

ただし、工場 i が属する企業を $f(i)$ 、工場 i が生産する財の製品分野を $s(i)$ とおき、 $R_{f(i)s't}$ は企業 $f(i)$ の製品分野 s' 向けの t 年の R&D ストックである¹³。 $T_{s(i)s'}$ は製品分野 $s(i)$ と s' の間の技術的近接性であり、先行研究（Leten et al. 2007、Schmoch et al. 2003）で特許の引用情報を用いて測定された指数を『科学技術研究調査』で用いられている製品分野分類に合わせて調整した値を用いる。

工場 i が他社の製品分野別 R&D ストックから受け取る技術知識スピルオーバーについては、まず自社 R&D ストックの場合と同様に製品分野間の技術的近接性の影響を考慮し、それに加えて地理的な距離が遠くなるにしたがって技術知識スピルオーバー効果が減衰する効果も加味して次のように定義する。

$$S_{it} = \sum_{f' \neq f(i)} \sum_{s'} (R_{f's't} T_{s(i)s'} e^{\tau s d_{if's't}}) \quad (3)$$

¹³ 『科学技術研究調査』の製品分野別研究開発支出データを恒久棚卸法で資本化して推計した。

ここで、 $R_{f's't}$ は企業 f' の製品分野 s' 向けの t 年の R&D ストックであり、 $d_{if's't}$ は工場 i の立地と企業 f' の製品分野 s' に属する財を生産する工場との t 年の地理的距離（企業 f' が製品分野 s' に属する財を複数の工場で生産している場合は最も近い工場までの距離）を表す。 $e^{\tau_S d_{if's't}}$ は、 τ_S が負の場合、技術的に近い分野の R&D ストックを多く有している他企業の、技術的に近い分野の製品を生産している工場の集積地に近く立地する工場ほど、受け取るスピルオーバーが大きくなることを意味している。

公的 R&D については、立地と学術分野別に R&D ストックを推計する。 \tilde{R}_{hmt} を立地 h における学術分野 m に関する公的機関の R&D ストックとし、公的 R&D ストックからのスピルオーバーも同様に、製品分野 $s(i)$ と学術分野 m の技術的近接性と地理的な近接性を加味して、次のように特定化する。

$$P_{it} = \sum_h \sum_m (\tilde{R}_{hmt} \tilde{T}_{s(i)m} e^{\tau_P \tilde{d}_{ih}}) \quad (4)$$

ここで、 $\tilde{T}_{s(i)m}$ は工場 i が生産する製品 $s(i)$ と学術分野 m との技術的近接性であり、 \tilde{d}_{ih} は工場 i と立地点 h の地理的距離である。 τ_P が負であれば、工場の立地の近くに技術的に近い分野の R&D ストックを多く有している公的機関が多く立地しているほどスピルオーバーが大きくなる。製品分野（産業）と学術分野の技術的な近さは、van Looy et al. (2004) が特許から学術論文への引用件数をベースに開発したコンコーダンス行列を『科学技術研究調査』の製品分野分類と学術分野分類に適合するように調整して用いた。なお、このコンコーダンスは各学術分野の論文が特許に引用される確率を国際標準技術分類（IPC）別に推計したものである。

本論文では、企業内の R&D は当該製品分野に属する全ての工場で利用可能であると仮定し、R&D スピルオーバーの量は工場同士の立地距離と製品分野間の技術距離に依存すると考える¹⁴。なお、工場や公的機関の立地はデータの制約から市区町村単位で定義し、同一市区町村内の距離は市区町村の面積と同一の円内で無作為に立地が行われた場合の2地点の距離の期待値で代理する¹⁵。

先行研究で指摘されるように、他社 R&D スピルオーバーや公的 R&D スピルオーバーが工場の生産性に与える影響は全ての工場で共通であるとは限らない。先行研究ではしばしば「吸収能力（Absorptive Capacity）」の違いによる R&D スピルオーバー効果の異質性が注目される（Cohen and Levinthal 1990）。特に、大学など公的 R&D からのスピルオーバーの場合は吸収能力が、より重要となると言われている（Cockburn and Henderson 1998、Cassiman and Veugelers 2006）。

¹⁴ もし研究者のインフォーマルなコミュニケーションが R&D スピルオーバーにとって重要であれば研究所や本社の距離の効果が強くなるかもしれない。

¹⁵ 以下の関係式を使っている（伊藤 1993 参照）

円内の2点間の距離の期待値 = ((円の面積 / 円周率)^{0.5}) × 0.9054

そこで、後述の実証分析では工場の吸収能力の違いとスピルオーバーが生産性に与える限界効果があるかどうかについても仮説検定する。

同様に、工場の立地のみでなく、自社の本社や研究所の立地も自社 R&D ストックの効果の異質性や他社と公的研究機関からの R&D スピルオーバー効果の異質性に影響している可能性がある。R&D 活動が工場で実施されているとは限らず、工場と離れて立地する本社や研究所で実施される場合もあり、その場合には、自社 R&D についてもその成果が工場の生産性の向上に寄与するためには、企業内の情報伝達が必要になり、本社や研究所が工場と離れて立地している場合には、R&D による結果が工場の生産性の向上に結びつくのに時間がかかる等、非効率が生じる可能性がある。そこで、実証分析では、工場と自社の本社や研究所との距離が近いほど、自社 R&D ストックが工場の生産性に与える効果が強くなる可能性についても検証する。さらに、他社や公的研究機関の R&D スピルオーバーを享受するための工場の吸収能力にも自社の本社や研究所との距離が影響している可能性についても検証する。

3 データと変数の測定

3.1 データソースとサンプル

本研究で用いる主なデータソースは企業および工場単位のマイクロデータである。まず、経済産業省の『工業統計調査』のマイクロデータから工場単位の生産活動に関する情報を入手し、工場レベルの TFP を推計する。次に、総務省が実施する『科学技術研究調査』のマイクロデータから企業単位の R&D 投資に関する情報を入手し、企業レベルの製品分野別 R&D ストックを推計する。これらの『工業統計調査』と『科学技術研究調査』はいずれも基幹統計（法律で回答が義務付けられている統計調査）である。また、個別企業間の取引関係・資本関係については東京商工リサーチ（TSR）社の企業データベース（『TSR 企業相関ファイル』）、企業の研究所の立地については『全国試験研究機関名鑑』（文部科学省科学技術・学術政策局監修）を用いた。

『工業統計調査』は製造業における従業者数 4 名以上の工場（事業所）を対象とする全数調査（回収率は約 95%）であり、毎年約 24 万の工場が回答している。本研究では 1981 年から 2008 年までの工場レベルのマイクロデータが利用可能である。本調査では工場レベルの生産額及び生産要素の投入額（労働・資本・中間投入）に関する網羅的な情報について調査されているため、TFP の計測が可能である。しかしながら、2000 年以降は資本ストック（有形固定資産の現在高）に関する情報が従業者数 30 人未満の小規模工場については 5 年毎でしか調査されなくなったため、これにより、TFP の計測が可能な工場数は約 4 万に限られる。

『科学技術研究調査』は民間企業、大学等の高等教育機関、公的機関、その他の非営利団体で研究活動を実施している機関を主な対象としており、民間企業については毎年約 9 千社の企業に関して研究開発活動の詳細な情報を収集している（回答率は約 90%）。なお、資本金 10 億円以上の大企業については全数調査であり、それ以下の資本金規模の企業については標本調査で

あるが、過去の調査において研究活動を実施していることが明らかとなった企業については抽出率を高めるような標本設計が用いられている。また、企業ごとに 30 の製品分野別の R&D 投資額が調査されており、これらの製品分野は日本標準産業分類の 2 桁レベルの 25 産業に対応付けることが可能である。一方、大学とその他の非営利団体についてはほぼ 100%の回答率があり、サンプル・セレクション・バイアスの問題は生じないと考えられる。

3.2 データベースのマッチング

『工業統計調査』は工場単位のデータであり、『科学技術研究調査』は企業単位の調査であるため、工場レベルでのデータの接続は不可能である。しかし、『工業統計調査』では企業名簿が利用可能であるため、企業レベルでのデータベースの接続を行った。企業レベルで『工業統計調査』と『科学技術研究調査』のデータベースの接合を試みるにあたり、いくつかの問題がある。まず、2つの調査では共通の企業コードが用いられていないため、企業名・住所・資本金に関する情報を用いた接合を行う必要がある。しかし、『科学技術研究調査』の回答企業の名簿情報が利用可能なのは 2001 年以降のみに限定され、『工業統計調査』の名簿情報も 1994 年以降に限られる。その結果、名簿情報が利用可能な 2001 年以降に関しては、90%以上の R&D 支出額を工業統計の企業に接合された（図 2 参照）。ただし、比較的小規模な企業に関しては、およそ半分の企業が『工業統計調査』に接合できなかった（これら小規模企業は通常 R&D の予算も小規模であり、R&D を報告しない可能性も高いと考えられる）。これは小規模企業に所属する工場に関しては、R&D を行っているかどうかは明確に識別できない問題がある。また、名簿情報が一部または全く利用できない 1983 年～2000 年の期間についてはデータベースの接続に関していくつかの限界がある。第 1 に、『科学技術研究調査』の企業コードは 2001 年に新しく振り替えられてしまっているため、2001 年前後で互換性がない。ただし、2001 年のデータのみ新旧の企業識別コードの両方が収録されているため、2001 年の回答企業についてはその前後でデータの接続が可能となる。第 3 に、企業コードが利用可能なのは 1994 年以降に限られ、企業コードのパネル化もなされていない。ただし、『工業統計調査』では全ての期間において複数年次に渡って同一工場を識別する事業所コードが利用可能である。そのため、2001 年以降について我々が接合可能な企業は 1994 年以降のいずれかの時点で親企業が識別可能な工場で、かつその親企業が 2001 年の『科学技術研究調査』の回答企業である場合に限られる¹⁶。その結果として、2000 年時点で 87%であったマッチング率は、1983 年時点まで遡ると 63%まで低下することになる。

<図 2 参照>

このようにマッチングが不完全になったことで以下の問題が生じると考えられる。第 1 に、マッチングできなかった企業では R&D を行っているかどうかは明確ではないことである（R&D

¹⁶ 2000 年の改訂前後の新・旧の企業コードが唯一両方含まれている 2001 年の『科学技術研究調査』のサンプルに含まれていない企業は 2000 年以前の分析に含めることはできない。

ストックの測定に誤差が生じる)。この問題に対し、本研究では以下のような対処を行った。もし、ある時点で R&D に関する情報が得られない場合、本研究では特定の期間に関して実現可能であれば、入手可能な情報に基づいて R&D ストックを計算した。次に、企業が 1~3 回のみ『科学技術研究調査』に回答している場合で、R&D ストックの推計に十分な情報が得られない場合は分析対象から除いた。最後に、全ての期間で科学技術研究調査とマッチングできない企業の工場は分析対象から除いた。これらの結果、分析対象とするサンプルは約 1 万の工場に関する最大 20 年のアンバランス・パネルデータとなった。

第 2 に、本研究では信頼性のある R&D スピルオーバー・プールを測定する必要がある。そのため、本研究ではできる限り正確な推計を行うために、1) 『科学技術研究調査』で用いられている標本抽出率の逆数をウェイトとして用いて集計することで日本全体の母集団の R&D 支出額の推定を試み、2) 『工業統計調査』に接合できなかった企業の R&D は工場レベルの立地のデータが得られないため、企業レベルの立地情報を用いて地域に配分することとした。『科学技術研究調査』と『工業統計調査』の接合ができない企業は比較的小規模な企業が多く、これらの企業は遠く離れた多くの地域に複数の事業所を持つ企業は少ないと考えられ、後者の対応は合理的な対処であると考えられる。

3.3 TFP の推計

工場レベルの TFP 水準は Good, Nadiri, and Sickles (1997) の方法にしたがって、指数アプローチで推計する。Good, Nadiri, and Sickles (1997) は、各工場の産出量と産業平均産出量の差から、各生産要素について各工場の投入量と産業平均投入量の乖離に各工場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た、Caves, Christensen, and Diewert (1982) タイプの生産性指数に、ディヴィジア指数の離散時間近似による時系列接続方法を導入することによって、同一産業内の工場について、クロスセクションだけでなく時系列方向にも TFP 水準の比較を可能にした。彼らの方法によれば、工場 i の t 期の TFP 水準は、以下の式のように計算される。

$$\ln TFP_{it} = (\ln Q_{it} - \overline{\ln Q}_{s(i),t}) - \sum_{X=L,C,M} \frac{1}{2} (s_{it}^X + \bar{s}_{s(i),t}^X) (\ln X_{it} - \overline{\ln X}_{s(i),t})$$

where $t = 0$,

$$\ln TFP_{it} = (\ln Q_{it} - \overline{\ln Q}_{s(i),t}) - \sum_{X=L,C,M} \frac{1}{2} (s_{it}^X + \bar{s}_{s(i),t}^X) (\ln X_{it} - \overline{\ln X}_{s(i),t}) \quad (5)$$

$$+ \sum_{j=1}^t (\overline{\ln Q}_j - \overline{\ln Q}_{j-1}) - \sum_{j=1}^t \sum_{X=L,C,M} \frac{1}{2} (\bar{s}_{s(i),j}^X + \bar{s}_{s(i),j-1}^X) (\overline{\ln X}_{s(i),j} - \overline{\ln X}_{s(i),j-1})$$

where $t > 0$.

ここで、 Q_{it} は t 年の産業 $s(i)$ に属する工場 i の生産量、 s_{it}^X は生産要素 X のコストシェアであり、 X_{it} は生産要素の投入量をあらわす。ここでは、労働 (L)、資本ストック (C)、中間投入 (M) の 3 つの生産要素を考える。上線の付いた変数は産業 $s(i)$ の t 年の算術平均をあらわす。産業分類は

日本産業生産性（JIP）データベースで用いられている 108 産業のうち、製造業 58 産業とし、同データベースよりデフレータや資本のサービス価格の情報を用いた。なお、労働投入は「都道府県産業生産性（R-JIP）データベース」で推計された各年の都道府県・産業別の労働時間だけでなく労働の質も考慮した。また、基準年は『工業統計調査』のマイクロデータが利用可能な初期時点である 1981 年にした¹⁷。このように計測された TFP 水準は工場間投入シェアの差異の存在や生産物市場における不完全競争を考慮できるという優れた面があるが、規模に対する収穫不変、生産要素市場の完全競争を仮定しなければならないという制約もある。

前述の図 1 は、上記の方法で測定された工場レベルの TFP 水準の 5 年毎の上昇率を、「ドマー・ウェイト」（Domar 1961、Hulten 1978）を用いて企業及び工場の従業者規模別に集計した結果である。ここで、「ドマー・ウェイト」とは各工場の産出額を企業及び工場の従業者規模別の付加価値額の合計で割った値であり、これをウェイトとして各工場の TFP 上昇率を合計した値は集計レベルの付加価値ベースの TFP 上昇率に対応する¹⁸。既に述べたように、1980 年代後半から 1990 年代にかけて TFP 上昇率は鈍化しており、特に小規模企業で成長率の低下が著しいことがわかる。

3.4 企業・製品分野別の R&D ストック の推計

本研究では各企業の R&D ストックを製品分野別に分けて推計し、工場の産業分類に対応させて分析に用いる。『科学技術研究調査』では、「会社」に分類される法人企業のうち資本金 1 億円以上の企業については約 30 分類の製品分野別の R&D 投資額のデータが利用可能であり、これを 21 の製造業に対応する分野に集約して分析に利用した。なお、資本金 1 億円未満の企業については、企業の産業分類に対応する製品分野に R&D 投資額の全額を配分されると仮定した。企業 f の産業 s に関する t 年の期末の R&D ストックは恒久棚卸法を用いて次のように測定する。

$$R_{fst} = I_{fst} + (1 - \delta)R_{fst-1} \quad (6)$$

ここで、 I_{fst} は企業 f の製品分野 s に関する t 年における実質 R&D 投資額（支出額）であり、 δ は R&D ストックの毎年の陳腐化率である。陳腐化率については、1985 年と 2009 年の『民間企

¹⁷ TFP の計測に利用したデータと各変数の作成方法に関しては Fukao, Kim and Kwon (2006)を参照されたい。

¹⁸ 本論文で測定されている工場の生産性はグロス・アウトプット・ベースの生産性である。Domar (1961)は、各産業のグロス・アウトプット・ベースの生産性を集計して経済全体の付加価値生産性を求めるためには、産業の総生産額を経済全体の付加価値合計で割った値（ドマー・ウェイト）を重みとして集計する必要があることを示している。

FHK の元の方法では、当該産業の t 年の生産性は以下のように定義されている。

$$\ln TFP_t = \sum_{i=1}^n \theta_{i,t} \ln TFP_{i,t}, \text{ ただし } \sum_{i=1}^n \theta_{i,t} = 1$$

本論文では各工場の生産性を集計して産業の生産性を求める際、産業レベルの付加価値生産性を求めるため、各工場のシェアをドマー・ウェイト ($D_{i,t}$) にしている。その合計が 1 より大きくなる面で、本論文で採用している集計方法は元の FHK の方法とは異なることに注意されたい。

業の研究活動に関する調査報告』(科学技術庁・科学技術政策研究所)の産業別の「研究開発成果の受益期間」に関する調査結果を用いて推計した¹⁹。図3は全製品分野を合計したR&Dストックの年次推移を示している。

<図3参照>

3.5 市区町村・学術分野別の公的R&Dストックの推計

公的R&Dのスピルオーバー効果の分析には、『科学技術研究調査』(総務省)の「大学等²⁰」及び「非営利団体・公的機関」のデータを用いることとする²¹。デフレータを用いて実質化した各機関の名目内部研究支出額を、学術分野別の研究者数の割合を用いて按分し、学術分野別の実質R&D投資額を推計する。さらに、学術分野別の実質R&D投資額を用いて、次のように恒久棚卸法によってR&Dストックを推計する。

$$\tilde{R}_{hmt} = \tilde{I}_{hmt} + (1 - \delta)\tilde{R}_{hmt-1} \quad (7)$$

ただし、 \tilde{R}_{hmt} は公的機関 h における学術分野 m の t 期におけるR&Dストックであり、 \tilde{I}_{hmt} は研究者数の割合で按分推計した学術分野別の実質R&D投資額である。 δ は陳腐化率であり、先行研究(例えば、Adams and Jaffe, 1996)にしたがって15%と仮定したが、これは科学技術政策研究所が大学及び公的研究機関に在籍する研究者を対象として2012年に実施したアンケート調査から、公的R&Dの陳腐化率を推計した結果(14.3%)ともほぼ一致している²²。図3は全分野の合計の公的R&Dストックの年次推移を示している。

3.6 製品分野間の技術的近接性

各工場の生産性には親企業のR&Dストックのうち、当該工場の産業に合致するR&Dのみならず、他の分野のR&Dストックについても技術的に近ければ一定の効果を与えると考えられる。そこで本研究では、分野間の技術的近さをウェイトとして各工場の親企業の分野別のR&Dストックを合計し、これを技術的近接性を加味した親企業のR&Dストックと定義する。製品分野間の技術的近さはLeten et al. (2007)にしたがい、特許引用データを用いて4桁の国際標準技術分類(IPC)間の技術的関連性を測定し、これをSchmoch et al. (2003)の産業分類と技術分類の対応表を用いて、技術分類を産業分類(NACEの2桁レベル)に変換し、産業間の技術的近さを推計し

