



RIETI Discussion Paper Series 13-J-036

製造業における生産性動学と R&D スピルオーバー： ミクロデータによる実証分析

池内 健太

科学技術政策研究所

金 榮慧

専修大学 / 科学技術政策研究所

権 赫旭

経済産業研究所

深尾 京司

経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

製造業における生産性動学と R&D スピルオーバー：マイクロデータによる実証分析¹

池内健太（科学技術政策研究所）

金榮愨（専修大学・科学技術政策研究所）

権赫旭（日本大学・科学技術政策研究所・経済産業研究所）

深尾京司（一橋大学・科学技術政策研究所・経済産業研究所）

要 旨

工場レベルのデータを用いた最近の生産性動学分析によれば、生産性の高い工場が閉鎖されるために退出効果が負であったことと、中小工場で全要素生産性（TFP）上昇が低迷したことが、1990年代以降の日本の製造業の生産性上昇低迷の主因であった。本論文では、『工業統計調査』や『科学技術研究調査』のマイクロデータを接合し、地域経済学の視点からこの2つの問題を研究した。我々は第一に、生産性動学を全製造業と都道府県別に行い、どの地域で負の退出効果が生じたかを分析した。その結果、1995年以降、東京、大阪、神奈川など製造業の集積地で大きな負の退出効果が生じたことが分かった。我々は第二に、工場のTFP上昇に対する、当該工場を持つ企業の研究開発（R&D）の効果、他社や政府のR&Dのスピルオーバー効果、等を計測した。その結果、ある企業の工場が他企業のR&Dから受けるスピルオーバー効果は、他企業の工場との距離が遠いほど減衰すること、産業集積地におけるR&D集約的な企業の工場閉鎖が1990年代後半以降スピルオーバー効果を著しく弱めたことが分かった。産業集積地におけるR&D集約的な企業の工場閉鎖が、負の退出効果と中小工場におけるTFP上昇の低迷を同時にもたらしたことになる。この他、1990年代後半以降、大学以外の公的機関のR&Dが減少したことにより、公的R&Dから日本の製造業へのスピルオーバー効果が低下した可能性が高いことも分かった。

Key words: : R&D スピルオーバー、都道府県別生産性動学、TFP 上昇、公的 R&D、地域経済

JEL classification: O33, O47, R11

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹ 本論文の実証研究は一橋大学、文部科学省科学技術政策研究所、経済産業研究所の共同研究の一部として行われた。なお、公的R&Dのスピルオーバー効果や企業間の取引関係がR&Dスピルオーバーに与える影響に関する詳しい分析結果は、池内・深尾・ベルデルボス・権・金（2013）を見られたい。本論文作成にあたり、討論者の岡室博之一橋大学教授をはじめとする一橋大学経済研究所定例研究会と経済産業研究所 DP 検討会参加者の方々から、大変有益なコメントを頂いた。深く感謝したい。

1. はじめに

『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。² 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)。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)。³

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。⁴

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、中小企業の R&D 集約度は低い。⁵ 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。更に日産自動車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。

² 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。

³ 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。

⁴ 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。

⁵ 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。

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。⁶

この問題を検証するためには、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、企業の R&D 支出データと工場の生産性データを接合し、地域経済の視点から生産性動学を行い、また工場間の距離が R&D スピルオーバーに与える影響を分析する必要がある。本論文では 1981 - 2007 年という長期間について、『科学技術研究調査』の企業データと『工業統計調査』の工場データを接合することにより、このような分析を行う。⁷

本論文の構成は次のとおりである。まず第 2 節では、『工業統計調査』の工場データを用いた生産性動学の分析結果を県別に集計することで、生産性動学のパターンが県間でどのように異なるかを検証する。次に我々は、『工業統計調査』と『科学技術研究調査』を接合したデータを用いて、R&D 集約的な企業の工場の退出により R&D スピルオーバー効果が減少したか否かについて検証する。第 3 節では、我々の分析方法と変数について説明する。第 4 節では、分析結果を報告する。最後に第 5 節では、本論文の主な結果を要約し、その政策的含意について考察する。

2. 日本の製造業における産業・県別の生産性動学

本節では、『工業統計調査』マイクロデータを用いて生産性動学分析を行い、その結果を都道府県別に集計することにより、負の退出効果が主にどの地域で生じたかを調べることにする。

2.1 TFP レベルの測定

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。

$$\ln TFP_{i,t} = (\ln Q_{i,t} - \overline{\ln Q_t}) - \sum_{n=1}^N \frac{1}{2} (S_{n,i,t} + \overline{S_{n,t}}) (\ln X_{n,i,t} - \overline{\ln X_{n,t}})$$

where $t = 0,$

⁶ 企業内、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）。

⁷ 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。なお、池内・深尾・ベルデルボス・権・金（2013）では、クロスセクションデータを使った実証分析により、企業間取引関係が R&D スピルオーバーに統計的に有意なプラスの影響を与えるとの結果を得ている。

$$\ln TFP_{i,t} = (\ln Q_{i,t} - \overline{\ln Q_t}) - \sum_{n=1}^N \frac{1}{2} (S_{n,i,t} + \overline{S_{n,t}}) (\ln X_{n,i,t} - \overline{\ln X_{n,t}}) \\ + \sum_{s=1}^t (\overline{\ln Q_s} - \overline{\ln Q_{s-1}}) - \sum_{s=1}^t \sum_{n=1}^N \frac{1}{2} (\overline{S_{n,s}} + \overline{S_{n,s-1}}) (\overline{\ln X_{n,s}} - \overline{\ln X_{n,s-1}})$$

where $t \neq 0$.