¹⁹ 1985年は科学技術庁が実施し、2009年は科学技術政策研究所が実施した。

²⁰ 具体的には、大学の学部(大学院の研究科を含む。)、短期大学、高等専門学校、大学附置研究所及び大学附置研究施設、並びに大学共同利用機関法人及び独立行政法人国立高等専門学校機構を指す。

²¹ 『科学技術研究調査』における「非営利団体・公的機関」のうち、公的R&Dストックの計算に含めたのは「国」、「地方公共団体」、「独立行政法人・特殊法人」であり、「公益法人」と「その他」は除いた。

²² 詳細は文部科学省科学技術政策研究所(2012)「分野別知識ストックに係るデータの収集・分析」(NISTEP NOTE No.1)を参照されたい。

た。その後、NACEの2桁レベルの産業分類を日本産業分類に対応させた。表1は最終的に得られた製品分野間の技術的近さを表す指数である。

<表1参照>

3.7 学術分野と製品分野間の技術的近接性

同様に、公的 R&D ストックから工場が受けるスピルオーバー効果は工場の製品分野と学術分野が技術的に関連しているほど大きくなると考えられる。そこで、学術分野と製品分野間の技術的近接性を Van Looy et al. (2004) によって特許の技術分類ごとの学術分野別の論文の引用件数をベースに開発されたコンコードダンス行列を基に推計する。このコンコードダンスは各学術分野の論文が特許に引用される確率を国際標準技術分類 (IPC) 別に推計したものである。IPC と産業の対応関係については、Schmoch et al. (2003) が開発した NACE 分類と IPC 分類の対応表を基に対応させた。図4は推計方法の概要を示しており、表2は推計された産業と学術分野の技術的近接性を示している。

<図4参照>

<表2参照>

4 長期パネルデータを用いた分析

4.1 推定式

パネルデータを用いた分析では、長期階差モデルを用いることによって、固定効果モデルや1次階差 (first difference) モデルに比べて、測定誤差によるバイアスの影響が緩和されることが知られている (Griliches and Hausman 1986、Branstetter 2000、Haskel et al. 2007)。そのため、次式のように、(1) 式に (2) 式から (4) 式を代入した1次階差モデルの両辺を1987年から2007年まで5年ごとにプールして平均をとり、長期階差モデルの推定を行った。ただし、業種が変化すると TFP の時点間の比較ができなくなり、また所属企業が変化すると企業レベルの R&D ストックとの対応関係が不明確になるため、業種や所属企業に変化があった年は平均値の計算から除いた。つまり、厳密には我々の推計は次式で表される。

$$\begin{aligned}
 & \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left(\frac{z_{it}}{\sum_{t'=\bar{t}}^{\bar{t}+4} z_{it'}} \Delta \ln TFP_{it} \right) \\
 &= \alpha_R \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left(\frac{z_{it}}{\sum_{t'=\bar{t}}^{\bar{t}+4} z_{it'}} \Delta \ln R_{it} \right) + \alpha_S \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[\frac{z_{it}}{\sum_{t'=\bar{t}}^{\bar{t}+4} z_{it'}} \Delta \ln S_{it} \right] \\
 &+ \alpha_P \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[\frac{z_{it}}{\sum_{t'=\bar{t}}^{\bar{t}+4} z_{it'}} \Delta \ln P_{it} \right] + \beta_{RS} \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[\frac{z_{it}}{\sum_{t'=\bar{t}}^{\bar{t}+4} z_{it'}} (\Delta \ln S_{it}) \frac{R_{it}}{Y_{f(i)s(i)t}} \right] \\
 &+ \beta_{RP} \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[\frac{z_{it}}{\sum_{t'=\bar{t}}^{\bar{t}+4} z_{it'}} (\Delta \ln P_{it}) \frac{R_{it}}{Y_{f(i)s(i)t}} \right] + \gamma_R \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[\frac{z_{it}}{\sum_{t'=\bar{t}}^{\bar{t}+4} z_{it'}} \frac{R_{it}}{Y_{f(i)s(i)t}} \right] \\
 &+ \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\pi} + u_{it}
 \end{aligned} \tag{8}$$

ただし、 $\bar{t} = 1987, 1992, 1997, 2002$ とし、 $\Delta(X_t) = X_{t+1} - X_t$ とし、 z_{it} は t 年と $t-1$ 年で工場 i の業種や所属企業に変化がない場合に 1、変化がある場合に 0 をとるダミー変数とする。 $Y_{f(i)s(i)}$ は工場 i が属する企業の製品分野別の売上高（産出額）であり、R&D ストック・売上高比 $R_i/Y_{f(i)s(i)}$ をスピルオーバーに関する「吸収能力」の代理変数とし、他社 R&D スピルオーバーと公的 R&D スピルオーバーとの交差項を説明変数に加えた推定も行った。

\mathbf{X}_{it} はコントロール変数のベクトルであり、TFP 上昇率の産業別平均、産業ダミー、年次ダミーに加え、Klette (1996) や Lokshin et al. (2008) において指摘されているような生産性上昇の収束を捉えるため、初期時点の TFP 水準自然対数値の産業平均自然対数値からの乖離を入れた。また、吸収能力に関する交差項を説明変数に含む推定では、R&D ストック・売上高比もコントロール変数に加えた。

なお、上記の推計式において、 S_{it} と P_{it} はそれぞれ企業間及び公的 R&D スピルオーバーに対する地理的近接性の効果をあらわすパラメータ τ_S 、 τ_P に関して非線形の関数であるため、通常の間帰分析では推定することができない。そこで、非線形最小二乗法を用いて推定した²³。なお、 τ_S および τ_P は 0 以下の値をとるように制約をかけて推定した。

4.2 ベースモデルの推定結果

表 3 に(8)式のベースモデルの推定結果を示す。前述のとおり、被説明変数は対数をとった各工場の TFP 水準の 5 年階差（5 年間の TFP 上昇率）であり、説明変数については、初期 TFP 水準産業内相対値を除き、独立変数は 1 年のラグをとった上で 5 年階差をとっている。推計式[1]は公的 R&D や企業の吸収能力の効果を考えない場合、推定式[2]は公的 R&D の効果を考慮した場合、推定式[3]は更に企業の吸収能力の効果を考慮した場合の結果である。

²³ (3)式及び(4)式で定義される他社 R&D スピルオーバーと公的 R&D スピルオーバーの計算においては、パラメータ τ_S や τ_P を更新する度に、全ての他社あるいは公的機関の R&D ストックを地理的近接性をウェイトとして合計する計算が必要であり、推定にかかる時間が膨大になってしまう。そこで我々は、地理的近接性のウェイト項をテーラー展開によって近似してスピルオーバー変数を作成することにより計算の効率化を計った。例えば、他社 R&D スピルオーバーの測定に用いる工場間の地理的近接性のウェイト $e^{\tau_S d}$ を d の 1 次元関数と考え、次のように \bar{d} の近傍での H 次のテーラー展開を用いて近似する。

$$e^{\tau_S d_{if's't}} \cong \sum_{n=0}^H e^{\tau_S \bar{d}} (\tau_S)^n \frac{(d_{if's't} - \bar{d})^n}{n!}$$

ここでは、 $H = 50$ 、 \bar{d} は 1500 (km) とした。この近似式を (2) 式の他社 R&D スピルオーバーの定義式に代入し、整理すると次式が得られる。

$$S_{it} = \sum_{f' \neq f(i)} \sum_{s'} (R_{f's't} T_{s(i)s'}) e^{\tau_S d_{if's't}} \cong \sum_{n=0}^H \left[e^{\tau_S \bar{d}} (\tau_S)^n \sum_{f' \neq f(i)} \sum_{s'} \left(R_{f's't} T_{s(i)s'} \frac{(d_{if's't} - \bar{d})^n}{n!} \right) \right]$$

ここで、近似前の式においてはパラメータ τ_S の更新に合わせて、各工場ごとに約 1 万にのぼる企業数×製品分野数だけの項を合計する計算が必要である。一方、近似後の式においては $\sum_{f' \neq f(i)} \sum_{s'} (R_{f's't} T_{s(i)s'} (d_{if's't} - \bar{d})^n / n!)$ の部分はパラメータ τ_S に依存しないため、あらかじめ計算しておけば、パラメータ τ_S の更新ごとに必要な足し算の数はたかだか H (=50) となる。

3つの推定式いずれについても、自社 R&D ストックと地理的・技術的に近接した他社の R&D ストックの増加が TFP 上昇に与える効果は正で有意であった²⁴。また、企業間の距離が大きいほど、他社からの R&D スピルオーバーは統計的に有意に減衰するとの結果を得た。

一方、推定式[2]の結果が示すとおり、公的 R&D ストック増加の係数は正だが、有意ではなかった。ただし、推定式[3]の結果によれば、自社 R&D ストック・売上高比率と公的 R&D ストック増加の交差項は正で有意であり、公的 R&D スピルオーバーは吸収能力の高い企業の工場の生産性には正で有意な影響を与えていると考えられる。

<表 3 参照>

企業間の R&D スピルオーバー効果の距離に関する減衰率 τ_S の推定値は推定式[3]の場合、 -0.0053 (1km あたり) であり、これは立地距離が 1km 離れると他社 R&D ストックから受けるスピルオーバー効果がおよそ 0.53% 低下することを示している (100km では $(1 - \exp(-0.0053 \cdot 100)) \cdot 100 = 41\%$ の減衰)。図 5 はこの推定結果に基づく、企業間 R&D スピルオーバー効果の距離に関する減衰率を視覚化したグラフである。

公的 R&D については、地理的な距離拡大による減衰効果を示す係数の推定値は 0 であり、有意でなかった²⁵。スピルオーバーが工場と公的機関間の距離拡大について減衰するとの結果は得られなかった。

また、推定式[3]によれば、工場の TFP の自社 R&D ストックに対する弾力性は 0.022、他社 R&D スピルオーバーに対する弾力性は 0.034 である。一方、公的 R&D スピルオーバーの弾力性は R&D ストックを持たない企業の工場については 0.035 だが R&D ストックの売上高比率が 1% 上昇するごとに 0.0015 上昇するとの結果であった。

コントロール変数については、産業平均の TFP 上昇率の効果は有意に正 (弾力性はおよそ 1)、初期の TFP 水準の産業内相対値の係数は有意に負であった。後者の結果は生産性上昇の収束が起きていることを示している。

<図 5 参照>

²⁴ 「法人企業統計調査」(財務省)と「科学技術研究調査」(総務省)を接合した企業レベルのパネルデータを用いて分析したところ、自社 R&D ストックが企業の生産性に与える効果は Pooled OLS モデルの結果を除いて有意ではなかった(付表 1 を参照)。「法人企業統計調査」と「工業統計調査」では調査対象とする企業が異なるため、単純な比較はできないが、このような工場レベルの分析結果と企業レベルの分析結果の違いが生じた原因の解明は今後の課題の 1 つとしたい。

²⁵ スピルオーバーに関する地理的な距離による減衰効果を示す係数は 0 より大きくならないように制約をかけて推定しており、公的 R&D スピルオーバーに関する係数の推定値は制約条件の端点解となっている。

4.3 TFP 上昇率の要因分解：自社 R&D・企業間 R&D スピルオーバー効果・公的 R&D の寄与

以上表 3 で報告したベースモデルの推定結果に基づいて、存続工場の全国の製造業全体の TFP 上昇率を、技術知識に関する各要因で説明される部分に分解してみよう。ここで、 \bar{t} 年から $\bar{t}+5$ 年の間の存続工場の全国の製造業全体の TFP 上昇率はドマー・ウェイトを用いて次のように定義する。

$$\Delta \ln TFP_{\bar{t}} = \sum_i \left[D_{i\bar{t}} \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} (z_{it} \Delta \ln TFP_{it}) \right] \quad (9)$$

ここで、 $D_{i\bar{t}}$ は工場 i のドマー・ウェイト、すなわち産出額を製造業全体の付加価値額の合計で割った値とする²⁶。なお、 z_{it} は t 年と $t-1$ 年で工場 i の業種や所属企業に変化がない場合に 1、変化がある場合に 0 をとるダミー変数である。表 3 の推定式[3]の結果を使えば、(9)式は次の 4 つの項の加重和として分解できる。

$$\text{自社 R\&D の寄与} = \sum_i \left\{ D_{i\bar{t}} \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} (z_{it} \alpha_R \Delta \ln R_{it-1}) \right\}$$

$$\text{企業間 R\&D スピルオーバーの寄与} = \sum_i \left\{ D_{i\bar{t}} \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[z_{it} \left(\alpha_S + \beta_{RS} \frac{R_{it-1}}{Y_{f(i)s(i)t-1}} \right) \Delta \ln S_{it-1} \right] \right\}$$

$$\text{公的 R\&D スピルオーバーの寄与} = \sum_i \left\{ D_{i\bar{t}} \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[z_{it} \left(\alpha_P + \beta_{RP} \frac{R_{it-1}}{Y_{f(i)s(i)t-1}} \right) \Delta \ln P_{it-1} \right] \right\}$$

$$\text{その他の要因の寄与} = \sum_i \left\{ D_{i\bar{t}} \left[\gamma_R \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left(z_{it} \frac{R_{it-1}}{Y_{f(i)s(i)t-1}} \right) + \mathbf{X}_{i\bar{t}} \boldsymbol{\pi} + u_{i\bar{t}} \right] \right\}$$

図 6 はドマー・ウェイトを用いて集計した存続工場全体の TFP 上昇率の推移に加え、表 3 の推定式[3]の推定結果に基づいて存続工場全体の TFP 上昇率のうち、自社 R&D、企業間 R&D スピルオーバーおよび公的 R&D からのスピルオーバーの寄与とその他の要因の寄与がどのように推移したかを示している。1980 年代の後半から 2000 年代にかけて、R&D が生み出した存続工場の TFP 上昇は低下傾向にあった（1987-1992 年は 1.6%ポイント TFP 上昇に寄与したが、2002-2007 年は 0.6%ポイントの寄与にとどまる）。

各要因の寄与の時間を通じた変化を見ると、1992 年以前は企業間スピルオーバー効果が最も大きかったが、それは 1987-1992 年の 0.8 %から 1992-1997 年の 0.34%へと急落し、1990 年代以降は公的 R&D スピルオーバーの寄与が最も重要になった。一方、自社 R&D の寄与も 1987-1992 年の 0.36 %から 1992-1997 年の 0.19%へと減少している。

²⁶ ドマー・ウェイト $D_{i\bar{t}}$ は \bar{t} 年から $\bar{t}+5$ 年の間の工場 i の産出額の合計の同期間の製造業全体の付加価値額の合計に対する比として定義している。

企業間スピルオーバー効果の寄与や自社 R&D の寄与の減少は、1990 年代以降の経済停滞の下で、民間の R&D ストックの蓄積が低調になったことを反映していると考えられる。脚注 10 でも述べたように、1990 年代以降も民間企業の R&D 支出の GDP 比は比較的高い水準にある。しかし、GDP 自体がほとんど成長していないため、R&D 支出もほとんど増えていない。このため R&D ストックの成長率は 1980 年代と比較して、1990 年代以降大きく下落したのである。

2000 年代になると自社 R&D の寄与は若干上昇しているのに対し、企業間 R&D スピルオーバーの寄与は微減という状況である。一方、公的 R&D スピルオーバーの寄与は 1990 年代前半のバブル崩壊前後には 0.46%から 0.6%に上昇したが、2000 年前後には 0.49%から 0.36%へと減少した。

1992 年以降、公的 R&D スピルオーバーの寄与が最も大きいと推計されるのは、表 3 の推定式 [3]の結果によれば、高い R&D 集約度を持つ企業がその強い吸収能力により公的 R&D から大きなスピルオーバーを享受するためであり、公的 R&D が全ての企業 TFP 上昇に均等に寄与するというわけではないことを示唆する。

また、公的 R&D スピルオーバーの寄与を計算する際に鍵となる、公的 R&D スピルオーバーと研究開発集約度の交差項の推計値は、以下のような問題を持つことに注意する必要がある。第 1 に、先に述べたように公的 R&D については地理的距離による減衰は観測されなかった。このためこの交差項の推計は、学術分野別の公的 R&D と、(特許データから判断して)これと密接な関連がある製品分野の TFP 上昇の関係に決定的に依存している。この交差項の推計値が大きな値になったのは、例えば、日本で公的 R&D が活発に行われている学術分野と(特許データから判断して)密接な関連がある製品分野の工場で、R&D 集約度の大小が TFP 上昇を特に大きく左右するといった現象によって、見せかけの相関が生じているためかもしれない。

第 2 に、我々は海外の R&D を説明変数に含んでいないため、日本で公的 R&D が活発に行われている分野では海外でも活発な公的 R&D が行われており、海外の公的 R&D が日本企業の TFP を上昇させているにもかかわらず、これを日本の公的 R&D の効果と誤認しているのかもしれない。これらの点に関する頑健性のチェックは今後の課題としたい。

<図 6 参照>

4.4 TFP 上昇率の要因分解：自社 R&D の寄与の分解

表 2 はさらに詳細な TFP 上昇率の要因分解を行った結果を示している。

まず、製造業全体で見た自社 R&D 効果が製造業全体の TFP を上昇させる効果は、製造業に属する全企業における R&D に関する資源配分の視点から見ると、製造業全体の R&D ストックの規模拡大効果、R&D の資源配分の効率化(技術的近接性を加味した R&D ストックの企業間・製品分野間配分が、製造業生産高の企業間・製品分野間配分にどれほど近づいたか)の寄与の 2 つ

の要素に分解できる²⁷。

R&D ストックの規模拡大効果の寄与は年々低下しており、これが自社 R&D の寄与の低下の主因であるとみられる。これに対し、企業・製品分野間配分効率化の寄与は 1987-1992 年までは負であったが、バブル崩壊後は正に転じ、年々上昇している。

<表 4 参照>

R&D の企業・製品分野間配分効率化の寄与としてはまず、生産額のシェアが大きい企業・製品分野において R&D が活発化すると製造業全体の TFP 上昇を押し上げる効果をもつ。図 7 をみると、生産額のシェアの大きい企業の製品分野において R&D 投資が相対的に活発であったこと

²⁷ 分解方法を数式で説明しよう。(1) 式より、 t 期から $t+1$ 期の製造業全体の TFP 上昇率における自社 R&D 効果の寄与を次のように定義する（推定式では、過去 5 年分の平均値で計測しているが、数式を簡略化するため以下のようにあらわす）。

$$\text{自社 R\&D 効果の寄与} = \alpha_R \sum_i D_{it} \Delta \ln R_{it-1}$$

ただし、 D_{it} は工場 i の t 期のドマー・ウェイトである。ここで、工場 i の $t-1$ 期の R&D ストックは(2)式の定義より、次のように書き直すことができる。

$$R_{it-1} = \sum_{s'} R_{f(i)s't-1} T_{s(i)s'} = \left(\sum_{f'} \sum_{s'} R_{f's't-1} \right) \left(\frac{\sum_{s'} R_{f(i)s't-1} T_{s(i)s'}}{\sum_{f'} \sum_{s'} R_{f's't-1}} \right)$$

ここで、 $(\sum_{f'} \sum_{s'} R_{f's't-1})$ は $t-1$ 期における全企業の全製品分野の R&D ストックの単純合計である。この式の両辺の自然対数をとって 1 期の階差をとると、 $t-2$ 期から $t-1$ 期にかけての工場 i の R&D ストックの変化率は次のように書ける。

$$\Delta \ln R_{it-1} = \Delta \ln \left(\sum_{f'} \sum_{s'} R_{f's't-1} \right) + \Delta \ln \left(\frac{\sum_{s'} R_{f(i)s't-1} T_{s(i)s'}}{\sum_{f'} \sum_{s'} R_{f's't-1}} \right)$$

右辺第 1 項は、全企業の全製品分野の R&D ストックの規模拡大を示す。右辺第 2 項は、工場 i が属する企業 $f(i)$ が行う R&D 全体が（他製品分野からの波及効果も含めて）当該工場の製品分野 $s(i)$ に及ぼす効果の成長率が、製造業における全 R&D が製品分野 $s(i)$ に及ぼす効果の成長率と比べてどれ程大きいかを表している。企業 $f(i)$ が製品分野 $s(i)$ により集中して R&D を行うようになるほど、この項は大きくなる。

上式を、先の製造業全体の自社 R&D 効果の寄与の合計値の式の $\Delta \ln R_{it-1}$ に代入して整理すると、製造業全体の R&D が自社 R&D 増加の寄与を通じて製造業全体の TFP を上昇させる効果を、次の 2 つの項の和に分解することができる。分かる。

$$\text{R\&D ストックの規模拡大効果} = \alpha_R \left(\sum_i D_{it} \right) \Delta \ln \left(\sum_{f'} \sum_{s'} R_{f's't-1} \right)$$

$$\text{R\&D の企業・製品分野間配分効率化の寄与} = \alpha_R \left(\sum_{i:f(i)=f \& s(i)=s} D_{it} \right) \Delta \ln \left(\frac{\sum_{s'} R_{f(i)s't-1} T_{s(i)s'}}{\sum_{f'} \sum_{s'} R_{f's't-1}} \right)$$

「R&D ストックの規模拡大効果」は全製造業企業の全製品分野における R&D ストック合計額の増加の製造業全体の TFP 上昇への寄与をあらわす。「R&D の企業・製品分野間配分効率化の寄与」は、技術的近接性を加味した R&D ストックの企業・製品分野別成長率が、生産高の高い企業・製品分野で高くなるほど大きくなる。

が、2000年代に入ってから R&D 投資の資源配分の効率化による TFP 上昇への寄与の上昇に影響していると考えられる。次に、我々の弾力性一定のモデルにおいては、R&D 集約度の低い企業ほど R&D 投資の限界効果が高くなるため、R&D 集約度の低い企業で R&D 投資が相対的に増えると資源配分が効率化して TFP 上昇率を高めることになる。しかし、R&D 集約度の低い企業において R&D 投資が増加している傾向は特に見られなかった。

<図 7 参照>

4.5 TFP 上昇率の要因分解：企業間・公的 R&D スピルオーバー効果の寄与の分解

次に表 4 において、企業間スピルオーバー効果の寄与が大幅低下した原因を詳しく見てみよう。表 4 では、企業間 R&D スピルオーバー効果の TFP 上昇率に対する寄与を存続工場の R&D 増加の寄与、工場の新設および退出による近接性の低下の寄与の 3 つの要素に分解している²⁸。

²⁸ (3) 式で定義した他社 R&D スピルオーバーは次のように書き換えることができる。

$$S_{it} = \sum_{f' \neq f(i)} \sum_{s'} T_{s(i)s'} R_{f's't-1} e^{\tau_s d_{if's't}} = \sum_{j: f(j) \neq f(i)} H_{ijt-1} T_{s(i)s(j)} R_{f(j)s(j)t-1} e^{\tau_s d_{ij}}$$

ただし、 j を工場 i にとっての他企業の工場をあらわすインデックスとし、 H_{ijt} は工場 i との工場 j の立地距離 d_{ij} が工場 j が属する企業の同一製品分野の工場と工場 i の距離の中で最小であれば 1 をとり、それ以外の場合は 0 をとる変数である。ここで、3.2 節で定義したように、 $d_{if's't}$ は工場 i の立地と企業 f' の製品分野 s' に属する財を生産する工場との t 年の最短の地理的距離であることに注意されたい。したがって、4.2 節で定義した企業間 R&D スピルオーバー効果の製造業全体の TFP 上昇率への寄与は次のようにあらわすことができる。

企業間 R&D スピルオーバー効果の寄与=

$$\sum_i \left\{ D_{i\bar{t}} \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[\frac{Z_{it}}{S_{it-1}} \left(\alpha_s + \beta_{RS} \frac{R_{it-1}}{Y_{f(i)s(i)t-1}} \right) \sum_{j: f(j) \neq f(i)} \Delta(H_{ijt-1} R_{f(j)s(j)t-1}) T_{s(i)s(j)} e^{\theta d_{ij}} \right] \right\}$$

ここで、 $t-1$ 期または t 期に存在する工場の集合は $t-1$ 期から t 期の存続工場の集合 S_{t-1} 、 $t-1$ 期には存在せず、 t 期にはじめて新設された工場の集合 N_{t-1} 、 $t-1$ 期で退出し、 t 期には存在しない工場の集合 X_{t-1} に分けられるから、上式であらわされる企業間 R&D スピルオーバー効果の寄与はさらに以下の 3 つの項の和としてあらわすことができる。

(1) 存続工場の R&D 増加の企業間 R&D スピルオーバー効果に対する寄与=

$$\sum_i \left\{ D_{i\bar{t}} \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[\frac{Z_{it}}{S_{it-1}} \left(\alpha_s + \beta_{RS} \frac{R_{it-1}}{Y_{f(i)s(i)t-1}} \right) \sum_{\substack{j: f(j) \neq f(i) \\ j \in S_{t-1}}} \Delta(H_{ijt-1} R_{f(j)s(j)t-1}) T_{s(i)s(j)} e^{\theta d_{ij}} \right] \right\}$$

(2) 新設工場の R&D の企業間 R&D スピルオーバー効果に対する寄与=

$$\sum_i \left\{ D_{i\bar{t}} \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[\frac{Z_{it}}{S_{it-1}} \left(\alpha_s + \beta_{RS} \frac{R_{it-1}}{Y_{f(i)s(i)t-1}} \right) \sum_{j: f(j) \neq f(i)} H_{ijt-1} R_{f(j)s(j)t-1} T_{s(i)s(j)} e^{\theta d_{ij}} \right] \right\}$$

(3) 退出工場の R&D の企業間 R&D スピルオーバー効果に対する寄与=

企業間 R&D スピルオーバー効果が減少し、製造業全体の TFP 上昇を減速させたメカニズムとしては、存続工場の R&D 増加ペースの減少（規模拡大効果の低下）以上に、退出工場の負の効果の拡大がより強力に作用したことが分かる。

さらに、図 9 において企業間 R&D スピルオーバーの TFP 上昇率に対する寄与を都道府県別に分解してみた。これによると 1990 年代後半からの退出工場による R&D 消失効果の寄与は東京や神奈川など都市圏に集中していることがわかる。これは、都市部の集積地に立地していた R&D に積極的な企業の比較的生産性の高い工場が閉鎖したり、海外や地方の非集積地に移転したりすることによって、R&D に積極的な企業の工場とそれ以外の工場との間の技術的・地理的な距離が増大し、企業間のスピルオーバー効果の寄与が低下したことを示唆している²⁹。

<図 9 参照>

退出したのは本当に R&D 集約的な企業の工場だったのだろうか。このことを確認するため、図 10 では、退出工場を持つ企業における製品分野別 R&D 集約度（R&D ストック・売上高比率）の各企業・製品分野別の産出額をウェイトとした加重平均値を、存続工場を持つ企業および新設工場を持つ企業の同様の加重平均値と比較してみた³⁰。退出工場を持つ企業の平均的な R&D 集約度は、1990 年代の後半から 2000 年代にかけて上昇しており、存続工場や新設工場の企業よりも高い水準にあることがわかる。

<図 10 参照>

一方、公的 R&D スピルオーバーの寄与は、より詳細には研究主体として大学等と公的機関の寄与に分解することができる。図 11 は公的 R&D スピルオーバーの TFP 上昇率への寄与を R&D

$$-\sum_i \left\{ D_{i\bar{t}} \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[\frac{z_{it}}{S_{it-1}} \left(\alpha_s + \beta_{RS} \frac{R_{it-1}}{Y_{f(i)s(i)t-1}} \right) \sum_{\substack{j:f(j)\neq f(i) \\ j \in X_{t-1}}} H_{ijt-2} R_{f(j)s(j)t-2} T_{s(i)s(j)} e^{\theta d_{ij}} \right] \right\}$$

²⁹ Fukao et al. (2011) は生産性の高い企業と低い企業の立地選択を比較し、生産性の高い企業が新規立地にあたって、賃金率や地価の高い産業集積地よりも、生産性が低い地域を選ぶ傾向がある一方、生産性の低い企業は産業集積地等、生産性の高い地域に立地する傾向があるとの結果を得ている。彼らは、中小企業と異なり大企業は、産業集積やインフラ・ストラクチャーの不足を乗り越える能力を持つため、賃金率や地価の安い地方や途上国を選ぶ傾向があるのではないかと推測している。

³⁰ 具体的には、 S_t を t 期から $t+1$ 期の存続工場の集合、 N_t を t 期には存在せず、 $t+1$ 期にはじめて新設された工場の集合、 X_t を t 期で退出し、 $t+1$ 期には存在しない工場の集合とし、存続・新設・退出工場を持つ企業における製品分野別 R&D 集約度（R&D ストック・売上高比率）の各企業・製品分野別の産出額をウェイトとした加重平均値をそれぞれ次のように定義した。

$$\frac{\sum_{i \in S_t} Y_{f(i)s(i)t} \frac{R_{it}}{Y_{f(i)s(i)t}}}{\sum_{i \in S_t} Y_{f(i)s(i)t}}, \quad \frac{\sum_{i \in N_t} Y_{f(i)s(i)t} \frac{R_{it}}{Y_{f(i)s(i)t}}}{\sum_{i \in N_t} Y_{f(i)s(i)t}}, \quad \frac{\sum_{i \in X_t} Y_{f(i)s(i)t} \frac{R_{it}}{Y_{f(i)s(i)t}}}{\sum_{i \in X_t} Y_{f(i)s(i)t}}$$

ただし、 R_{it} は (2) 式で定義される工場 i の R&D ストック、 $Y_{f(i)s(i)t}$ は工場 i と同一の企業及び製品分野に属する工場の産出額の合計である。

の実施主体として大学等と公的機関に分けた結果である。2000年代の公的 R&D スピルオーバーの寄与の低下は公的機関の寄与の減少による部分が大きいことがわかる。

<図 11 参照>

4.6 TFP 上昇率の要因分解：製品分野・学術分野別 R&D の投資対効果

企業の R&D と公的部門の R&D をそれぞれ製品分野別、学術分野別に分けて、TFP 上昇率への寄与を分析してみよう。表 5 は表 3 の推定式[3]の結果にもとづき、製品分野別の企業 R&D ストックの合計と 5 年ごとの実質 R&D 純投資額の合計のそれぞれの推移を示すとともに、各製品分野の企業 R&D の製造業全体の TFP 上昇率への寄与を示している。この TFP 上昇率の寄与は自社 R&D 効果と企業間 R&D スピルオーバー効果の寄与の合計である。また、表 5 の右側から 2 番目のブロックはこのように試算した製品分野別 R&D の TFP 上昇率への寄与に基づき、将来にわたっての TFP 上昇による製造業全体の実質付加価値額増加の割引現在価値を求めた結果を示しており、この計算においては当該製品分野以外の企業 R&D ストックの成長率は 0%と仮定し、その他の要因の変動は一切ないものと仮定した。なお、割引率は 5%とした。表 5 の右側のブロックはそれら実質付加価値額増加の割引現在価値を各 R&D 純投資額で割ることにより、製品分野別の R&D 投資対効果を計算した結果である。

一方、表 6 は表 5 と同様に、表 3 の推定式[3]の公的 R&D スピルオーバーが工場の生産性上昇に与える効果の推定結果に基づき、1986-2006 年までの学術分野別の公的 R&D ストックの合計、5 年ごとの実質 R&D 純投資額、それら学術分野別 R&D 投資による 1 年のラグをともなった製造業全体の TFP 上昇への寄与、その TFP 上昇が将来にわたってもたらす実質付加価値額増加の割引現在価値（割引率 5%）及びその投資対効果をあらわしている。

製品分野別としては「自動車製造業」向けの R&D の寄与が最も大きく、次いで「情報通信機械器具製造業」向けの寄与が大きい。なお、これら 2 つの製品分野は R&D ストックの蓄積も非常に大きな分野である。一方、「食料品製造業」は R&D ストックの蓄積は相対的に小さいが、同分野向けの R&D 投資の製造業全体の TFP 上昇への寄与は 3 番目に大きい。これは「食料品製造業」の付加価値のシェアが大きいためであると考えられる。

なお表 3 の推定式[3]の結果によれば、企業の R&D は公的 R&D からスピルオーバーを受けるためにも重要な意味を持っている。しかし、表 5 に示した R&D の投資対効果はこの効果を考慮していない。また国内企業の R&D が海外子会社の生産性を上昇させる効果も考慮していない。これらの点で、表 5 は企業 R&D の経済効果全体をカバーしていないことに注意する必要がある。

<表 5 参照>

次に、表 6 において学術分野別の公的 R&D の製造業全体の TFP 上昇率への寄与をみると「電気・通信」、「その他工学」、「医学」、「生物学」などの分野の R&D が 1980 年代後半から 2000 年代の製造業の TFP 上昇率への寄与が大きい。特に、「電気・通信」分野の投資対効果が大きく、

また近年は「材料科学」の分野の寄与及び投資対効果が大きいことが特徴的であった（「材料科学」は1990年代の後半から調査が始まったため、1997年以前はTFP上昇への寄与が測定できない）。また、「応用化学」はR&Dのシェアは小さいものの投資対効果は最も大きい分野であった。ただし、これら分野別のTFPへの影響の違いは分野間の技術的近さの測定方法に大きく依存しており、本論文では特許の引用データを用いていることから、特許引用にあらわれない技術的な関係性については考慮していないことに注意されたい。

<表6参照>

4.7 本社及び研究所の立地とR&Dスピルオーバー

工場はR&Dの成果の利用場所であるとすれば、R&D活動自体は工場ではなく本社や研究所で行われている可能性がある。そのため、本社や研究所との距離はR&Dストックの工場の生産性への弾力性に影響している可能性がある。さらには、他社R&Dストックや公的R&DのストックからのスピルオーバーがR&D活動が行われる本社や研究所を通じて、工場の生産性に影響している場合、本社や研究所との距離によって工場のR&Dスピルオーバーの吸収能力が異なるかもしれない。そこで、表7ではそれぞれ本社と研究所との工場の地理的な距離と自社R&Dストック、他社R&Dスピルオーバー、公的R&Dスピルオーバーとの交差項を説明変数として導入することにより、これらの仮説を検証してみた。

まず、本社からの距離と他社R&Dスピルオーバーとの交差項は有意に負であった。この結果は、本社から近い工場ほど他社のR&Dストックからのスピルオーバー効果が大きいことを示唆している。一方、自社研究所からの距離については、自社R&Dストックとの交差項が有意に負であった³¹。この結果は、自社の研究所からの距離が近い工場ほど自社R&Dストックの効果を強く受けることを示唆している。

他方、本社からの距離及び自社研究所からの距離と公的R&Dスピルオーバーとの交差項は有意に正であった。ここでも公的R&Dスピルオーバーの恩恵に関する地理的な近接性の影響は明確でない。

<表7参照>

5 企業間R&Dスピルオーバーにおける「関係的近接性」の効果

取引関係及び資本関係に関する企業間の関係特殊な近接性によるスピルオーバー効果については前述のとおり、データの制約のため、2007年の1時点のデータのみを用いて検証する。推定式は次のとおりである。

³¹ 複数の研究所を持つ企業の場合、各工場から最も近い研究所からの距離を用いた。また、研究所を持たない企業の工場の場合には、研究所からの距離は0とするとともに、別途研究所を持つ企業の工場は1をとるダミー変数を加えて、研究所の有無による生産性の違いはコントロールした。

$$\ln TFP_i = \alpha_R \ln \left[\sum_{s'} (R_{f(i)s'} T_{s(i)s'}) \right] + \alpha_S \ln \left[\sum_{f' \neq f(i)} \sum_{s'} (R_{f's'} w_{if's't} T_{s(i)s'}) \right] + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\pi} + e_i \quad (10)$$

ここで、左辺の $\ln TFP_i$ は 2007 年における工場 i の全要素生産性の自然対数であり、右辺の第 1 項は自社 R&D ストックの効果、第 2 項の企業間 R&D スピルオーバーの効果を示す。 $R_{f(i)s'}$ は工場 i を所有する企業 $f(i)$ の製品分野 s' に関する R&D ストック、 $R_{f's'}$ はその他企業 f' の製品分野 s' に関する R&D ストックであり、1 年のラグを仮定して 2006 年時点の値を用いる。 $T_{s(i)s'}$ は製品分野間の技術的近接性をあらわし、前節の分析で用いたものと同様である。 \mathbf{X}_i はその他のコントロール変数であり、産業ダミーの他、1 年前の企業レベルの R&D ストックが 0 であれば 1 をとるダミー変数を加えている。これは『科学技術研究調査』では、R&D 活動の実施有無やどのような支出を R&D 投資に含めるかは回答企業の主観的判断に依存する部分が多いため、R&D 活動及び R&D 投資を実施していないと回答した企業の中には R&D を行っているものの、それを認識していない企業が一定数存在する可能性を考慮するためである。

本節の分析の前節のベースモデルとの違いとして、企業間の取引関係及び資本関係によって規定されるウェイトが $w_{if's't}$ として加わっている。

5.1 取引関係・資本関係を通じた R&D スピルオーバー効果

まず、取引関係の有無による企業間スピルオーバーの効果の違いに注目し、 $w_{if's't}$ を次のように特定化した分析を行う。

$$w_{if's't} = \sigma_{RO} e^{\tau_{RO} d_{if's'}} RO_{if's't} + \sigma_{RT} e^{\tau_{RT} d_{if's'}} RT_{f(i)f't} \quad (11)$$

ここで、 $RO_{f(i)f't}$ は企業 f' が企業 $f(i)$ の取引関係のない企業（仕入先でもなく、販売先でもない企業）であれば 1 をとる変数であり、 $RT_{f(i)f't}$ は企業 f' が企業 $f(i)$ の仕入先または販売先であれば 1 をとる変数である。表 8 の推定式[1]は (11) 式を (10) に代入したモデルの推定結果を示している。なお、パラメータの識別のため、取引関係のない企業の R&D ストックにかかる係数 σ_{RO} に制約をかけており、取引関係のある企業の R&D にかかる係数 σ_{RT} が取引関係のない企業の R&D にかかる係数 ($\sigma_{RO} = 1$) と等しいかどうか（すなわち、帰無仮説は $\sigma_{RT} = 1$ ）、を仮説検定している。

表 8 の推定式[1]の推定結果をみると、取引先の R&D ストックの係数は正に有意であり、取引関係のない企業からの R&D スピルオーバーに比べて、取引先企業の R&D から受けるスピルオーバー効果が有意に大きいことを示している。また、距離に関するスピルオーバー効果の減衰率は取引先以外からのスピルオーバーについては負に有意であるが、取引先の場合は 0 となった³²。この結果は取引関係のある企業間での R&D スピルオーバーについては、地理的な近接性は