ただし、 $Q_{i,t}$ 、 $S_{n,i,t}$ 、 $X_{n,i,t}$ は、それぞれ、工場 i の t 期の産出、工場 i の t 期の投入要素 n のコストシェア、工場 i の t 期の投入要素 n の投入量を表す。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。各変数の上の傍線は各変数の産業平均を表す。『工業統計調査』のマイクロデータを用いて 1981 年から 2008 年の各工場の TFP 水準を測定した。産業分類は、『工業統計調査』の産業分類を R-JIP データベースの産業分類に合わせたものを使った。また、基準年はデータの初期時点である 1981 年にした。⁸ 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。

2.2 生産性動学の都道府県別集計

我々は製造業全体の TFP の上昇を、各工場内における TFP 上昇と、TFP 水準の高い工場の生産拡大や低い工場の縮小、TFP 水準の高い工場の参入や低い工場の退出のような、工場間の資源再配分の効果に分解する、生産性動学分析を行う。まず、各工場レベルの TFP を集計する方法として Baily, Hulten and Campbell (1992) の方法を用いる。 t 年におけるある産業 TFP 対数値を次式のように定義する。

$$\ln TFP_t = \sum_{i=1}^n D_{i,t} \ln TFP_{i,t}$$

ここで、 $\ln TFP_{i,t}$ は各工場の TFP 水準の対数値、ウェイトの $D_{i,t}$ はドマー・ウェイトで、各工場 i の名目産出額を産業全体の付加価値額で割ったものである。生産性分解の方法としては、Foster, Haltiwanger and Krizan (2001) の分解方法 (以下では FHK 分解方法と呼ぶ) を採用した⁹。

⁸ 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。

⁹ 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

FHK 分解方法によれば、各産業における TFP 水準対数値の基準年 $t - \tau$ （基準年は初期時点 0 より後の年でも構わない）から比較年 t にかけての変化は、次の 5 つの効果の和として分解できる¹⁰。

$$\text{内部効果(Within effect): } \sum_{i \in S} D_{i,t-\tau} \Delta \ln TFP_{i,t}$$

$$\text{シェア効果(Between effect): } \sum_{i \in S} \Delta D_{i,t} (\ln TFP_{i,t-\tau} - \overline{\ln TFP_{t-\tau}})$$

$$\text{共分散効果(Covariance effect): } \sum_{i \in S} \Delta D_{i,t} \Delta \ln TFP_{i,t}$$

$$\text{参入効果(Entry effect): } \sum_{i \in N} D_{i,t} (\ln TFP_{i,t} - \overline{\ln TFP_{t-\tau}})$$

$$\text{退出効果(Exit effect): } \sum_{i \in X} D_{i,t-\tau} (\overline{\ln TFP_{t-\tau}} - \ln TFP_{i,t-\tau})$$

ただし、 S は基準年から比較年にかけて存続した工場の集合、 N と X はそれぞれ参入、退出した工場の集合をあらわす。¹¹ また、変数の上の線は産業内全工場の算術平均、 Δ は $t - \tau$ 期から t 期までの差分を表す。第一項の内部効果は各工場内で達成された TFP 上昇によって産業全体の TFP が上昇する効果を表す。第二項のシェア効果は基準時点において TFP が高い工場がその後市場シェアを拡大させることによる TFP 上昇効果である。第三項の共分散効果は TFP を伸ばした工場の市場シェアがより拡大することによる効果である。第二項と第三項の合計は存続工場間の資源再配分の効果を表す。参入効果と退出効果は、基準時点の産業平均生産性より生産性の高い工場が参入したり、相対的に生産性の低い工場が退出したりすることによる効果を表す。

図 1 の左側は全期間を 10 年毎で分けて、また右側は全期間を 5 年毎で分けて、各工場の生産性成長を日本の製造業全体に集計した結果である。このため、図 1 の TFP 上昇は、製造業全体の付加価値ベースの TFP 上昇に対応する。

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。¹⁰ 厳密には、本論文で採用している、ドマー・ウェイトによって定義されている産業生産性水準対数値の基準年 $t - \tau$ から比較年 t にかけての変化は、上記の 5 つの効果の和と以下の項の合計に等しい。

$$\overline{\ln TFP_{t-\tau}} \left(\sum_{i \in S,N} D_{i,t} - \sum_{i \in S,X} D_{i,t-\tau} \right)$$

FHK のオリジナルの方法では各工場のウェイトの合計が 1 である（ $\sum_{i=1}^n \theta_{i,t} = 1$ ）ため、カッコ内は常に 0 となる。しかし、本論文で採用しているドマー・ウェイトはその合計が通常 1 以上になり、年によって異なる。例えば、ドマー・ウェイトの合計が $t - \tau$ 年から t 年にかけて増加する（時間を通じて付加価値の合計より粗生産の合計が大きくなる $\sum_{i \in S,N} D_{i,t} > \sum_{i \in S,X} D_{i,t-\tau}$ ）場合、上記の五つの効果の合計が、個別工場の生産性の加重平均の変化より

$\overline{\ln TFP_{t-\tau}} \left(\sum_{i \in S,N} D_{i,t} - \sum_{i \in S,X} D_{i,t-\tau} \right)$ だけ低くなることを意味する。参考として産業別ドマー・ウェイトの合計の平均は 1985 年 2.74、1995 年 2.22、2005 年 2.40 である。

¹¹ 仮に $t - \tau$ 年から t 年にかけて、ある工場の主業が i 産業から j 産業に変化した場合、この工場の TFP が 2 つの産業において共に高い（低い）水準にあれば、 i 産業の平均生産性を下落（上昇）させ、 j 産業の平均生産性を上昇（下落）させる効果を持つ。我々の参入、退出効果には、このようなスイッチ・イン（Switch-in）、スイッチ・アウト（Switch-out）効果を含む。