³² 前節の分析と同様に、スピルオーバーに関する地理的な距離による減衰効果を示す係数は 0 よ

重要でないことを示唆している。

また、「1 期前の自社 R&D ストックなしダミー」の係数は正に有意である。推定値は 0.0745 であるため、自社 R&D ストックの自然対数値の係数 0.0136 と合わせて解釈すれば、自社 R&D ストックが 240 万円以下の工場よりも自社 R&D ストックが 0 の工場の方が TFP の期待値が高いことをあらわしている ($\exp(0.0745/0.0136) = 238$)。これは、データ上では R&D 投資を全く行っていない企業であっても、そのうちの一定数の企業において自らは R&D 活動とは認識せずに実質的な R&D 投資が行われている可能性を示している。

<表 8 参照>

さらに、取引先に加えて、資本関係の有無によるスピルオーバー効果の違いを区別してウェイトを次のように特定化した分析を行う。

$$w_{if's'} = \sigma_{RO} e^{\tau_{RO} d_{if's'}} RO_{f(i)f'} + \sigma_{RTO} e^{\tau_{RTO} d_{if's'}} RTO_{f(i)f'} + \sigma_{RTS} e^{\tau_{RTS} d_{if's'}} RTS_{f(i)f'} \quad (12)$$

ここで、 $RTO_{f(i)f'}$ は企業 f' が企業 $f(i)$ の取引先であるが資本関係がない場合に 1 をとるダミー変数であり、 $RTS_{f(i)f'}$ は企業 f' が企業 $f(i)$ の取引先でかつ株主であれば（企業 f' が企業 $f(i)$ の株式を保有していれば）1 をとるダミー変数である。表 8 の 推定式[2]が (12) 式を (10) 式に代入したモデルの推定結果を示している。なお、推定式[1]の場合と同様に、 $\sigma_{RO} = 1$ と制約をかけて推定し、 σ_{RTO} と σ_{RTS} については取引関係のない企業の R&D にかかる係数 ($\sigma_{RO} = 1$) と等しいかどうか、を仮説検定している。

推定結果は、取引先企業からの R&D のスピルオーバー効果は、取引相手が自社の株主である場合の方が、取引相手が自社の株主でない場合よりも、より大きいことを示している（株主である取引先からの R&D スピルオーバー効果は株主でない取引先の場合と比べて約 3 倍大きい）。これは、資本関係を結ぶことによって取引先に対する技術提供を積極的に行うインセンティブが増大することを示唆していると考えられる。これは、取引先の株主であれば、技術提供した際のライバル企業への技術流出のリスクを直接抑えることができることや、取引先の生産性改善による利益が内部化されることが影響しているかもしれない。

5.2 取引関係のタイプを分けた分析

また、さらに、株主である取引先企業について、さらに仕入先と販売先を区別して近接性ウェイトを次のように特定化する。

$$w_{if's'} = \sigma_{RO} e^{\tau_{RO} d_{if's'}} RO_{f(i)f'} + \sigma_{RSO} e^{\tau_{RSO} d_{if's'}} RSO_{f(i)f'} + \sigma_{RSS} e^{\tau_{RSS} d_{if's'}} RSS_{f(i)f'} + \sigma_{RCO} e^{\tau_{RCO} d_{if's'}} RCO_{f(i)f'} + \sigma_{RCS} e^{\tau_{RCS} d_{if's'}} RCS_{f(i)f'} \quad (13)$$

り大きくなるように制約をかけて推定しており、この結果は制約条件の端点解となっていることを示している。

ここで、 $RSS_{f(i)f't}$ は企業 f' が企業 $f(i)$ の株主であり（企業 f' が企業 $f(i)$ の株式を保有しており）、かつ仕入先であれば1をとるダミー変数であり、 $RCS_{f(i)f't}$ は企業 f' が企業 $f(i)$ の株主かつ販売先であれば1をとる変数である。反対に、 $RSO_{f(i)f't}$ 及び $RCO_{f(i)f't}$ は企業 f' が企業 $f(i)$ の株主でなく、それぞれ仕入先及び販売先であれば1をとるダミー変数である。表8の推定式[3]が(13)式を(10)式に代入したモデルの推定結果を示している。なお、推定式[1]の場合と同様に、 $\sigma_{RO} = 1$ と制約をかけて推定し、 σ_{RSO} 、 σ_{RCO} 、 σ_{RSS} 、 σ_{RCS} については0以上となるように制約をかけて推定し、取引関係のない企業のR&Dにかかる係数（すなわち1）と等しいかどうか、を仮説検定した結果が示されている。

推定結果によれば、販売先企業からのR&Dスピルオーバー効果は自社の株主であるか、ないかにかかわらず有意に正であるのに対し、仕入先企業からのR&Dスピルオーバー効果は仕入先企業が自社の株主である場合のみ有意に正となっており、株主でない仕入先からのR&Dスピルオーバー効果はほとんどないことを示している³³。これは、販売先からのR&Dスピルオーバーの場合と比べて、仕入先からのR&Dスピルオーバーの場合には資本関係の有無がより重要であることを示唆している。中間財を投入する企業にとって、中間財の品質やそれを規定する製法は自社の製品の品質を決定する死活問題であり、顧客企業は供給者の品質や生産効率を改善する技術提供を積極的に行っている可能性がある。一方、R&Dを積極的に行っている中間財供給企業は、資本関係のある顧客に対しては積極的に技術提供を行うことでサプライ・チェーン全体の生産性を高めるインセンティブを持つが、資本関係がない顧客に対してはライバル企業への技術の漏出のリスクが増大する等の理由から積極的に技術提供を行うインセンティブは小さいのかもしれない。

6 結論

本研究では、日本の製造業の工場レベルのパネルデータを、民間企業と公的機関の研究開発投資に関するマイクロデータと接続し、1987–2007年の研究開発（R&D）ストックが工場レベルの生産性に与える効果について定量的な分析を行った。本研究の特徴として、企業間のR&Dスピルオーバーに加え、公的R&Dのスピルオーバーが民間企業の生産性に与える効果について分析を行うとともに、R&Dスピルオーバーがどのような経路を通じて起きるのかについて、技術的近接性・地理的近接性・関係的近接性（取引関係・資本関係）の3つの概念に注目して分析を行った。

本研究の分析結果を要約すると、以下のようにまとめられる。第1に、1987–2007年の長期データを用いた回帰分析の結果から、次のような点が明らかとなった。まず、工場の生産性は

³³ 株主でない仕入先からのR&Dにかかる係数 σ_{RSO} の推定結果は端点解である0であったため、 τ_{RSO} は識別不能となり推定されていない。

自社の R&D ストックのみならず、技術的に近接する他社の R&D から影響を受けており、さら「吸収能力」の高い企業（R&D 集約度の高い企業）の工場の生産性は技術的に関連する分野における公的研究機関の R&D にも影響を受けている。地理的な近接性は企業間 R&D のスピルオーバー効果を強め、R&D の企業間スピルオーバーの地理的な範囲は限定されている。また、自社 R&D 効果及び企業間 R&D スピルオーバー効果は本社や研究所との立地の近接性に依存している。具体的には、本社に近い工場ほど企業間 R&D スピルオーバー効果の恩恵が大きく、自社研究所に近い工場ほど自社 R&D の TFP 上昇率への効果が大きい。

第 2 に、上記の分析結果にもとづいて、1987-2007 年の製造業全体の TFP 上昇率の要因分解すると次のような点が明らかとなった。まず、1987-2007 年の製造業全体の TFP 上昇率は低下しているが、その主たる原因は、バブル崩壊前後の企業の R&D 投資の落ち込みに加えて、企業間 R&D スピルオーバーの低下によるものであった。なお、企業間 R&D スピルオーバーの低下の主因は R&D ストックの増加率が低迷したことに加え、東京や神奈川、大阪など都市部において R&D 集約的な企業の工場が退出したことであった。また、企業の R&D と公的 R&D をそれぞれ製品分野別、学術分野別に分けて、TFP 上昇率への寄与を分析した結果によれば、製品分野別においては「自動車製造業」と「情報通信機械器具製造業」が製造業全体の TFP 上昇率に大きく寄与し、学術分野別においては「電気・通信」、「その他工学」、「医学」、「生物学」、「材料科学」の寄与が大きかった。

第 3 に、企業間の取引関係・資本関係に関する 2007 年の 1 時点のデータのみを用いた回帰分析の結果によれば、企業間の「関係的近接性」（取引関係と資本関係の有無）が企業間の R&D スピルオーバー効果の大きさに影響している。具体的には、仕入先企業または販売先企業の R&D ストックが大きい企業の工場ほど TFP が高く、また、このような取引相手からの企業間 R&D スピルオーバーは取引相手が株主である場合にはさらに大きくなる。これらの結果は、民間企業の R&D に対する公的支援を実施した場合、その効果は直接の支援先の企業にとどまらず、企業間の取引関係及び資本関係を通じて、他企業・他産業に波及する可能性があることを示唆している。

以上の分析結果によれば、製造業の TFP 上昇を再生させる上では、次のような政策が重要と考えられる。

- 1) R&D 集約的な大企業の海外移転を減速させ、また国内回帰を促す。このためには法人税減税や環太平洋戦略的経済連携協定（TPP）の締結等により、国内立地を魅力的にする必要があろう。
- 2) 産業集積地への R&D 集約的な大企業の進出を促し、地域に立地する工場に対する R&D スピルオーバーを促進する。
- 3) 都市部に取り残された中小企業の R&D 支出を支援することにより、大企業からの R&D ス

スピルオーバーに依存しない自立的な生産性上昇を促すとともに、公的 R&D に対する吸収能力を向上させる。

- 4) 企業活動との技術的近接性が大きい分野の大学及びその他公的機関の R&D 支出を増大する。
- 5) 多くの企業と取引関係・資本関係をもち、R&D スピルオーバーの波及効果が大きいと考えられる企業の R&D 支出を支援する。

しかしながら、本研究にはいくつかの限界と残された課題もある。まず第 1 に、我々の研究では、公的 R&D が、R&D 集約的な企業に属する製造業工場の TFP 上昇に大きな寄与をしているとの結果を得た。ただしこの結果は、地理的距離がスピルオーバーを減衰させる効果が観察されないこと、海外の公的 R&D の効果を考慮していないこと、学術分野別公的 R&D が製品分野別の生産に与える効果を、特許における学術論文に関する引用件数に基づく技術的近接性行列に基づいて測定しているが、この行列の頑健性について検証していないこと、等から判断して、まだ暫定的な結果である。

また、公的 R&D の製造業へのスピルオーバーの経路についても、より明確にするような分析も必要である。公的 R&D の経済効果について理解を深めるためには、大学等の公的機関における R&D が具体的にどのような経路・形式を通じて、どのような企業の生産性に影響をもたらしているのか、さらなる分析が必要であると考えられる。例えば、企業と大学との間の産学連携の取り組みに関するデータを用いることができれば、より明示的にスピルオーバー効果の検証を行うことが可能となろう。

本研究の結果によれば、地理的距離が公的 R&D スピルオーバーを減衰させる効果が観察されなかったが、先行研究（例えば、Anselin, Varga and Acs 1997 等）では企業における特許の生産には大学との近接性が重要であることが示されている。そのため、大学や公的研究機関の立地を検討するにあたっては、工場の生産性に与える効果のみならず、これら公的 R&D スピルオーバーが企業における研究活動の生産性に及ぼす影響も考慮に入れる必要がある。

また、本研究では、5 年間の生産性上昇率に対する 1 年のラグをともなった 5 年間の R&D ストックの増加率の効果を分析しているが、特に、大学等の公的部門における研究の多くは研究成果が出るのに 10 年あるいはそれ以上かかり、その実用化のためにはその後さらに長い時間がかかる場合も多いと考えられる。そのため、この観点からは公的 R&D の効果については、過小評価している可能性もある。

第 2 に、自社 R&D の効果や企業間の R&D スピルオーバー効果に関する実証結果についても、同様の残された課題がある。具体的には、海外における日本企業や外国企業の R&D の効果を考慮しておらず、製品分野間の技術的近接性については、特許間の引用情報に基づく行列を使って分析を行っているが、この行列の頑健性もまだ検証していない。

また、本研究の分析結果は、取引関係や資本関係の有無が企業間の R&D スピルオーバーと関

係していることを示唆しているが、この分析はデータの制約から 2006 年の 1 時点のデータによる分析に限定されている。そのため、取引先や資本関係のある企業の R&D がスピルオーバーして生産性を高めているのではなく、生産性の高い工場が R&D を積極的に行っている企業と取引関係や資本関係を結ぶことができる、という逆の因果関係を包含してしまっており、スピルオーバー効果が過大に推計されている可能性がある（産業連関表を用いて産業レベルで取引関係と R&D スピルオーバーの関係を分析したところ、川上から川下産業へのスピルオーバー効果（中間財の供給業者から顧客産業へのスピルオーバー効果）は正で有意だが、川下から川上産業（顧客から供給業者）へのスピルオーバーは逆に負であった）。企業間の取引関係や資本関係に関するデータを長期に拡張してパネルデータで分析することや適切な操作変数を導入した分析を行うことも重要な課題の 1 つである。

第 3 に、これら企業間・公的 R&D スピルオーバーの TFP 上昇率への効果は吸収能力以外の企業特性や産業特性によっても異なる可能性があるが、本研究ではこれらの効果は企業間・産業間で同一であると仮定して分析を行っている。特に、企業や産業間でのサプライ・チェーンや分業の構造や産学連携への取り組み方には違いがあると考えられ、これらの要因は R&D スピルオーバーの地理的範囲やスピルオーバーが TFP に与える効果に影響している可能性がある。地域の産業集積や産学連携に関して政策的含意を深めるためには、このような企業間・産業間でのスピルオーバー効果の異質性について、より精緻な分析を行うことも今後の課題として挙げられる。

謝辞

本論文作成にあたり、“HIT-TDB-RIETI International Workshop on the Economics of Interfirm Networks” での討論者の経済産業研究所の森川正之氏、“Workshop on Intangibles, Innovation Policy and Economic Growth” での討論者の松浦寿幸氏、一橋大学経済研究所定例研究会での討論者の岡室博之氏、また、経済産業研究所 DP 検討会、“CAED Conference 2012” 及び “Third Asia-Pacific Innovation Conference (APIC2012)” 等、これらのワークショップ・研究会の参加者の方々から、大変有益なコメントを頂いた。深く感謝したい。

参考文献

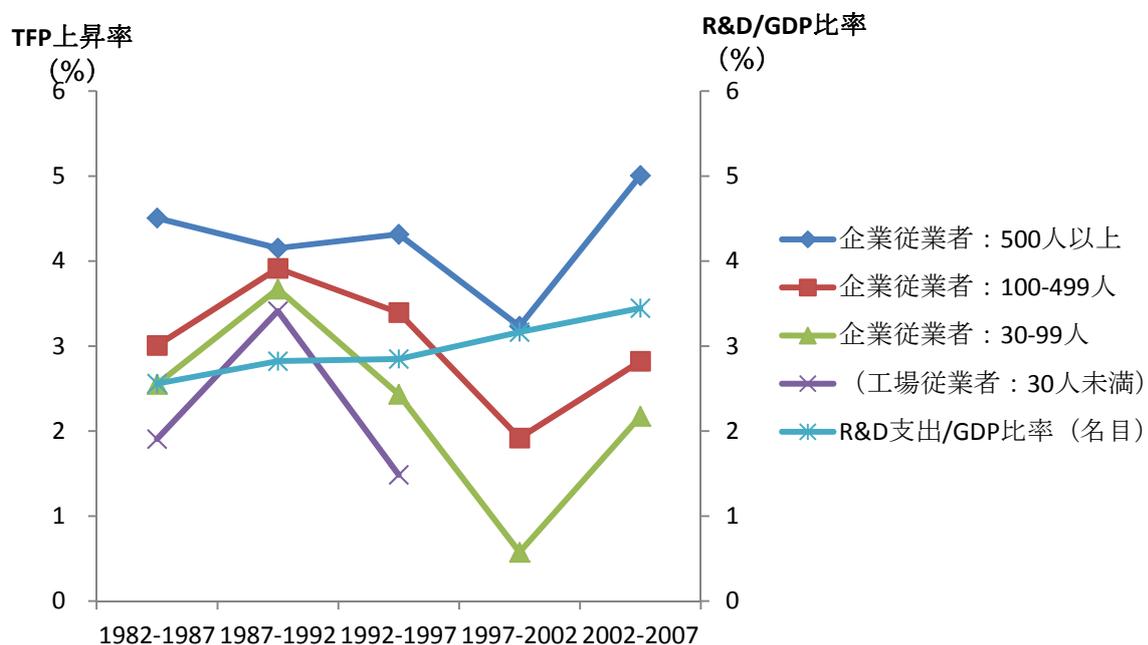
- 浅沼万里（1997）『日本の企業組織革新的適応のメカニズム-長期取引関係の構造と機能』、東洋経済新報社。
- 伊藤忠雄（1993）「円の中の2点間の距離の期待値について」『オペレーションズ・リサーチ：経営の科学』 38(1)、pp. 41-43。
- 金榮慤・権 赫旭・深尾 京司（2007）「企業・工場の参入・退出と産業レベルの生産性」『経済産業研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ』、# 07-J-022、経済産業研究所。
- 金 榮慤・深尾京司・牧野達也（2010）『失われた20年』の構造的な原因」一橋大学経済研究所編『経済研究』 61(3)、pp. 237-260。
- 深尾京司（2012）『失われた20年と日本経済：構造的な原因と再生への原動力の解明』日本経済新聞出版社。
- Adams, J. D. & Jaffe, A. B., 1996. Bounding the effects of R&D: An investigation using matched establishment-firm data. *Rand Journal of Economics*, 27, pp.700-721.
- Adams, J., 1990. Fundamental stocks of knowledge and productivity growth. *Journal of Political Economy*, 98, pp.673-702.
- Aldieri, L. & Cincera, M., 2009. Geographic and technological R&D spillovers within the triad: micro evidence from US patents. *Journal of Technology Transfer*, 34(2), pp.196-211.
- Anselin, L., Varga, A. & Acs, Z., 1997. Local geographic spillovers between university research and high technology innovations. *Journal of Urban Economics*, 42, pp.422-448.
- Bloom, N., Schankerman, M. & Van Reenen, J., 2010. Identifying technology spillovers and product market rivalry. Working Paper.
- Branstetter, L., 2000. Vertical Keiretsu and knowledge spillovers in Japanese manufacturing: an empirical assessment. *Journal of the Japanese and International Economies*, 14(2), pp.73-104.
- Caballero, R., Hoshi, T. & Kashyap, A., 2008. Zombie lending and depressed restructuring in Japan. *American Economic Review*, Vol. 98, pp. 1943-77.
- Cassiman, B. & Veugelers, R., 2006. In search of complementarity in innovation strategy: Internal R&D and external knowledge acquisition. *Management Science*, 52(1), pp.68-82.
- Caves, D. W., Christensen, L. R. & Diewert, W. E., 1982. The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity. *Econometrica*, Vol.50, pp.1393-1414.
- Cockburn, I. & Henderson, R., 1998. Absorptive capacity, coauthoring behavior, and the organization of research in drug discovery. *Journal of Industrial Economics*, Vol.46, pp.157-182.
- Cohen, W. M. & Levinthal, D. A., 1990. Absorptive capacity: a new perspective on learning and innovation. *Administrative Science Quarterly*, 35(1), Special Issue: Technology, Organizations, and Innovation, pp.128-152.

- Crespi, G., Criscuolo, C., Haskel, J. & Slaughter, M., 2007. Productivity growth, knowledge flows and spillovers. CEP Discussion Papers, 0785.
- Domar, E. D., 1961. On the measurement of technological change. *The Economic Journal*, 71(284), pp.709-729.
- Foray, D. & Lissoni, F., 2010, University research and public-private interaction. In B. Hall and N. Rosenberg eds, *Handbook of The Economics of Innovation*, vol.1, North-Holland.
- Fukao, K., Ikeuchi, K., Kim, Y.G. & Kwon, H.U., 2011. Do more productive firms locate new factories in more productive locations? An empirical analysis based on panel data from Japan's Census of Manufactures. *RIETI Discussion Paper Series* No.11-E-068
- Fukao, K., Kim, Y.G. & Kwon, H.U., 2006. Plant turnover and TFP dynamics in Japanese manufacturing. *Hi-Stat Discussion Paper Series*, No.180.
- Fukao, K. & Kwon, H.U., 2006. Why did Japan's TFP growth slow down in the lost decade? An empirical analysis based on firm-level data of manufacturing firms. *Japanese Economic Review*, Vol.57, no.2, pp. 195-228.
- Fukao, K. & Kwon, H.U., 2011. The key drivers of future growth in Japan, presentation prepared for the CCJ Growth Strategy Task Force White Paper, June 10, 2011.
- Furman, J., Kyle, M., Cockburn, I. & Henderson, R., 2005. Public & private spillovers, location and the productivity of pharmaceutical research. *Annales d'Economie et de Statistique*, 79-80, pp.165-188.
- Good, D. H., Nadiri, M. I. & Sickles, R. C., 1997. Index number and factor demand approaches to the estimation of productivity. In M.H. Pesaran and P. Schmidt eds, *Handbook of Applied Econometrics: Vol. 2. Microeconometrics*, Oxford, England: Basil Blackwell, pp.14-80.
- Görg, H. & Strobl, E., 2001. Multinational companies and productivity spillovers: a meta- analysis. *The Economic Journal*, 111, pp.F723-F739.
- Goto, A. & Suzuki, K., 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*, 71, pp.555-564.
- Griliches, Z., 1979. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth. *Bell Journal of Economics*, Vol.10, pp. 92-116.
- Griliches, Z. & Hausman, J. A., 1986. Errors in variables in panel data. *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.93-118.
- Hall, B.H., Mairesse, J. & Mohnen, P., 2010. Measuring the returns to R&D. In B. Hall & N. Rosenberg, eds. *Handbooks in Economics: Economics of Innovation Volume 2*. North-Holland, pp. 1034-1074.
- Haskel, J., Pereira, S. & Slaughter, M., 2007. Does inward foreign investment boost the productivity of domestic firms? *Review of Economics and Statistics*, 89(3), pp.482-496.
- Hulten, C. R., 1978. Growth accounting with intermediate inputs. *Review of Economic Studies*, 45(3), 511-518.
- Jaffe, A. B., 1989. Real effects of academic research. *American Economic Review*, 79, pp.957-970.

- Jaffe, A. B., Trajtenberg, M. & Henderson, R., 1993. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations. *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp.577-598.
- Javorcik, B. S., 2004. Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages. *American Economic Review*, 94(3), pp.605-627.
- Klette, T. J., 1996. R&D, scope economics, and plant performance. *Rand Journal of Economics*, 27, pp.502-522.
- Kugler, M., 2006. Spillovers from foreign direct investment: Within or between industries? *Journal of Development Economics*, 80, pp.444-477.
- Kwon, H.U., Narita, F. & Narita, M., 2009. Resource reallocation and zombie lending in Japan in the '90s. *RIETI Discussion Paper Series* 09-E-052.
- Leten, B., Belderbos, R. & Van Looy, B., 2007. Technological diversification, coherence, and performance of firms. *Journal of Product Innovation Management*, 24(6), pp. 567–579.
- Lokshin, B., Belderbos, R. & Carree, M., 2008. The productivity effects of internal and external R&D: evidence from a dynamic panel data model. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(3), pp.399-413.
- Nishimura, K.G., Nakajima, T. & Kiyota, K., 2005. Does the natural selection mechanism still work in severe recessions? Examination of the Japanese economy in the 1990s. *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol.58, pp.53-78.
- Orlando, M., 2004. Measuring spillovers from industrial R&D: on the importance of geographic and technology proximity. *Rand Journal of Economics*, 35, pp.777-786.
- Schmoch, U., Laville, F., Patel, P. & Frietsch, R., 2003. Linking technology areas to industrial sectors: Final report to the European Commission, DG Research.
- Suzuki, K., 1993. R&D spillovers and technology transfer among and within vertical keiretsu groups: Evidence from the Japanese electrical machinery industry. *International Journal of Industrial Organization*, 11(4), pp.573-591.
- Van Looy, B., Tijssen, R.J.W., Callaert, J., Van Leeuwen, T. & Debackere, K., 2004. European science in industrial relevant research areas: Development of an indicator-based bibliometric methodology for performance analyses of countries and research organizations, Report for the European Commission (DG Research) produced by the Centre for Science and Technology Studies, Leiden, (CWTS) and International Centre for Studies in Entrepreneurship and Innovation Management, Leuven (INCENTIM).

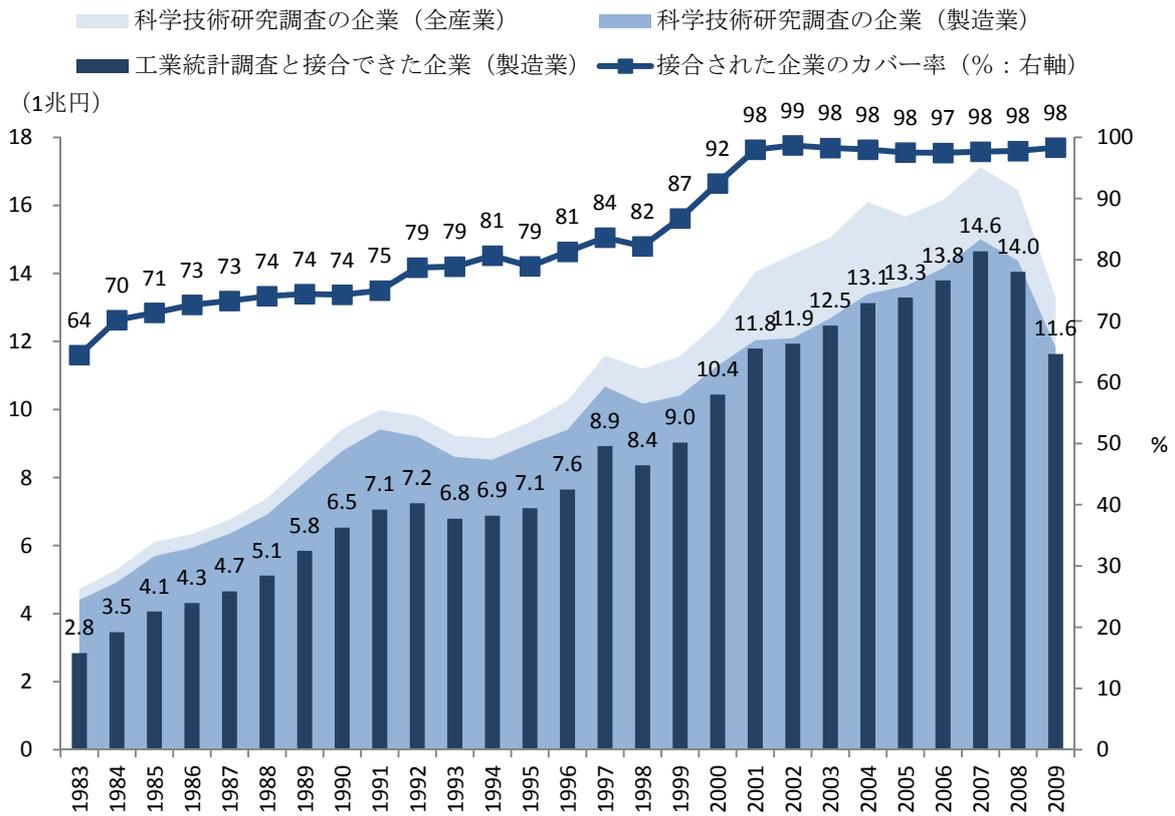
図表

図1：TFP 上昇率及び R&D/GDP 比率の推移
(企業・工場規模別)



出所：TFP 上昇率については 1982-2007 年の『工業統計調査』(経済産業省)のマイクロデータからドマー・ウェイトを用いて集計した。R&D 支出/GDP 比率(名目)は「科学技術指標 2012」(文部科学省科学技術政策研究所)及び「平成 20 年国民経済計算確報」(内閣府)の公表資料より著者作成。

図2：名目 R&D 支出額及び工業統計との接合状況



出所：各年の『科学技術研究調査』及び『工業統計調査』のマイクロデータより著者作成。

図3：R&Dストックの推移

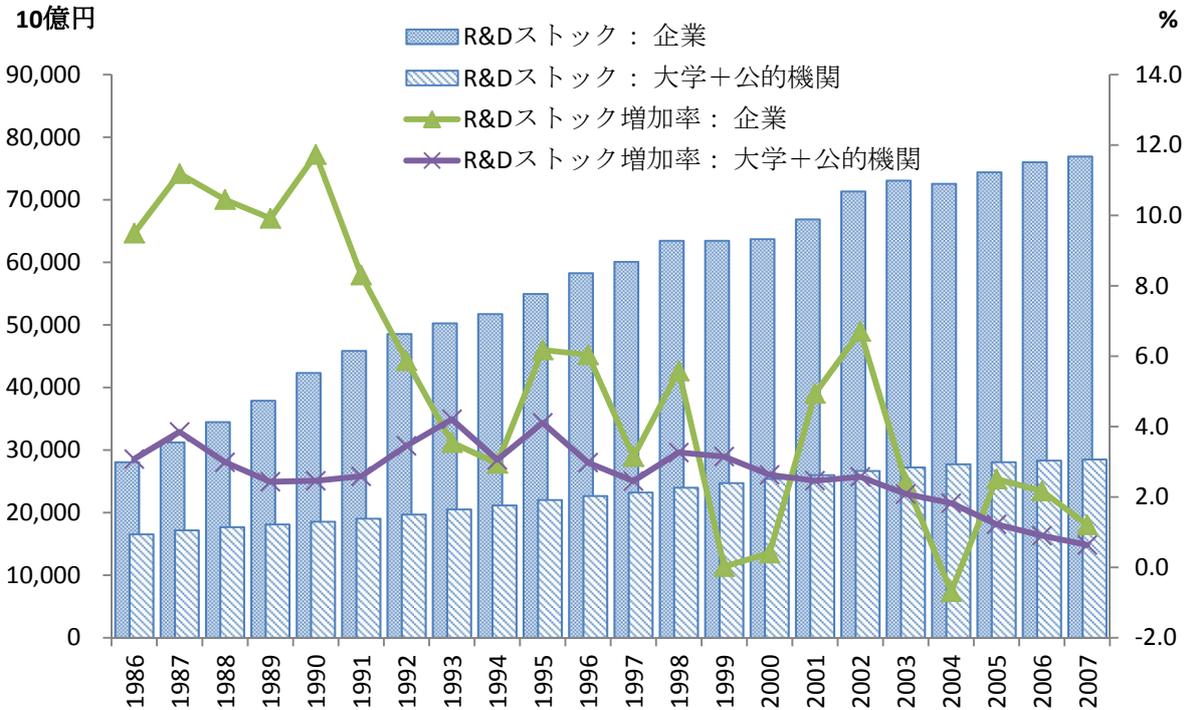


表 1：産業間の技術的近接性（特許引用頻度の相対値：同一分野内=1）

引用分野	被引用分野	[04]	[05]	[06]	[07]	[08]	[09]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20]	[21]	[22]	[23]
[04] 食料品製造業		1.000	.005	.015	.001	.015	.032	.030	.003	.000	.002	.001	.001	.001	.008	.016	.000	.000	.000	.000	.003
[05] 繊維工業		.004	1.000	.062	.018	.040	.003	.040	.002	.006	.048	.005	.006	.006	.012	.010	.002	.001	.002	.003	.008
[06] パルプ・紙・紙加工品製造業		.008	.053	1.000	.070	.019	.002	.025	.002	.001	.020	.002	.002	.009	.010	.003	.001	.004	.000	.000	.005
[07] 印刷業		.000	.014	.076	1.000	.022	.001	.048	.001	.001	.010	.008	.014	.007	.005	.002	.001	.007	.000	.000	.006
[08] 化学肥料・無機・有機化学工業製品製造業		.075	.313	.170	.180	1.000	.110	.309	.310	.194	.170	.087	.102	.022	.053	.031	.027	.015	.011	.008	.035
[09] 医薬品製造業		.295	.047	.026	.019	.197	1.000	.107	.017	.002	.009	.005	.006	.002	.010	.006	.001	.003	.001	.001	.089
[10] その他化学工業		.043	.083	.044	.069	.079	.016	1.000	.087	.003	.027	.016	.018	.007	.011	.011	.003	.005	.004	.005	.008
[11] 石油・石炭製品製造業		.001	.002	.002	.001	.029	.001	.033	1.000	.000	.001	.003	.003	.002	.006	.001	.004	.001	.002	.002	.004
[12] ゴム製品製造業		.000	.003	.000	.000	.009	.000	.001	.000	1.000	.001	.004	.004	.000	.000	.000	.000	.000	.003	.000	.001
[13] 窯業・土石製品製造業		.005	.229	.129	.057	.100	.003	.065	.008	.006	1.000	.083	.094	.071	.038	.028	.014	.012	.015	.018	.022
[14] 鉄鋼業		.000	.007	.003	.013	.020	.001	.014	.008	.025	.043	1.000	.729	.024	.025	.015	.014	.006	.006	.006	.005
[15] 非鉄金属製造業		.001	.010	.004	.024	.026	.001	.017	.007	.031	.055	.814	1.000	.031	.024	.014	.021	.008	.007	.006	.006
[16] 金属製品製造業		.002	.033	.060	.044	.015	.001	.023	.023	.005	.107	.073	.087	1.000	.045	.040	.034	.009	.038	.058	.014
[17] 一般機械器具製造業		.115	.261	.218	.114	.152	.019	.143	.183	.042	.233	.302	.271	.187	1.000	.150	.076	.038	.207	.184	.096
[18] 家庭電気機械製造業		.029	.038	.009	.008	.015	.001	.021	.004	.000	.027	.028	.023	.026	.023	1.000	.026	.009	.018	.006	.011
[19] 電気機械器具製造業		.001	.019	.009	.005	.028	.001	.009	.030	.005	.029	.058	.079	.040	.022	.048	1.000	.042	.058	.030	.039
[20] 情報通信機械器具製造業		.002	.024	.124	.201	.050	.005	.063	.042	.017	.071	.088	.102	.046	.043	.065	.155	1.000	.039	.016	.123
[21] 自動車製造業		.002	.023	.006	.003	.014	.000	.026	.033	.061	.037	.025	.029	.063	.069	.039	.066	.013	1.000	.109	.033
[22] その他輸送機械器具製造業		.000	.007	.001	.001	.003	.000	.007	.009	.002	.014	.007	.008	.027	.019	.005	.012	.002	.039	1.000	.005
[23] 精密工業製品製造業		.033	.163	.088	.094	.080	.110	.077	.097	.042	.094	.045	.050	.043	.067	.048	.098	.084	.068	.029	1.000

出所：Laten 他(2007)で用いている欧州特許庁(European Patent Office (EPO))に1990年から2003年までに申請され、2005年6月以前に承認された特許(約46万件)における引用・被引用関係データをIPC4桁分類レベルに集計されたデータから著者作成。

図 4： 学術分野と産業の対応表の作成方法

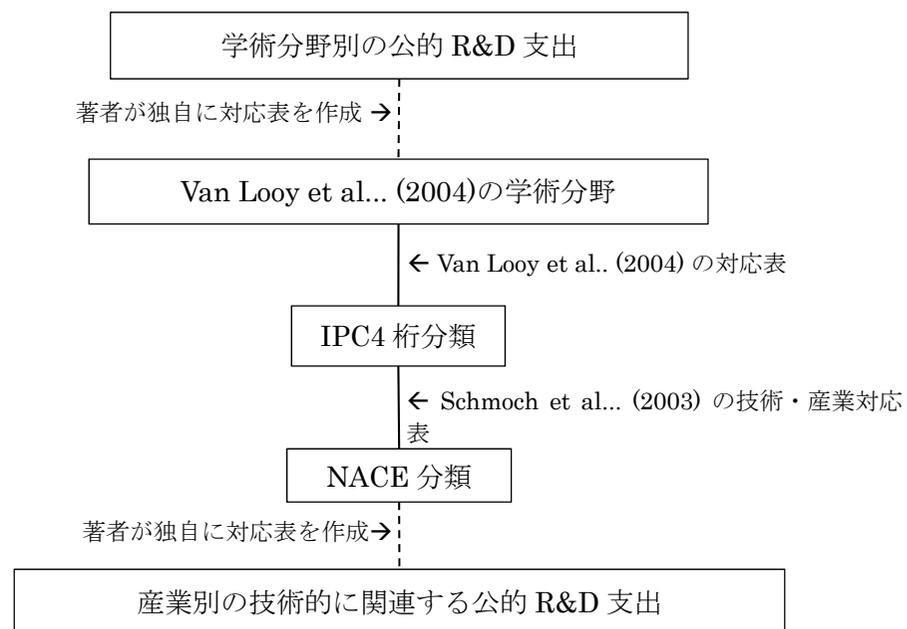


表 2：学術分野と産業の技術的近接性 (%)

引用確率(%)	被引用論文の学術分野																		
	[01] 農学	[02] 生物学	[03] 医学・薬学	[04] 看護学	[05] 歯学	[06] 化学	[07] 応用化学	[08] 物理学	[09] 地学	[10] その他工学 (機械・船舶・土木・建築)	[11] 電気・通信	[12] 原子力 (エネルギー)	[13] 材料科学	[14] 数学	[15] 教育学	[16] その他 人文・社会科学	[17] 商学・経済学	[18] 史学・政治・法学	[19] 哲学
引用元特許の産業分類																			
[04] 食料品製造業	1.5	0.5	0.1	0.2	0.0	0.1	0.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[05] 繊維工業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[06] パルプ・紙・紙加工品	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[07] 印刷業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[08] 化学肥料・化学工業製品	1.8	3.9	1.2	0.4	0.7	4.5	3.2	0.3	0.1	0.2	0.1	0.5	1.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[09] 医薬品製造業	3.4	15.6	5.8	2.3	2.1	7.0	3.2	0.3	0.1	0.2	0.3	0.4	0.3	0.0	0.1	0.2	0.0	0.0	0.0
[10] その他化学工業	0.2	0.1	0.0	0.0	0.0	0.2	0.5	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[11] 石油・石炭製品製造業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[12] ゴム製品製造業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[13] 窯業・土石製品製造業	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.3	0.4	0.2	0.0	0.1	0.1	0.1	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[14] 鉄鋼業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	0.2	0.2	0.0	0.1	0.2	0.1	0.9	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[15] 非鉄金属製造業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	0.2	0.2	0.0	0.1	0.2	0.1	0.9	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[16] 金属製品製造業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[17] 一般機械器具製造業	1.5	1.4	0.4	0.2	0.1	1.1	1.8	0.5	0.1	0.5	0.4	0.5	1.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[18] 家庭電気機械製造業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[19] 電気機械器具製造業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3	0.1	0.6	0.0	0.3	1.0	0.4	0.7	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
[20] 情報通信機械器具	0.1	0.4	0.2	0.1	0.1	0.9	0.4	2.5	0.2	1.2	12.5	0.8	2.0	0.3	2.2	0.1	0.3	0.0	0.0
[21] 自動車製造業	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	0.1	0.2	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[22] その他輸送機械器具	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
[23] 精密工業製品製造業	0.7	3.7	2.4	0.9	1.7	2.9	1.2	1.5	0.3	0.6	1.9	0.7	0.7	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0
[24] その他製造業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