図 1 によれば、日本の製造業の生産性動学には以下の特徴が見られる。第一に、Fukao and Kwon (2006)、金・深尾・牧野 (2010) の分析結果と同様に、TFP 上昇率下落の主要な原因は存続工場内で起きた TFP 上昇率の下落、つまり、内部効果であった。第二に、シェア効果と共分散効果の合計である再配分効果は近年になるほど高くなり、改善が見られる。第三に、退出効果は期間の区分と関係なく負で、最近になるにつれて徐々に大きくなっている。第四に、参入効果は退出効果とは対照的に正で拡大している。

図1. TFP上昇率の要因分解
(工業統計調査マイクロデータ、年率、%)

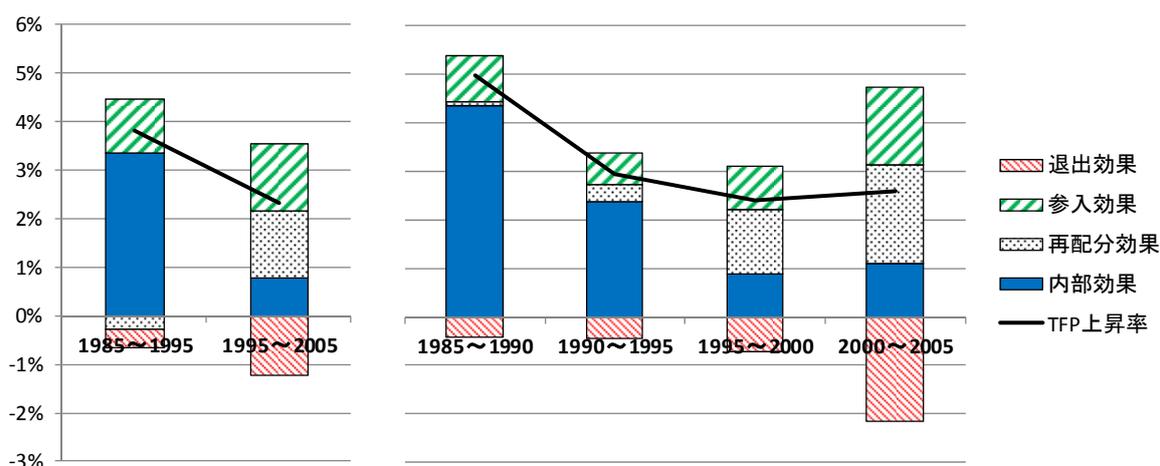


図 2a と 2b は、図 1 の左側で報告した 10 年を単位とする生産性上昇の要因分解を県別に集計した結果である。この 2 つの図は、1985-1995 年と 1995-2005 年それぞれについて、各県の各効果が、日本の製造業全体の TFP 上昇にどれ程寄与したかを示している。従って、各効果について、この図の各県における値を全県について合計すれば、図 1 の各効果と一致する。¹²

なお、再配分効果や参入効果、退出効果を県間で比較可能にするために、各効果の定義式に含まれる生産性の産業平均値としては、各県の産業平均値ではなく日本全体の産業平均値を使っている。

製造業全体の TFP 上昇への寄与が、県間で大きく異なることが分かる。1985-1995 年には、

¹² 『工業統計調査』のマイクロデータを集計することで、都道府県別・産業別に TFP 上昇を算出できる。製造業全体について、こうして算出した付加価値ベースの県別 TFP 上昇率と、R-JIP データベースの付加価値ベースの県別 TFP 上昇率の相関は 1985 年から 1995 年の間では 0.183 であり、1995 年から 2005 年の間では 0.666 であった。一部の期間で相関係数が必ずしも高くない原因としては、『工業統計調査』が工場を併設しない本社の活動を対象としていないのに対し、R-JIP は原則これをカバーしていること、本論文では工場レベルの TFP をその対数値について加重平均することで産業レベルに集計（つまり産業レベルの TFP を各工場の TFP の加重幾何平均として算出）しているのに対し、R-JIP では産業レベルの TFP は、(工場を併設しない本社を含む) 各事業所の生産額や各生産要素投入の合計値を使って算出していること、R-JIP では元になった県民経済計算の石油製品・石炭製品製造業の値に問題があること、等が考えられよう。

愛知県、東京都、静岡県、埼玉県、神奈川県といった、大都市に比較的近い製造業集積地が日本の製造業の TFP 上昇を支える中心的な役割を果たしていた。これに対して 1995 年以降は、東京都、神奈川県、大阪府、愛知県、千葉県のような都市部において、大きな負の純参入効果が生じた。また特に大きな負の退出効果のために、東京と神奈川の日本全体の製造業 TFP 上昇への寄与は、全ての効果を合計してもほとんどゼロないしマイナスに落ち込んでしまった。

1995 年以降都市部で大きな負の退出効果が生じた原因としては、生産性の高い企業が都市部の工場を閉鎖し、海外や地方などに工場を新設した可能性が指摘できよう。なお、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。

この 2 つの図からはまた、1985－1995 年の期間に比べて、1995－2005 年の期間に内部効果が急減する一方で、資源再配分効果の改善が見られることも指摘できる。

図2a. 製造業TFP上昇率への県別寄与
 (工業統計調査個票データ、1985-1995、都道府県別、年率、%ポイント)