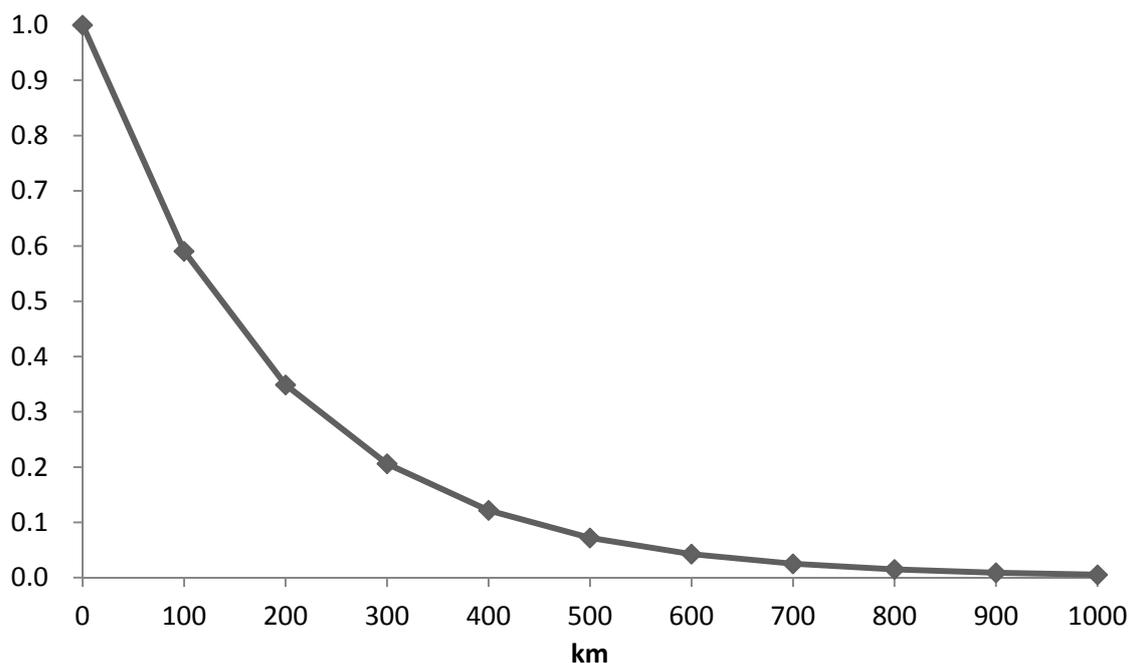
出所: Schmoch(2003)の国際特許分類(IPC)と産業分類の対応表と Van Looy 他(2004)の学術分野・国際特許分類(IPC)別の特許から学術論文への引用頻度データを基に著者が作成。

表3：ベースモデルの推定結果
 < 5年階差モデル 1987-2007 >

		推定式[1]	推定式[2]	推定式[3]
非線形部分				
立地距離あたりのスピルオーバー効果減衰率				
他社 R&D との距離 (km)	τ_S	-0.0048 [0.002039]**	-0.0049 [0.002112]**	-0.0053 [0.002333]**
公的 R&D との距離 (km)	τ_P		0.0000 [0.002852]	0.0000 [0.001074]
線形部分				
自社 R&D ストック増加率	α_R	0.0217 [0.002214]***	0.0217 [0.002215]***	0.0218 [0.002216]***
他社 R&D スピルオーバー増加率	α_S	0.0375 [0.015158]**	0.0367 [0.015087]**	0.0344 [0.014605]**
× 自社 R&D ストック・売上高比率との交差項	β_{RS}			0.001748 [0.006629]
公的 R&D スピルオーバー増加率	α_P		0.0553 [0.034077]	0.0355 [0.034017]
× 自社 R&D ストック・売上高比率との交差項	β_{RP}			0.1543 [0.040314]***
自社 R&D ストック・売上高比率	γ_R			-0.005062 [0.001291]***
初期 TFP 水準産業内相対値 (対数)	ρ	-0.0768 [0.000710]***	-0.0768 [0.000710]***	-0.0768 [0.000709]***
産業 TFP 変化率		0.9548 [0.019417]***	0.9584 [0.019831]***	0.9585 [0.019786]***
定数項		0.0080 [0.007501]	0.0063 [0.007604]	0.0070 [0.007560]
産業ダミー		Yes	Yes	Yes
年次ダミー		Yes	Yes	Yes
観測数		47957	47957	47957
線形パラメータ数		70	71	74
非線形パラメータ数		1	2	2
パラメータ数		71	73	76
誤差の標準偏差		0.013075	0.013075	0.013073
決定係数		0.167138	0.167151	0.167317
F 統計量 (H0: NULL モデル)		9609.72***	9610.24***	9621.07***

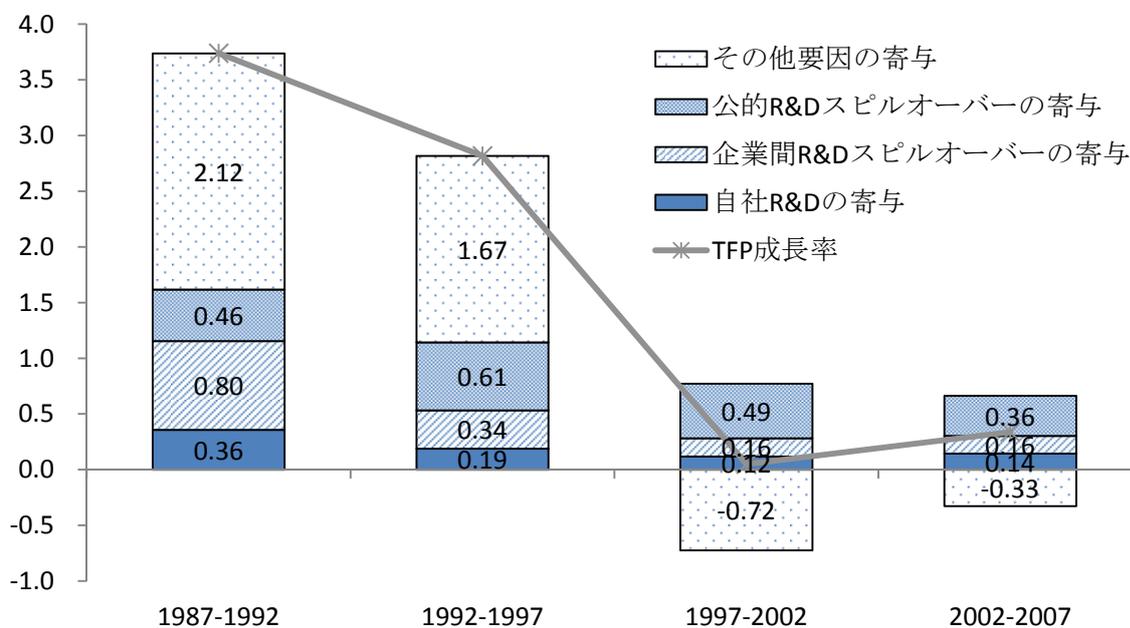
注) ***p<1%、**p<5%、*1%。括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差。なお、「立地距離あたりのスピルオーバー効果減衰率」のパラメータ τ_S 及び τ_P は 0 以下の値をとるように制約を付けて推定している。したがって、公的 R&D スピルオーバーに関する立地距離の効果の係数 τ_P が 0 となっているのは制約付最適化問題の端点解であることを示していることに注意されたい。

図 5 : 企業間 R&D スピルオーバー効果の距離に対する減衰関数 (ベースモデル[3])



注)表 3 の推定式[3]における企業間 R&D スピルオーバーに関する立地距離 1km あたりのスピルオーバー効果減衰率 τ_s の推定結果に基づき、工場同士の立地距離とスピルオーバー効果の大きさとの関係をあらわす。なお、距離 0km 地点でのスピルオーバー効果の大きさを 1 とした相対値である。

図 6 : ベースモデル[3]に基づく TFP 上昇率の要因分解
(製造業全体の存続工場の TFP 上昇率への寄与、年率、%ポイント)



注 1) 表 3 の推定式[3]の推定結果に基づき、工場レベルの TFP 上昇率の要因分解を行い、ドマー・ウェイトで集計した。また同時に、R&D 実施企業の割合が母集団と一致するようにウェイトを付けて集計している。

注 2) その他の要因は初期 TFP 水準、年次ダミー、産業ダミー等の効果をあらわす。

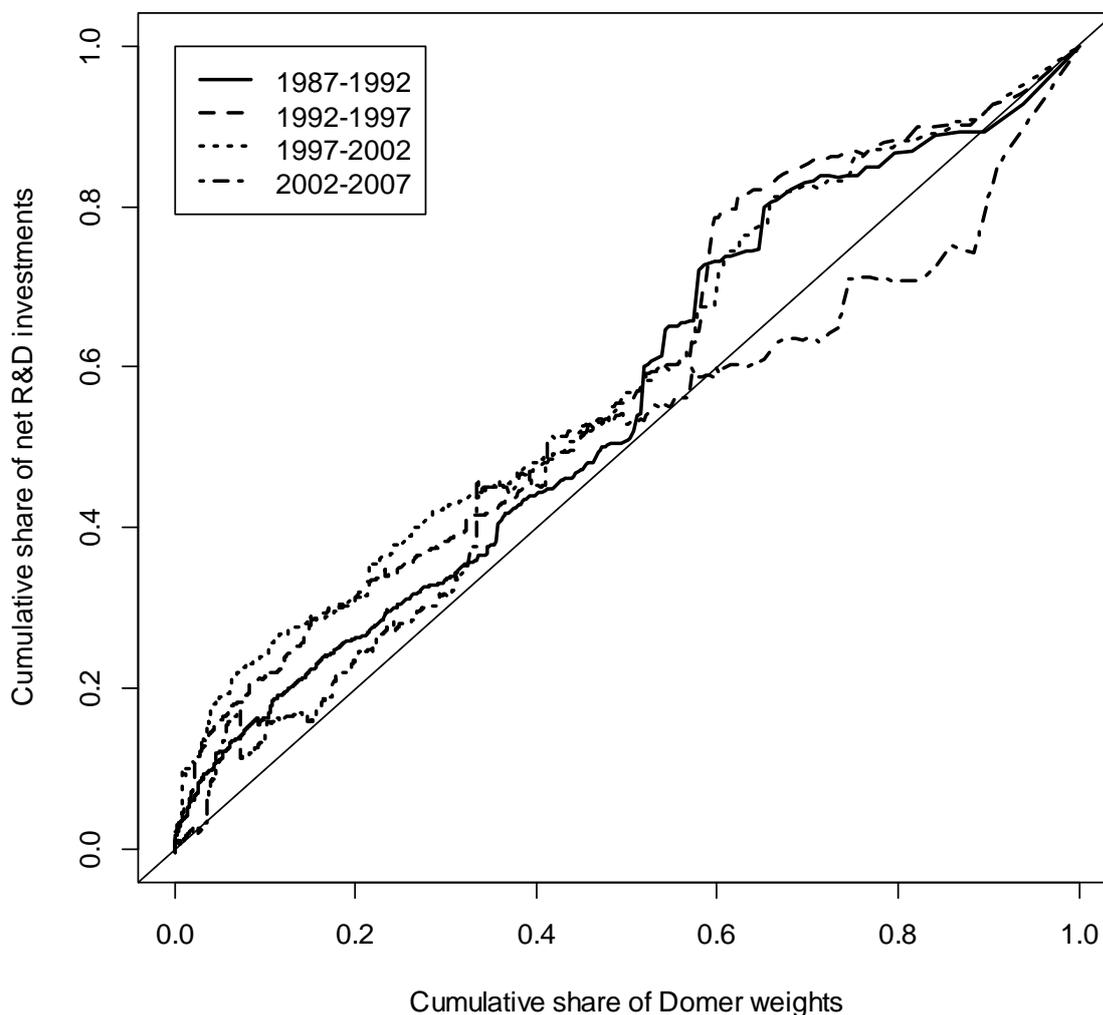
表 4 : ベースモデルの推定式[3]の結果に基づく TFP 上昇率の要因分解詳細
(製造業全体の存続工場の TFP 上昇率への寄与、年率、%ポイント)

	1987-1992	1992-1997	1997-2002	2002-2007
TFP 上昇率(製造業全体)	3.738	2.817	0.049	0.337
①民間・公的 R&D ストックの変化の寄与分	1.619	1.144	0.773	0.664
A)企業の R&D ストックの寄与	1.156	0.534	0.282	0.304
A-1)自社 R&D の寄与	0.358	0.190	0.120	0.144
A-1-1)R&D ストックの規模拡大効果	0.442	0.172	0.091	0.080
A-1-2)R&D の企業・製品分野間配分の効率化の効果	-0.084	0.018	0.029	0.064
A-2)企業間 R&D スピルオーバー効果の寄与	0.798	0.344	0.162	0.159
A-2-1)存続工場の R&D ストックの効果	0.736	0.331	0.284	0.421
A-2-2)工場の新設による近接性上昇の効果	0.127	0.151	0.216	0.254
A-2-3)工場の退出による近接性低下の効果	-0.065	-0.138	-0.337	-0.516
B)公的 R&D スピルオーバーの寄与	0.463	0.610	0.490	0.360
B-1)大学等からのスピルオーバーの寄与	0.230	0.324	0.264	0.239
B-2)その他公的機関からのスピルオーバーの寄与	0.232	0.286	0.226	0.121
②その他要因の寄与	2.120	1.674	-0.724	-0.326

注 1)表 3 の推定式[3]の推定結果に基づき、工場レベルの TFP 上昇率の要因分解を行い、ドマー・ウェイトで集計した。また同時に、R&D 実施企業の割合が母集団と一致するようにウェイトを付けて集計している。

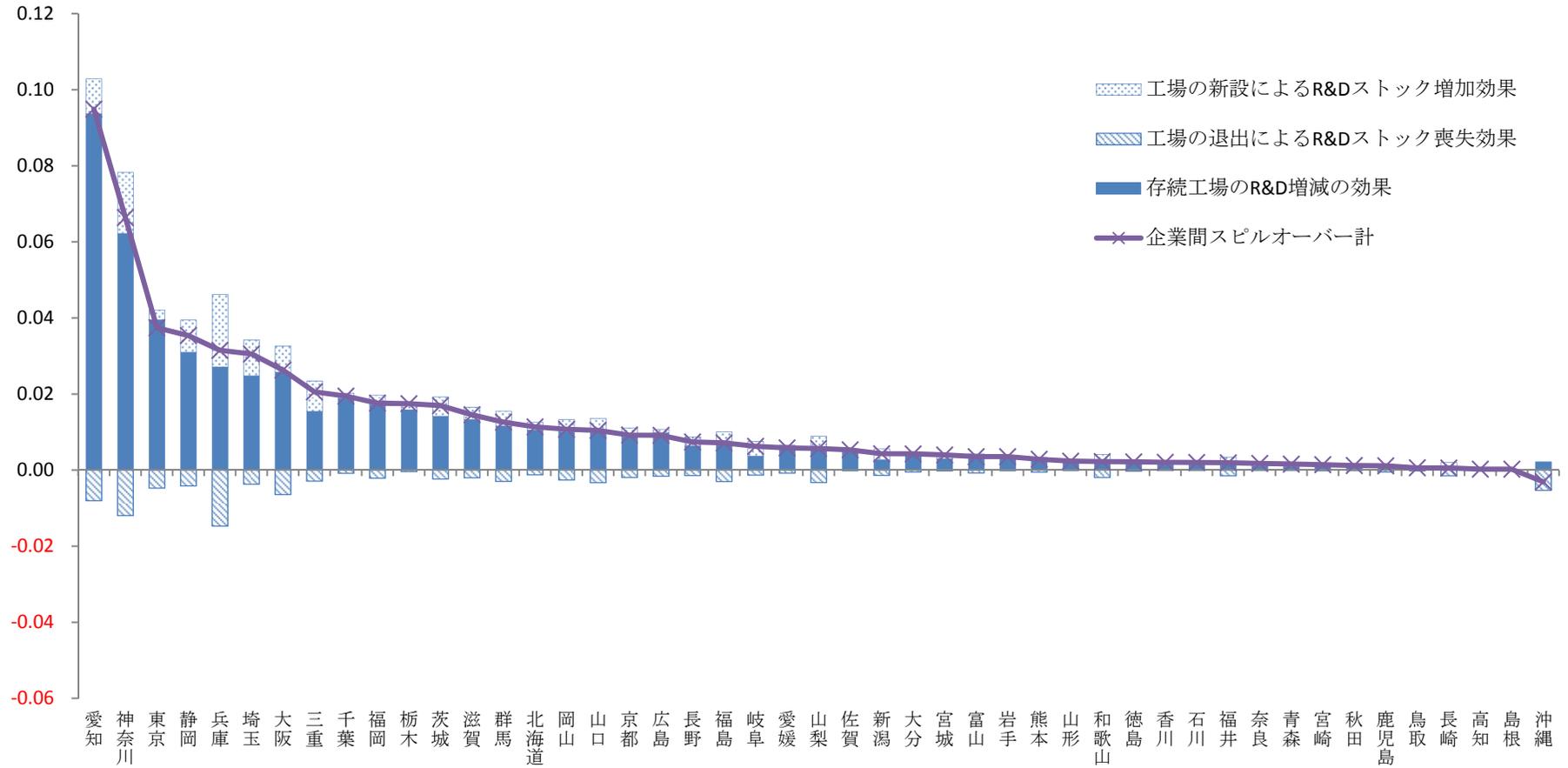
注 2)その他の要因は初期 TFP 水準、年次ダミー、産業ダミー等の効果をあらわす。

図7：R&D投資に関する資源配分の効率化の源泉
 ドマー・ウェイトのシェアの累積値と純R&D投資シェアの累積値の対応関係
 (企業・製品分野別)