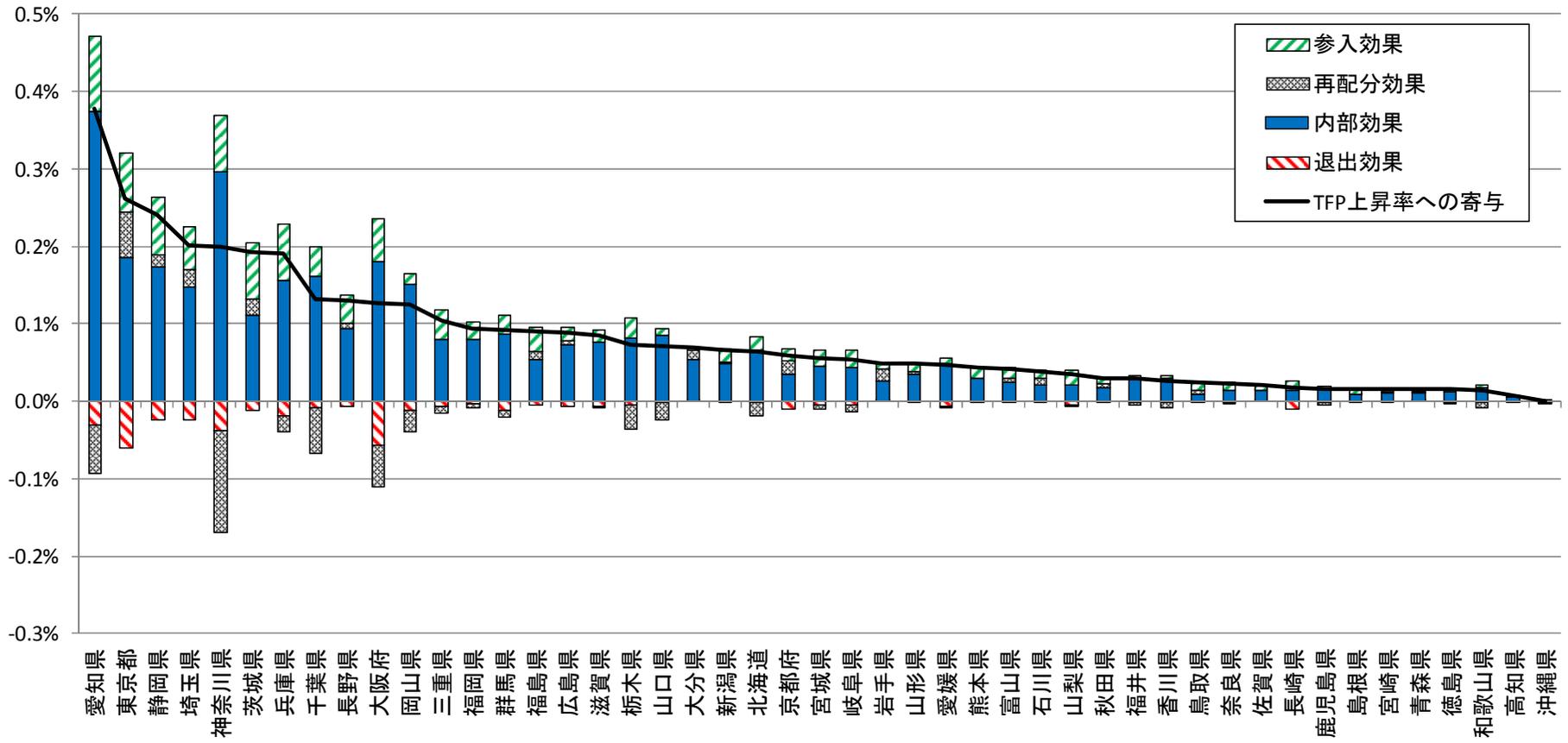
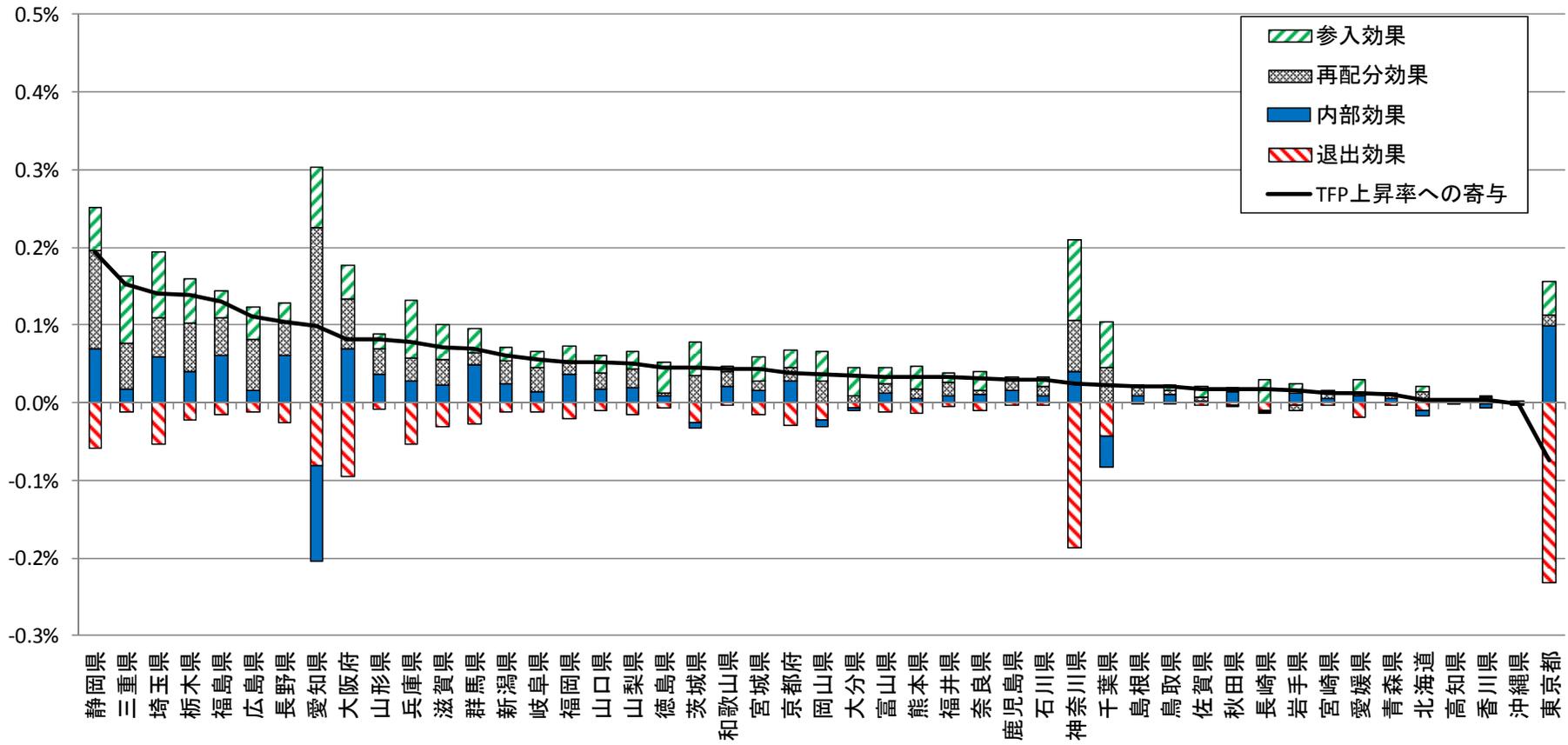


図2b. 製造業TFP上昇率への県別寄与
 (工業統計調査個票データ、1995-2005、都道府県別、年率、%ポイント)



3. 民間・公的 R&D 技術知識スピルオーバー効果：データと分析方法

図 1 で報告した生産性動学分析の結果からも明らかのように、製造業の TFP 上昇率が 1990 年代以降低下した主因は、内部効果の低下と負の退出効果の拡大である。本節ではこのうち内部効果の低下について、詳しく分析してみよう。

第 1 節でも紹介したように、先行研究によれば 1990 年代以降の製造業における内部効果の低下は、主に中小工場で生じている。中小工場の多くは中小企業が所有しているが、日本では中小企業の R&D はあまり活発でなく、これらの工場の生産性上昇は、大企業からの R&D スピルオーバーに依存してきた可能性がある。そこで、本節では日本の製造業を長期間カバーするデータを用いて、研究開発 (R&D) 投資による企業内の技術知識ストックの蓄積と企業間及び公的機関から工場への技術知識スピルオーバーが製造業の異なる生産性動学に与える効果を分析する。¹³

技術知識ストックが生産性に及ぼす影響については Griliches (1979) を先駆的研究として多くの研究の蓄積があり (Hall et al. 2010)、技術的な近接性と地理的な近接性が企業間の技術知識スピルオーバーを高める効果が指摘されている (例えば、Jaffe et al. 1993、Adams and Jaffe 1996、Goto and Suzuki 1989、Aldieri and Cincera 2009)。また、大学等の公的機関における研究活動から企業へのスピルオーバーの重要性を指摘する研究もある (例えば、Jaffe 1989、Adams 1990、Anselin et al. 1997、Furman et al. 2006)。そこで、本節では企業内の R&D の効果と企業間のスピルオーバー効果に加えて、公的 R&D が工場の生産性に与えるスピルオーバー効果についても分析対象とする、総合的な研究を行う。

3.1 データの出所とサンプル

本節の分析で用いる主なデータは経済産業省が実施する『工業統計調査』と総務省が実施する『科学技術研究調査』の 1983 年から 2007 年までのマイクロデータである。『工業統計調査』を用いて製造業の工場レベルの全要素生産性 (TFP) を計測する一方、『科学技術研究調査』を用いて民間企業、大学、その他公的機関の技術知識ストックを推計し、工場レベルの TFP の上昇率に対する民間企業、大学、その他公的機関の技術知識ストックの効果を分析する。

分析対象は『工業統計調査』と『科学技術研究調査』のマイクロデータを両調査の名簿情報 (企業名称、住所、資本金、産業分類等) を用いて企業レベルで接続できた企業およびその工場である。¹⁴ なお、『工業統計調査』の名簿情報は 1994 年以降のみ利用可能であり、『科学技術

¹³ 技術知識ストックとそのスピルオーバー効果は工場の参入 (新規設立)・退出にも影響する可能性があるが、ここでは存続工場の生産性上昇 (すなわち生産性動学における内部効果) への影響のみ分析している。技術知識ストックとそのスピルオーバー効果が工場の参入 (新規設立)・退出に与える影響の分析は、本論文で残された課題の一つである。

¹⁴ ただし、『工業統計調査』と接続できなかった企業の技術知識ストックについても、『科学技術研究調査』における住所情報 (多くの場合は本社だが、一部研究所の住所の場合もある) を用

研究調査』の名簿情報は2001年以降のみ利用可能である。両調査の名簿情報が利用可能な2001年以降に関しては、『科学技術研究調査』全体のR&D支出額の概ね90%以上を『工業統計調査』と接続された企業がカバーしている。しかし、名簿情報が一部または全く利用できない1983年から2000年までの期間については2001年時点での対応関係を過去に延長して接続を行なったが、この期間は接続企業によるR&D支出額がカバーする割合が60~90%にとどまっている。最終的に分析に用いたサンプルは1年あたり平均で約1万5千の工場である。

3.2 モデルと変数

工場*i*の TFP_{it} 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。なお、各工場のTFP上昇率（グロス・アウトプット・ベースである）は第2節と同様の方法で、ただし年次ベースで推計した。