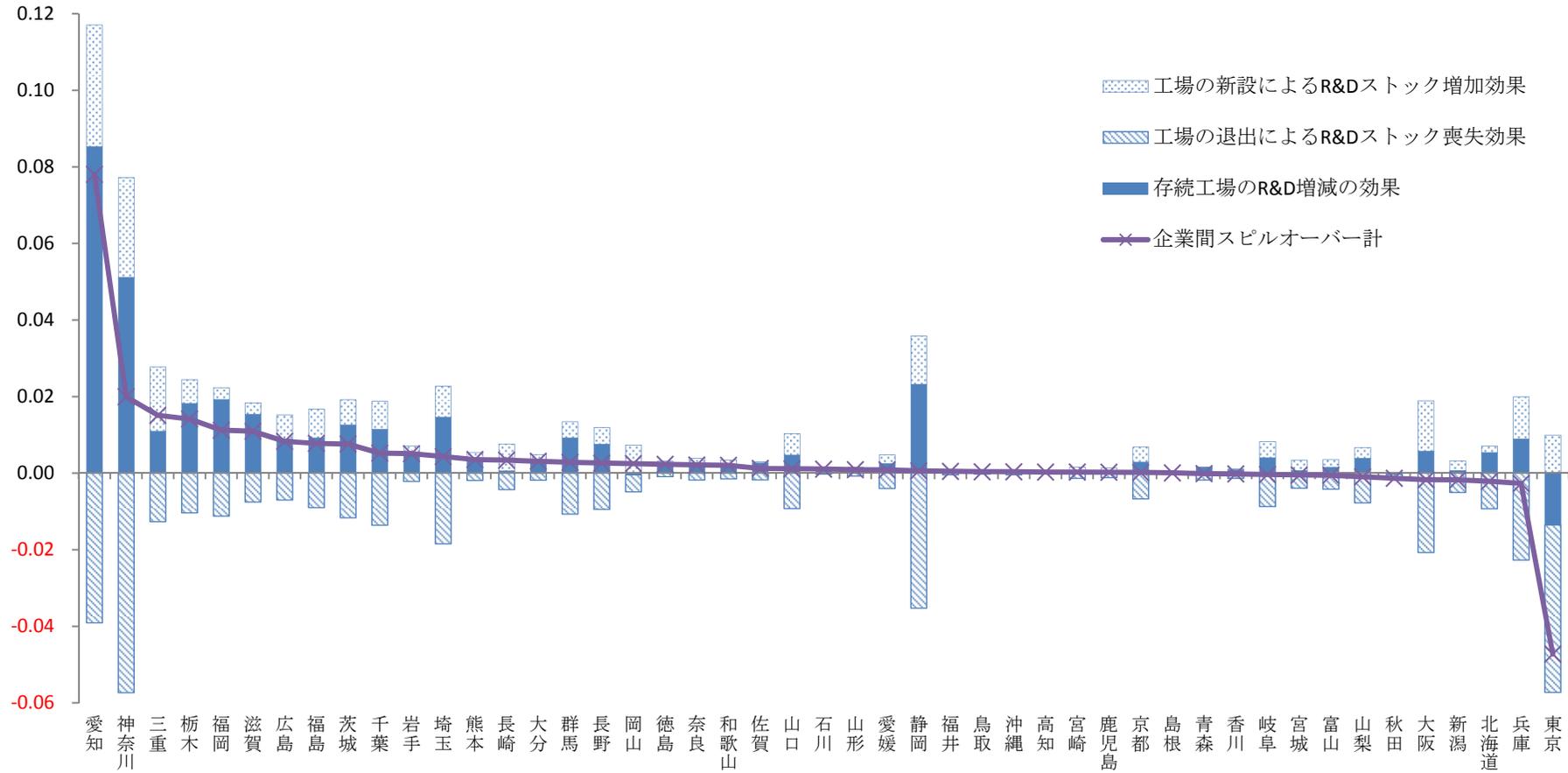
注)この図では、まず各企業・製品分野をドマー・ウェイト(当該企業の製品分野別の粗生産額を製造業全体の付加価値額で割った値)の高いものが右に来るように並べて横軸に企業・製品分野別のドマー・ウェイトの累積値をとり、縦軸はその企業・製品分野の純R&D投資額が製造業全体に占める割合の累積値である。

図 8 : 1987-1997 年の都道府県別 R&D ストックの企業間スピルオーバー効果への寄与
 (製造業全体の存続工場の TFP 上昇率への寄与、年率、%ポイント)



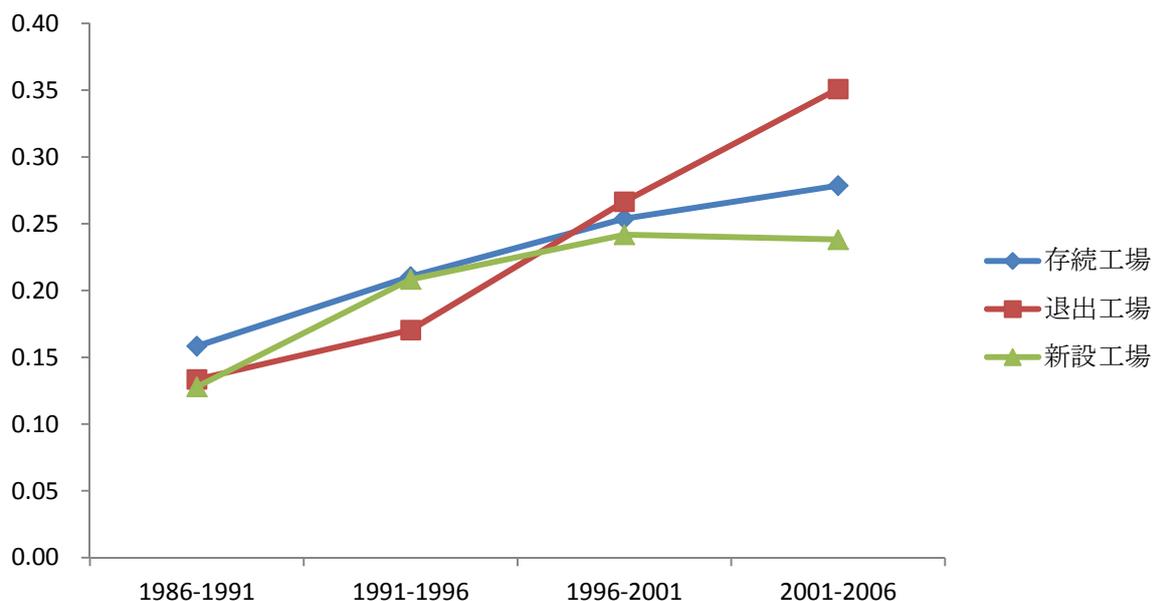
注)表 3 の推定式[3]の推定結果に基づき、工場レベルの TFP 上昇率の要因分解を行い、ドマー・ウェイトで集計した。また同時に、R&D 実施企業の割合が母集団と一致するようにウェイトを付けて集計している。全都道府県の寄与を合計すると日本の製造業全体の TFP 上昇率に対する「企業間スピルオーバーの寄与」に一致する。

図9：1997-2007年の都道府県別 R&D ストックの企業間スピルオーバー効果への寄与
 (製造業全体の存続工場の TFP 上昇率への寄与、年率、%ポイント)



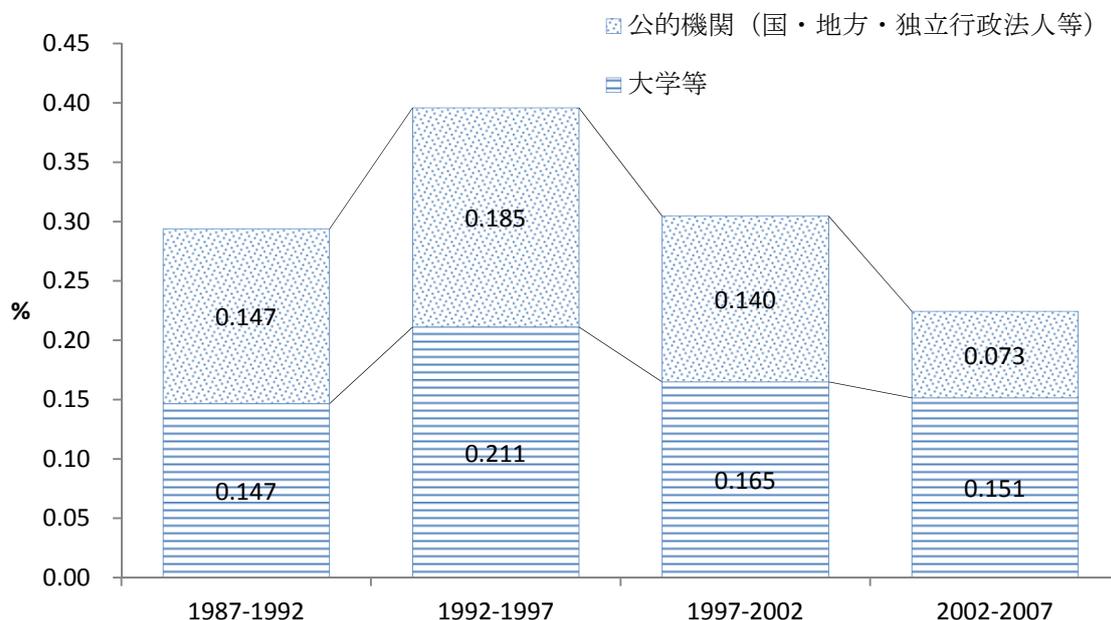
注)表3の推定式[3]の推定結果に基づき、工場レベルのTFP上昇率の要因分解を行い、ドマー・ウェイトで集計した。また同時に、R&D実施企業の割合が母集団と一致するようにウェイトを付けて集計している。全都道府県の寄与を合計すると日本の製造業全体のTFP上昇率に対する「企業間スピルオーバーの寄与」に一致する。

図 10：存続・退出・新設工場別 R&D ストック・売上高比率



注) 存続・退出・新設工場別の「R&D ストック・売上高比率」は、まず各企業の製品分野別 R&D ストック(技術的近接性ウェイト付)を各工場の生産額が企業・製品分野別の生産額の合計に占める割合で重み付けて合計することによって存続・退出・新設工場別 R&D ストックの合計額を求め、それぞれ存続・退出・新設工場別の生産額の合計で除すことによって求めた。

図 11：公的 R&D スピルオーバーの TFP 上昇率への寄与の組織別内訳
(製造業全体の存続工場の TFP 上昇率への寄与、年率、%ポイント)



注) 表 3 の推定式[3]の推定結果に基づき、工場レベルの TFP 上昇率の要因分解を行い、ドマー・ウェイトで集計した。また同時に、R&D 実施企業の割合が母集団と一致するようにウェイトを付けて集計している。組織別の寄与を合計すると日本の製造業全体の TFP 上昇率に対する公的 R&D スピルオーバーの寄与に一致する。

表 5：製品分野別の企業 R&D ストック・純投資及びその TFP 上昇率・付加価値上昇率への寄与

製品分野(産業)	実質 R&D ストック (2000 年価格、10 億円)		実質 R&D 純投資 (2000 年価格、10 億円、期間計) 【A】				各期間の分野別 R&D 投資の 製造業全体の存続工場の TFP 上昇率 への寄与(年率、%ポイント) 【B】					【B】の TFP の変化がもたらす 製造業全体の将来の実質付加価値の 変化の割引現在価値 (2000 年価格、10 億円、割引率 5%) 【C】				各期間の分野別 R&D の 投資対効果【C/A】			
	1986	2006	86-91	91-96	96-01	01-06	87-92	92-97	97-02	02-07	平均	87-92	92-97	97-02	02-07	87-92	92-97	97-02	02-07
自動車製造業	4,609	15,140	3,132	1,683	2,121	3,594	0.339	0.164	0.138	0.200	0.210	5,766	3,486	2,993	3,968	1.8	2.1	1.4	1.1
情報通信機械器具製造業	4,621	21,177	5,694	4,112	4,443	2,306	0.161	0.071	0.071	0.025	0.082	2,749	1,511	1,538	500	0.5	0.4	0.3	0.2
食料品製造業	703	1,760	426	233	95	302	0.153	0.068	0.033	0.037	0.073	2,599	1,448	727	738	6.1	6.2	7.6	2.4
一般機械器具製造業	3,501	5,933	1,646	467	274	45	0.095	0.035	0.017	0.012	0.040	1,612	747	372	240	1.0	1.6	1.4	5.4
化学肥料・無機・有機化学工業製品製造業	1,497	3,136	1,001	431	64	144	0.073	0.036	0.014	0.005	0.032	1,250	768	314	94	1.2	1.8	4.9	0.7
電気機械器具製造業	1,501	3,053	643	929	-411	390	0.050	0.034	-0.001	0.012	0.024	849	730	-31	231	1.3	0.8	-	0.6
その他化学工業	1,636	2,503	524	396	-3	-48	0.043	0.026	0.003	0.003	0.019	737	543	60	67	1.4	1.4	-	-
石油・石炭製品製造業	172	256	110	57	-86	3	0.041	0.009	-0.004	0.015	0.015	695	191	-91	297	6.3	3.3	-	107.7
パルプ・紙・紙加工品製造業	150	349	138	-25	41	45	0.027	0.016	0.008	0.004	0.014	460	347	180	76	3.3	-	4.4	1.7
医薬品製造業	2,564	7,079	1,346	1,766	866	538	0.021	0.018	0.012	0.002	0.013	365	382	258	44	0.3	0.2	0.3	0.1
ゴム製品製造業	415	896	238	104	51	88	0.024	0.009	0.004	0.005	0.010	402	186	78	91	1.7	1.8	1.5	1.0
非鉄金属製造業	426	600	189	167	-98	-84	0.021	0.017	-0.003	-0.004	0.008	361	354	-75	-82	1.9	2.1	-	-
窯業・土石製品製造業	649	699	363	-19	-196	-98	0.026	0.005	0.000	-0.002	0.007	441	96	-10	-31	1.2	-	-	-
金属製品製造業	385	537	291	81	-160	-61	0.021	0.012	-0.001	-0.004	0.007	358	248	-31	-75	1.2	3.0	-	-
その他輸送機械器具製造業	351	662	177	-24	155	2	0.011	0.000	0.007	0.004	0.005	181	6	150	75	1.0	-	1.0	31.7
家庭電気機械製造業	1,168	1,596	549	589	-578	-131	0.012	0.008	-0.007	0.000	0.003	208	180	-143	-7	0.4	0.3	-	-
精密工業製品製造業	429	932	137	24	57	284	0.005	0.001	0.003	0.005	0.003	84	15	55	90	0.6	0.6	1.0	0.3
繊維工業	336	382	109	53	-92	-23	0.013	0.005	-0.004	-0.002	0.003	229	104	-88	-49	2.1	2.0	-	-
印刷業	51	100	32	5	7	5	0.006	0.001	0.001	-0.001	0.002	97	25	18	-18	3.0	5.3	2.6	-
その他製造業	495	940	533	-16	-109	38	0.003	0.000	0.001	0.003	0.002	51	-1	15	62	0.1	-	-	1.6
鉄鋼業	1,479	924	64	-128	-349	-142	0.007	-0.003	-0.006	-0.012	-0.003	118	-54	-122	-235	1.9	-	-	-
合計	27,137	68,653	17,344	10,884	6,091	7,197	1.152	0.533	0.283	0.306	0.568	19,612	11,311	6,167	6,079	1.1	1.0	1.0	0.8

注)表 3 の推定式[3]の推定結果に基づき、工場レベルの TFP 上昇率の要因分解を行い、ドマー・ウェイトで集計した結果を示している。また同時に、R&D 実施企業の割合が母集団と一致するようにウェイトを付けて集計している。全分野の寄与の合計は日本の製造業全体の TFP 上昇率における企業間 R&D スピルオーバーの寄与に一致する。R&D の TFP に対する効果には 1 年のラグを仮定しているため、R&D ストック及び純投資額と企業間スピルオーバー効果への寄与の年次が 1 年ずつずれている。製品分野は全期間の平均値の高い順に並べている。分野別 R&D の投資対効果は R&D ストックやその他の要因が将来に渡って不変であることを仮定し、実質 R&D 純投資と TFP 上昇への寄与がともに正の場合のみ試算している。

表 6：学術分野別の公的 R&D ストック・純投資及びその TFP 上昇率・付加価値上昇率への寄与

学術分野	実質 R&D ストック (2000 年価格、10 億円)		実質 R&D 純投資(2000 年価格、10 億円、期間計) 【A】				各期間の分野別 R&D 投資の 製造業全体の存続工場の TFP 上昇率への寄与 (年率、%ポイント) 【B】					【B】の TFP の変化がもたらす 製造業全体の将来の実質付加価値の 変化の割引現在価値 (2000 年価格、10 億円、割引率 5%) 【C】				各期間の分野別 R&D の 投資対効果【C/A】			
	1986	2006	86-91	91-96	96-01	01-06	87-92	92-97	97-02	02-07	平均	87-92	92-97	97-02	02-07	87-92	92-97	97-02	02-07
電気・通信	1,282	2,530	318	383	373	175	0.146	0.154	0.123	0.057	0.120	2,495	3,278	2,681	1,131	7.8	8.6	7.2	6.5
其他工学(機械等)	2,607	4,794	520	898	656	112	0.114	0.180	0.111	0.021	0.106	1,936	3,822	2,407	412	3.7	4.3	3.7	3.7
医学・薬学	2,830	4,966	415	571	580	571	0.038	0.049	0.042	0.044	0.043	655	1,037	906	876	1.6	1.8	1.6	1.5
生物学	271	927	89	115	209	242	0.027	0.032	0.049	0.059	0.042	456	682	1,055	1,174	5.1	5.9	5.1	4.9
材料科学	-	368	-	-	78	291	0.000	0.000	0.035	0.131	0.042	-	-	766	2,598	-	-	9.9	8.9
化学	887	1,273	101	149	139	-3	0.040	0.053	0.040	0.001	0.033	676	1,130	873	14	6.7	7.6	6.3	-
農学	1,704	2,224	140	180	113	87	0.036	0.043	0.023	0.018	0.030	609	911	504	359	4.4	5.1	4.5	4.1
応用化学	321	570	55	88	68	38	0.031	0.045	0.029	0.016	0.030	524	947	621	309	9.5	10.8	9.2	8.2
物理学	740	1,027	59	115	107	5	0.016	0.028	0.021	0.001	0.016	272	589	456	24	4.6	5.1	4.3	4.9
その他人文・社会科学	2,081	3,018	258	329	260	90	0.006	0.007	0.005	0.002	0.005	101	149	104	38	0.4	0.5	0.4	0.4
地学	161	395	39	70	78	46	0.002	0.004	0.004	0.002	0.003	41	82	79	47	1.1	1.2	1.0	1.0
教育学	509	885	99	101	91	85	0.004	0.003	0.002	0.002	0.003	62	68	48	31	0.6	0.7	0.5	0.4
看護学	40	314	28	63	94	89	0.001	0.003	0.003	0.003	0.003	21	55	71	65	0.8	0.9	0.8	0.7
原子力(エネルギー)	71	100	5	17	3	4	0.001	0.003	0.000	0.001	0.001	17	70	10	16	3.7	4.2	3.3	3.6
歯学	471	536	-15	38	28	13	-0.001	0.003	0.002	0.001	0.001	-24	72	47	24	-	1.9	1.7	1.8
数学	862	1,581	163	205	161	190	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	21	28	18	19	0.1	0.1	0.1	0.1
商学・経済学	799	1,365	112	163	162	129	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	12	19	15	10	0.1	0.1	0.1	0.1
史学・法学・政治	632	1,099	90	118	124	137	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	2	3	3	3	0.0	0.0	0.0	0.0
哲学	249	334	23	30	19	12	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0	0	0	0	0.0	0.0	0.0	0.0
合計	16,517	28,304	2,501	3,633	3,341	2,312	0.4625	0.6098	0.4901	0.3600	0.481	7,877	12,942	10,664	7,151	3.1	3.6	3.2	3.1

注)表 3 の推定式[3]の推定結果に基づき、工場レベルの TFP 上昇率の要因分解を行い、ドマー・ウェイトで集計した結果を示している。また同時に、R&D 実施企業の割合が母集団と一致するようにウェイトを付けて集計している。全分野の寄与の合計は日本の製造業全体の TFP 上昇率における公的 R&D スピルオーバーの寄与に一致する。R&D の TFP に対する効果には 1 年のラグを仮定しているため、R&D ストック及び純投資額と企業間スピルオーバー効果への寄与の年次が 1 年ずつずれている。学術分野は全期間の平均値の高い順に並べている。分野別 R&D の投資対効果は R&D ストックやその他の要因が将来に渡って不変であることを仮定して試算した。なお、実質 R&D 純投資が正のケースのみ試算している。