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。¹⁵ $T_{s(i)s'}$ 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。

次に、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。

いて、スピルオーバーの推計には含めている。

¹⁵ 『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。

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

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。

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

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。

本節では、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¹⁶。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¹⁷。また、企業の製品分野別 R&D ストック及び公的機関の学術分野別 R&D ストックは恒久棚卸法によって測定する。ここで、企業の R&D ストックにかかる陳腐化率は1985年と2009年の「民間企業の研究活動に関する調査報告」（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。一方、公的 R&D にかかる陳腐化率について

¹⁶ 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。この点については池内・深尾・ベルデルボス・権・金（2013）を参照されたい。

¹⁷ 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

は、先行研究にしたがって 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%) とほぼ一致している¹⁸。

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 1989)。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)。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。

3.3 推定方法

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なった。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。

$$\begin{aligned}
 & \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left(\frac{z_{it}}{\sum_{t'=\bar{t}}^{\bar{t}+4} z_{it'}} \Delta \ln TFP_{it} \right) \\
 &= \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left(\frac{z_{it}}{\sum_{t'=\bar{t}}^{\bar{t}+4} z_{it'}} \alpha_R \Delta \ln R_{it-1} \right) \\
 &+ \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[\frac{z_{it}}{\sum_{t'=\bar{t}}^{\bar{t}+4} z_{it'}} \left(\alpha_S + \beta_{RS} \frac{R_{it-1}}{Y_{f(i)s(i)t-1}} \right) \Delta \ln S_{it-1} \right] \\
 &+ \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} \left[\frac{z_{it}}{\sum_{t'=\bar{t}}^{\bar{t}+4} z_{it'}} \left(\alpha_P + \beta_{RP} \frac{R_{it-1}}{Y_{f(i)s(i)t-1}} \right) \Delta \ln P_{it-1} \right] + \gamma_R \frac{R_{it-1}}{Y_{f(i)s(i)t-1}} \\
 &+ \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\pi} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{5}$$

ただし、 $\bar{t} = 1987, 1992, 1997, 2002$ 、 $\Delta(X_t) = X_{t+1} - X_t$ 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) である。我々は、R&D ストック

¹⁸ 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。

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・技術的・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、通常の回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¹⁹。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. 民間・公的 R&D 技術知識スピルオーバー効果：分析結果

4.1 TFP 上昇率に対する R&D の効果の推定結果

表1は(5)式の推定結果を示す。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も考慮した場合の結果である。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。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]の結果が示す通り、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

¹⁹ (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・技術的・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・技術的・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・技術的・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(3)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。

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。

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 $(1 - \exp(-0.0053*100))*100=41\%$ の減衰)。

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。²⁰ 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。

²⁰ 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。

表1.推定結果

従属変数：5年間のTFP上昇率の平均値(県・産業別の労働の質を考慮した推計値)

| | | 推定式[1] | 推定式[2] | 推定式[3] |
|---------------------------|--------------|--------------------------|--------------------------|----------------------------|
| 非線形部分 | | | | |
| 立地距離1kmあたりのスピルオーバー効果減衰率 | | | | |
| 企業間スピルオーバー | τ_S | -0.0048 [0.002039]** | -0.0049 [0.002112]** | -0.0053 [0.002333]** |
| 公的R&Dのスピルオーバー | 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]** |
| ×1期前の自社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] |
| ×1期前の自社R&Dストック・売上高比率との交差項 | β_{RP} | | | 0.1543 [0.040314]*** |
| 1期前の自社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]*** |
| TFP上昇率の産業平均 | | 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 |
| 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1)5年階差モデルで推計された。サンプルは1987-2007年までの『科学技術研究調査』サンプル企業と接合された『工業統計調査』の工場である。ただし、自社R&Dストック増加率が±50%以上の工場を除いた。

注2)***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1km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。

4.2 存続工場の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

以上報告した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 $\bar{t}+5$ 年間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。

$$\Delta \ln TFP_{\bar{t}} = \sum_i \left[D_{i\bar{t}} \sum_{t=\bar{t}}^{\bar{t}+4} (z_{it} \Delta \ln TFP_{it}) \right] \quad (6)$$

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²¹。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。推定式[3]の結果を使えば、(6)式は次の 4 つの項の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 3 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 1 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。図 1 で既に見た内部効果の動きと同様に、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。

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 5 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。

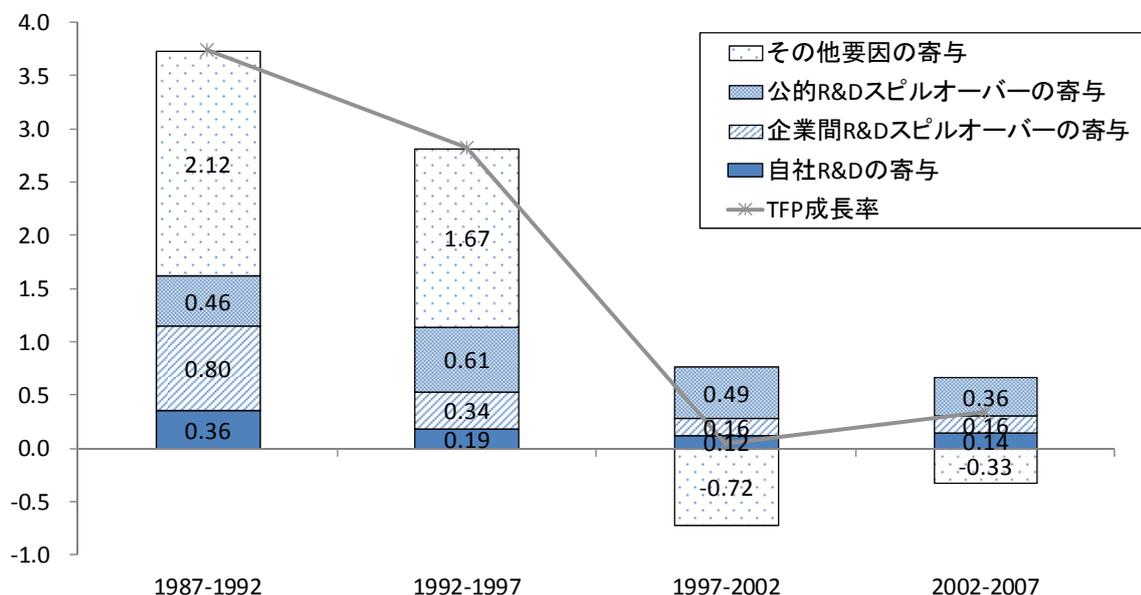
2000 年代になると自社 R&D の寄与は若干上昇しているのに対し、企業間 R&D スピルオーバーの寄与は微減という状況である。一方、公的 R&D スピルオーバーの寄与は 1990 年代前半のバブル崩壊前後には 0.46%から 0.6%に上昇したが、2000 年前後には 0.49%から 0.36%へと減少した。

²¹ ドマー・ウェイト $D_{i\bar{t}}$ は \bar{t} 年から $\bar{t}+5$ 年間の工場 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。

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、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。第一に、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 上昇の係数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。第二に、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3. 推定結果[3]に基づく日本の製造業全体のTFP上昇率(存続企業のみ)の要因分解(年率、%ポイント)



注) 推定結果[3]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。
 「其他の要因の寄与」はTFP成長率の産業平均の効果、定数項、年次ダミー、産業ダミーの効果などを含んでいる。

4.3 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。²²

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。

²² 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。

表2.推定結果[3]に基づくTFP上昇率の要因分解詳細
(製造業全体の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ストックの変化の寄与 | 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ストックの変化の効果 | 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)推定結果[3]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。

4.4 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 2 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 2 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²³。

²³ (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。

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

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=

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

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} の 3 つに分けられることから、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=

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。前節で示したように 1990 年代の後半から 2000 年代にかけて都市部・製造業集積地において大きな負の純参入効果が観察されるが、これが企業間のスピルオーバー効果を大幅に低下させた可能性が高い。

このことを確認するため、図 4a・図 4b 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（図 4b）。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。

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 5 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²⁴。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

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

(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＝

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

(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＝

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

²⁴ 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。

りも高い水準にあることがわかる。

なお表 2 によれば、2000 年前後の公的 R&D スピルオーバーの寄与の低下の原因を探ると、大学よりもその他公的機関からのスピルオーバー効果の寄与の低下が大きいことも分かる。

4.5 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

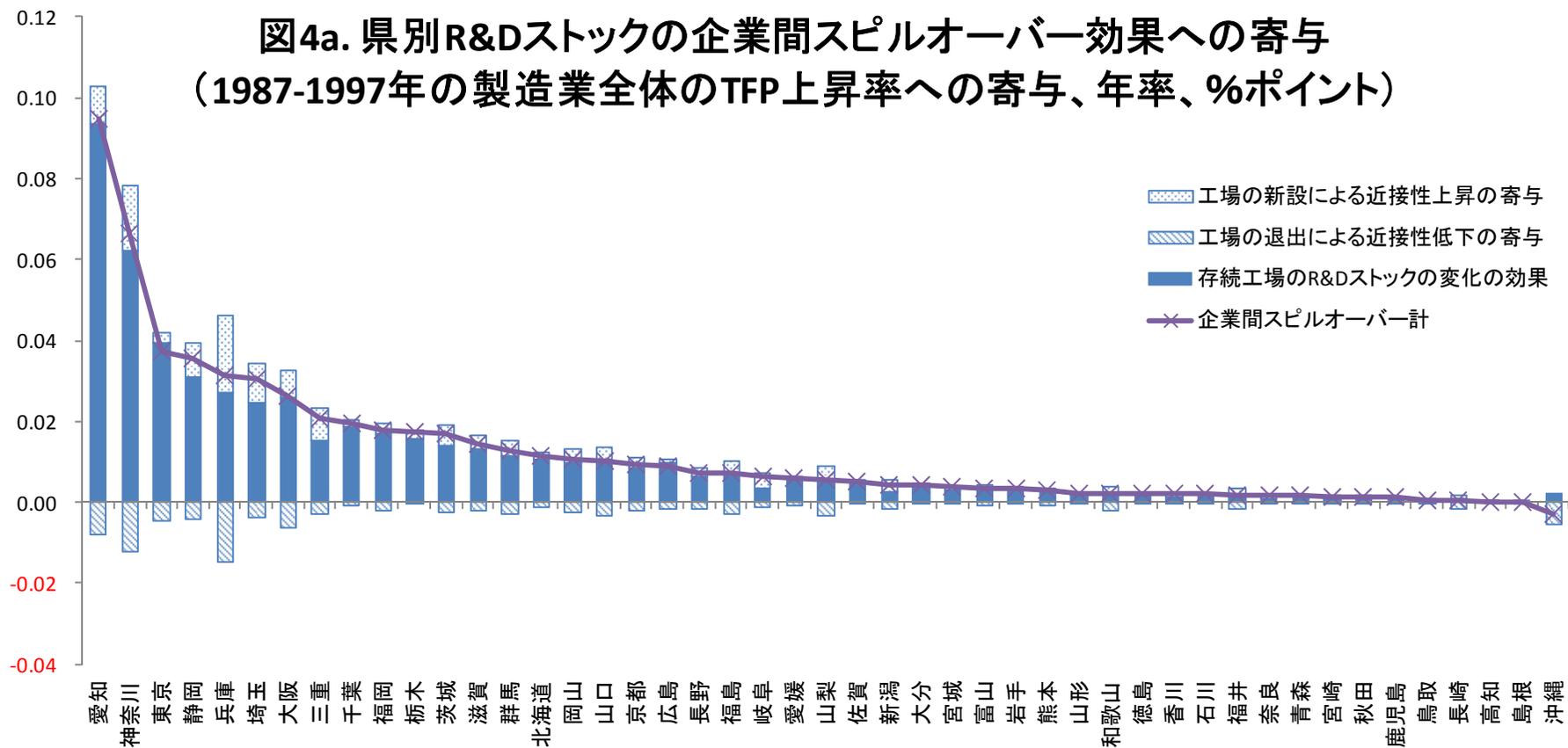
最後に、企業の R&D と公的部門の R&D をそれぞれ製品分野別、学術分野別に分けて、TFP 上昇率への寄与を分析してみよう。表 3 は推定式[3]の結果にもとづき、製品分野別の企業 R&D ストックの合計と 5 年ごとの実質 R&D 純投資額の合計のそれぞれの推移を示すとともに、各製品分野の企業 R&D の製造業全体の TFP 上昇率への寄与を示している。この TFP 上昇率の寄与は自社 R&D 効果と企業間 R&D スピルオーバー効果の寄与の合計である。また、表 3 の右側から 2 番目のブロックはこのように試算した製品分野別 R&D の TFP 上昇率への寄与に基づき、将来にわたっての 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 3 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 4 は表 3 と同様に、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。