表 7：本社・自社研究所からの距離の効果

< 5年階差モデル 1987-2007年 >

		推定式[1]	推定式[2]	推定式[3]
非線形部分				
立地距離あたりのスピルオーバー効果減衰率				
他社 R&D との距離 (km)	τ_S	-0.0053 [0.002606]**	-0.0024 [0.001205]**	-0.0026 [0.001234]**
公的 R&D との距離 (km)	τ_P	0.0000 [0.000831]	0.0000 [0.000835]	0.0000 [0.000795]
線形部分				
自社 R&D ストック増加率	α_R	0.0156 [0.003892]***	0.0154 [0.003898]***	0.0152 [0.003900]***
× 本社からの距離との交差項		0.0006 [0.001285]	0.0011 [0.001299]	0.0010 [0.001297]
× 自社研究所ありダミーとの交差項		-0.0038 [0.005030]	-0.0025 [0.005194]	-0.0025 [0.005191]
× 自社研究所からの距離との交差項		-0.0032 [0.001634]*	-0.0037 [0.001747]**	-0.0036 [0.001747]**
他社 R&D スピルオーバー増加率	α_S	0.0307 [0.014659]**	0.0476 [0.016460]***	0.0460 [0.016423]***
× 本社からの距離との交差項			-0.0079 [0.002612]***	-0.0075 [0.002633]***
× 自社研究所ありダミーとの交差項			-0.0105 [0.010014]	-0.0105 [0.009970]
× 自社研究所からの距離との交差項			0.0080 [0.003617]**	0.0084 [0.003625]**
公的 R&D スピルオーバー増加率	α_P	0.0203 [0.034104]	0.0138 [0.034213]	-0.0069 [0.035632]
× 自社 R&D ストック・売上高比率との交差項	β_{RP}	0.1850 [0.042997]***	0.1850 [0.042907]***	0.1770 [0.043602]***
× 本社からの距離との交差項			0.0222 [0.013442]*	0.0222 [0.013442]*
× 自社研究所ありダミーとの交差項			-0.0212 [0.045173]	-0.0212 [0.045173]
× 自社研究所からの距離との交差項			0.0289 [0.016554]*	0.0289 [0.016554]*
自社 R&D ストック・売上高比率	γ_R	0.0005 [0.000109]***	0.0008 [0.000151]***	0.0001 [0.000424]
初期 TFP 水準産業内相対値(対数)	ρ	-0.0783 [0.000725]***	-0.0783 [0.000725]***	-0.0783 [0.000726]***
本社からの距離		-0.0064 [0.001328]***	-0.0064 [0.001325]***	-0.0062 [0.001348]***
自社研究所ありダミー		0.0056 [0.000379]***	0.0059 [0.000492]***	0.0064 [0.001452]***
自社研究所からの距離		0.0001 [0.000148]	-0.0002 [0.000187]	-0.0010 [0.000523]**
産業 TFP 変化率		0.9598 [0.019769]***	0.9588 [0.019767]***	0.9574 [0.019787]***
定数項		0.0058 [0.007564]	0.0046 [0.007602]	0.0060 [0.007622]
産業ダミー		Yes	Yes	Yes
年次ダミー		Yes	Yes	Yes
観測数		47957	47957	47957
線形パラメータ数		79	82	85
非線形パラメータ数		2	2	2
パラメータ数		81	84	87
誤差の標準偏差		0.013046	0.013046	0.013045
決定係数		0.169179	0.169222	0.169307
F 統計量 (H0: NULL モデル)		9748.92***	9751.30***	9756.61***

注)***p<1%、**p<5%、*1%。括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差。なお、「立地距離あたりのスピルオーバー効果減衰率」のパラメータ τ_S 及び τ_P は 0 以下の値をとるように制約を付けて推定している。したがって、公的 R&D スピルオーバーに関する立地距離の効果の係数 τ_P が 0 となっているのは制約付最適化問題の端点解であることを示していることに注意されたい。

表 8：取引関係・資本関係とスピルオーバー効果
 <2007年のクロスセクション分析>

		推定式[1]	推定式[2]	推定式[3]
非線形部分				
立地距離あたりのスピルオーバー効果減衰率				
取引関係のない企業との距離(km)	τ_{RO}	-0.0101 [0.001446]***	-0.0104 [0.001479]***	-0.0109 [0.001501]***
取引先企業との距離(km)	τ_{RT}	0.0000 [0.000648]		
株主でない取引先企業との距離(km)	τ_{RTO}		0.0000 [0.000742]	
株主である取引先企業との距離(km)	τ_{RTS}		0.0000 [0.000869]	
株主でない仕入先企業との距離(km)	τ_{RSO}			-
株主である仕入先企業との距離(km)	τ_{RSS}			0.0000 [0.001447]
株主でない販売先企業との距離(km)	τ_{RCO}			0.0000 [0.000787]
株主である販売先企業との距離(km)	τ_{RCS}			0.0000 [0.001409]
企業間の関係性				
取引関係のない企業の R&D	σ_{RO}	<i>I</i>	<i>I</i>	<i>I</i>
取引先企業の R&D	σ_{RT}	2.0428 [0.215788]***		
株主でない取引先企業の R&D	σ_{RTO}		1.8045 [0.222305]***	
株主である取引先企業の R&D	σ_{RTS}		5.6593 [0.073144]***	
株主でない仕入先企業の R&D	σ_{RCO}			0.0000 [0.000000]***
株主である仕入先企業の R&D	σ_{RCS}			7.6543 [0.023192]***
株主でない販売先企業の R&D	σ_{RSO}			2.8357 [0.227093]***
株主である販売先企業の R&D	σ_{RSS}			3.8627 [0.017038]***
線形部分				
1年前の自社 R&D ストック(対数)	α_R	0.0136 [0.000613]***	0.0136 [0.000612]***	0.0139 [0.000611]***
1年前の他社 R&D スピルオーバー(対数)	α_S	0.0221 [0.001849]***	0.0218 [0.001778]***	0.0213 [0.001641]***
1年前の自社 R&D ストックなしダミー		0.0745 [0.007405]***	0.0742 [0.007400]***	0.0776 [0.007401]***
定数項		-0.3086 [0.035868]***	-0.3038 [0.034566]***	-0.2961 [0.032156]***
産業ダミー		Yes	Yes	Yes
観測数		130172	130172	130172
線形パラメータ数		51	51	51
非線形パラメータ数		3	5	9
パラメータ数		54	56	60
誤差の標準偏差		0.06223	0.06223	0.06221
決定係数		0.45055	0.45060	0.45082
F 統計量 (H0: NULL モデル)		106695.68***	106718.10***	106807.76***

注)***p<1%、**p<5%、*1%。括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差。ただし、 σ の標準誤差は自然対数のスケールの値であり、検定結果は σ が1であることを帰無仮説としている。斜体の数値は推定値ではなく、パラメータに関する制約を示す。なお、「立地距離あたりのスピルオーバー効果減衰率」のパラメータ τ は-0.2以上0以下の値をとるように制約を付けて推定している。したがって、「取引関係のない企業との距離」を除き、これら全ての係数は端点解である。

付表 1：法人企業統計調査を用いた企業レベルの分析結果

モデル	Pooled OLS	固定効果	1 年階差	5 年階差
自社 R&D ストック(1 年ラグ)	0.0145 [0.000448]***	0.0016 [0.00143]		
自社 R&D ストック 0 ダミー(1 年ラグ)	0.1340 [0.00579]***			
自社 R&D ストック増加率(1 年ラグ)			0.0022 [0.00482]	0.0013 [0.00435]
初期 TFP 水準産業内相対値(対数)			-0.1610 [0.00200]***	-0.0948 [0.00173]***
定数項	-0.2510 [0.0164]***	-0.0895 [0.0179]***	0.0114 [0.00848]	0.0099 [0.00312]***
産業×年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	84943	67971	65995	15151
決定係数	0.615	0.449	0.154	0.268
F 統計量(H0:NULL モデル)	31665.6	71.85	18.02	41.43

注)***p<1%、**p<5%、*1%。括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差。Pooled OLS モデルと固定効果モデルの従属変数は「法人企業統計調査」から得られた各企業の TFP 水準であり、1 年階差モデルの従属変数は各企業の 1 年間の TFP 上昇率、5 年階差モデルの従属変数は各企業の TFP 上昇率の 5 年間の平均値(産業分類が変更になった年は除く)である。

付表 2：投入係数

供給産業	需要産業																				
	[04]	[05]	[06]	[07]	[08]	[09]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20]	[21]	[22]	[23]	[24]
[04] 食料品製造業	.198	.005	.005	.006	.004	.020	.009	.001	.002	.004	.001	.001	.004	.003	.002	.003	.004	.001	.002	.003	.006
[05] 繊維工業	.004	.390	.011	.003	.001	.005	.002	.001	.038	.008	.001	.003	.004	.003	.007	.006	.006	.003	.005	.005	.011
[06] パルプ・紙・紙加工品製造業	.027	.013	.430	.244	.007	.055	.053	.001	.014	.032	.001	.005	.008	.006	.017	.019	.015	.004	.003	.017	.020
[07] 印刷業	.012	.014	.016	.188	.002	.011	.018	.000	.003	.005	.001	.002	.008	.007	.018	.005	.009	.002	.006	.007	.006
[08] 化学肥料・無機・有機化学工業製品製造業	.010	.048	.030	.003	.478	.121	.278	.006	.315	.029	.006	.016	.004	.002	.014	.011	.010	.003	.004	.008	.134
[09] 医薬品製造業	.001	.000	.000	.000	.000	.084	.002	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
[10] その他化学工業	.003	.011	.018	.057	.009	.021	.110	.005	.012	.012	.002	.003	.015	.009	.005	.007	.007	.010	.019	.005	.023
[11] 石油・石炭製品製造業	.007	.009	.021	.007	.117	.005	.007	.075	.011	.039	.039	.009	.010	.005	.003	.004	.003	.002	.005	.005	.008
[12] ゴム製品製造業	.000	.004	.001	.002	.001	.003	.001	.000	.074	.003	.002	.000	.004	.020	.009	.010	.006	.024	.019	.009	.005
[13] 窯業・土石製品製造業	.009	.001	.002	.000	.004	.021	.008	.001	.002	.163	.010	.006	.007	.008	.004	.013	.019	.008	.008	.028	.010
[14] 鉄鋼業	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.005	.019	.635	.002	.333	.125	.032	.060	.005	.038	.113	.017	.012
[15] 非鉄金属製造業	.002	.000	.000	.004	.005	.002	.007	.000	.002	.007	.010	.376	.096	.031	.033	.107	.026	.021	.022	.035	.012
[16] 金属製品製造業	.032	.003	.002	.001	.006	.021	.024	.004	.039	.017	.001	.003	.116	.060	.038	.039	.018	.011	.040	.022	.021
[17] 一般機械器具製造業	.000	.000	.000	.000	.000	.002	.001	.000	.000	.005	.001	.001	.004	.316	.032	.025	.006	.014	.050	.020	.006
[18] 家庭電気機械製造業	.000	.000	.000	.001	.000	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.001	.000	.145	.000	.001	.007	.004	.000	.000
[19] 電気機械器具製造業	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.002	.038	.050	.245	.051	.046	.032	.025	.001
[20] 情報通信機械器具製造業	.000	.000	.000	.002	.000	.002	.001	.000	.000	.000	.000	.001	.006	.030	.159	.046	.382	.005	.011	.071	.007
[21] 自動車製造業	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.598	.041	.000	.000
[22] その他輸送機械器具製造業	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.270	.000	.000
[23] 精密工業製品製造業	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.007	.003	.002	.000	.001	.002	.175	.000
[24] その他製造業	.026	.034	.070	.084	.006	.062	.045	.002	.059	.024	.002	.023	.013	.020	.070	.051	.041	.030	.027	.070	.259

出所：JIP データベース 2011 より著者作成。

付表 3 : 産出係数

需要産業	供給産業																				
	[04]	[05]	[06]	[07]	[08]	[09]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20]	[21]	[22]	[23]	[24]
[04] 食料品製造業	.113	.006	.068	.038	.018	.002	.009	.011	.002	.023	.000	.005	.050	.000	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.023
[05] 繊維工業	.001	.237	.012	.016	.031	.000	.013	.005	.010	.001	.000	.000	.002	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.011
[06] パルプ・紙・紙加工品製造業	.001	.005	.279	.013	.013	.000	.016	.008	.002	.001	.000	.000	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.016
[07] 印刷業	.000	.001	.087	.086	.001	.000	.027	.001	.002	.000	.000	.002	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.010
[08] 化学肥料・無機・有機化学工業製品製造業	.001	.001	.007	.003	.343	.000	.012	.073	.003	.004	.000	.006	.004	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.002
[09] 医薬品製造業	.002	.001	.021	.006	.033	.049	.011	.001	.003	.008	.000	.001	.005	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.008
[10] その他化学工業	.001	.001	.026	.011	.097	.002	.073	.002	.001	.004	.000	.004	.007	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.008
[11] 石油・石炭製品製造業	.000	.001	.001	.001	.004	.000	.006	.043	.000	.001	.000	.000	.002	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
[12] ゴム製品製造業	.000	.006	.003	.001	.048	.000	.003	.002	.044	.000	.000	.001	.005	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.005
[13] 窯業・土石製品製造業	.001	.003	.019	.004	.012	.000	.009	.014	.005	.094	.005	.005	.006	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.005
[14] 鉄鋼業	.000	.001	.002	.002	.007	.000	.005	.035	.008	.014	.459	.018	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.001
[15] 非鉄金属製造業	.000	.001	.002	.002	.006	.000	.003	.003	.000	.003	.000	.251	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.004
[16] 金属製品製造業	.001	.003	.007	.009	.003	.000	.019	.006	.010	.007	.150	.111	.068	.001	.001	.002	.002	.000	.000	.000	.004
[17] 一般機械器具製造業	.001	.004	.010	.016	.003	.001	.021	.005	.097	.015	.111	.069	.069	.192	.001	.054	.021	.000	.000	.028	.013
[18] 家庭電気機械製造業	.000	.003	.010	.013	.006	.000	.004	.001	.014	.002	.009	.023	.014	.006	.109	.022	.034	.000	.000	.004	.014
[19] 電気機械器具製造業	.001	.003	.014	.005	.006	.000	.007	.002	.021	.009	.022	.098	.018	.006	.000	.145	.013	.000	.000	.004	.013
[20] 情報通信機械器具製造業	.001	.007	.027	.021	.013	.001	.017	.004	.029	.035	.004	.059	.021	.004	.002	.075	.269	.000	.000	.001	.026
[21] 自動車製造業	.001	.006	.011	.008	.005	.000	.037	.004	.180	.023	.052	.074	.019	.013	.027	.102	.005	.443	.000	.004	.030
[22] その他輸送機械器具製造業	.000	.001	.001	.003	.001	.000	.010	.001	.020	.003	.021	.010	.010	.006	.002	.010	.002	.004	.196	.002	.004
[23] 精密工業製品製造業	.000	.001	.004	.002	.001	.000	.002	.001	.007	.007	.002	.011	.004	.002	.000	.005	.007	.000	.000	.101	.006
[24] その他製造業	.003	.014	.037	.014	.174	.000	.057	.009	.026	.018	.011	.028	.025	.004	.001	.001	.005	.000	.000	.001	.167

出所: JIP データベース 2011 より著者作成。

付表 4：産業連関を通じた企業間 R&D スピルオーバー効果

		推定式[1]	推定式[2]	推定式[3]
<u>非線形部分</u>				
立地距離あたりのスピルオーバー効果減衰率				
他社 R&D との距離 (km)	τ_S	-0.0004 [0.001673]	-0.0200 [0.009565]**	0.0000 [0.002042]
公的 R&D との距離 (km)	τ_P	0.0000 [0.001214]	0.0000 [0.001227]	0.0000 [0.001218]
<u>線形部分</u>				
自社 R&D ストック増加率	α_R	0.0216 [0.002215]***	0.0216 [0.002215]***	0.0215 [0.002216]***
他社 R&D スピルオーバー増加率	α_S	0.0195 [0.017035]	0.0066 [0.004700]	0.0135 [0.017014]
供給産業 R&D スピルオーバー増加率		0.0137 [0.004206]***		0.0135 [0.004174]***
需要産業 R&D スピルオーバー増加率			-0.0101 [0.002769]***	-0.0064 [0.003443]*
公的 R&D スピルオーバー増加率	α_P	-0.0104 [0.033900]	-0.0293 [0.034976]	-0.0233 [0.034861]
×1 期前の自社 R&D ストック・売上高比率との交差項	β_{RP}	0.149321 [0.044244]***	0.148552 [0.044303]***	0.149417 [0.044249]***
1 期前の自社 R&D ストック・売上高比率	γ_R	-0.004759 [0.001368]***	-0.004737 [0.001370]***	-0.004763 [0.001368]***
初期 TFP 水準産業内相対値(対数)	ρ	-0.0758 [0.000704]***	-0.0757 [0.000704]***	-0.0758 [0.000704]***
産業 TFP 変化率		0.9355 [0.019194]***	0.9392 [0.018748]***	0.9380 [0.019276]***
定数項		0.0128 [0.007572]*	0.0164 [0.007389]**	0.0140 [0.007583]*
産業ダミー		Yes	Yes	Yes
年次ダミー		Yes	Yes	Yes
観測数		47983	47983	47983
線形パラメータ数		74	74	75
非線形パラメータ数		2	2	2
パラメータ数		76	76	77
誤差の標準偏差		0.013117	0.013117	0.013117
決定係数		0.165353	0.165372	0.165375
F 統計量 (H0: NULL モデル)		9490.90***	9492.20***	9492.25***

注)***p<1%、**p<5%、*1%。括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差。なお、「立地距離あたりのスピルオーバー効果減衰率」のパラメータ τ_S 及び τ_P は-0.2 以上 0 以下の値をとるように制約を付けて推定している。したがって、これらの係数が-0.2 または 0 となっている場合、制約付最適化問題の端点解であることを示していることに注意されたい。

【執筆者】

池内 健太	文部科学省科学技術政策研究所 第1研究グループ研究員
深尾 京司	一橋大学経済研究所長 文部科学省科学技術政策研究所 第1研究グループ客員総括主任研究官 独立行政法人経済産業研究所 ファカルティフェロー
René Belderbos	ルーベン大学 教授 UNU-MERIT・マーストリヒト大学 客員研究員 文部科学省科学技術政策研究所 国際客員研究官
権 赫旭	日本大学経済学部 教授 文部科学省科学技術政策研究所 客員研究官 独立行政法人経済産業研究所 ファカルティフェロー
金 榮愨	専修大学経済学部 准教授 文部科学省科学技術政策研究所 客員研究官

DISCUSSION PAPER No.93

工場立地と民間・公的 R&D スピルオーバー効果：
技術的・地理的・関係的近接性を通じたスピルオーバーの生産性効果

2013 年 5 月

文部科学省 科学技術政策研究所
第 1 研究グループ

〒100-0013

東京都千代田区霞が関 3-2-2 中央合同庁舎第 7 号館 東館 16 階

TEL:03-3581-2396 FAX:03-3503-3996