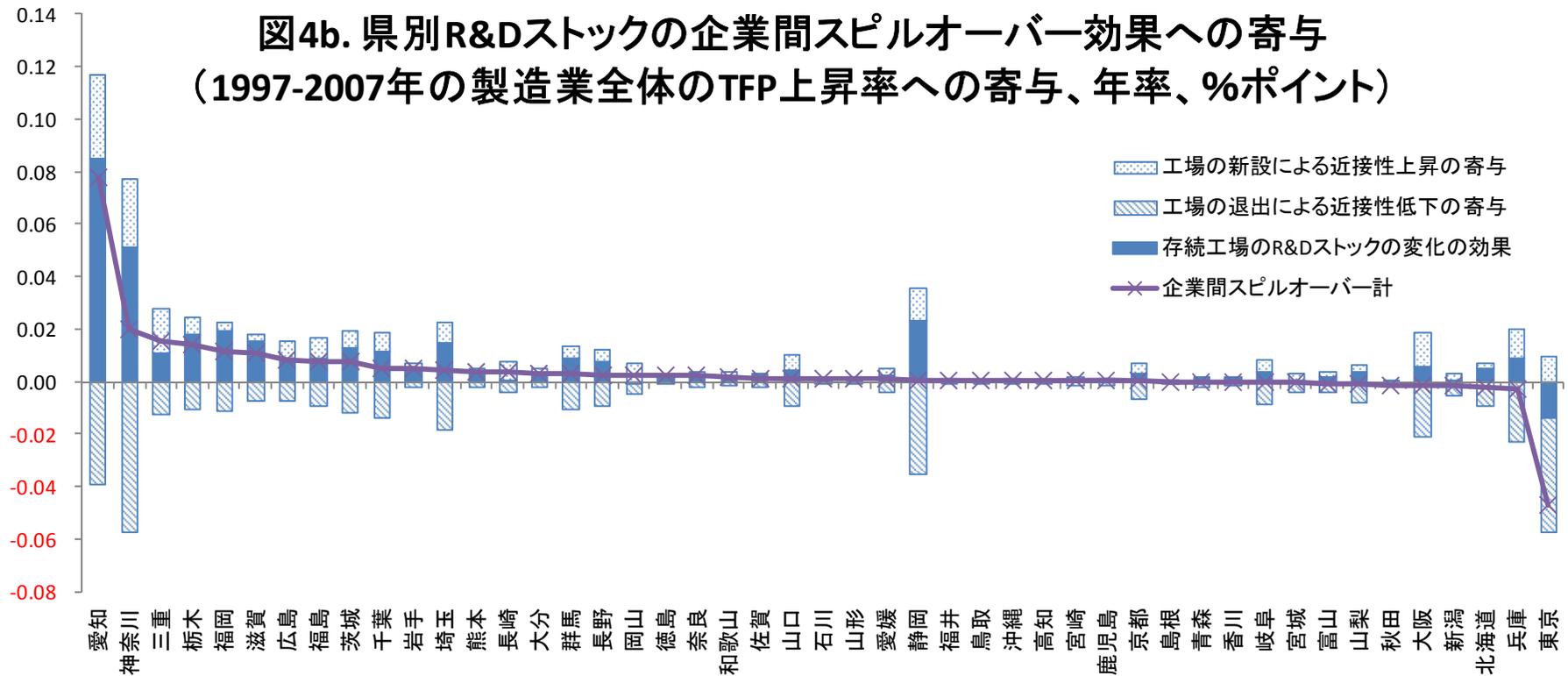
なお推定式[3]の結果によれば、企業の R&D は公的 R&D からスピルオーバーを受けるためにも重要な意味を持っている。しかし、表 3 に示した R&D の投資対効果はこの効果を考慮していない。また国内企業の R&D が海外子会社の生産性を上昇させる効果も考慮していない。これらの点で、表 3 は企業 R&D の経済効果全体をカバーしていないことに注意する必要がある。

図4a. 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
 (1987-1997年の製造業全体のTFP上昇率への寄与、年率、%ポイント)



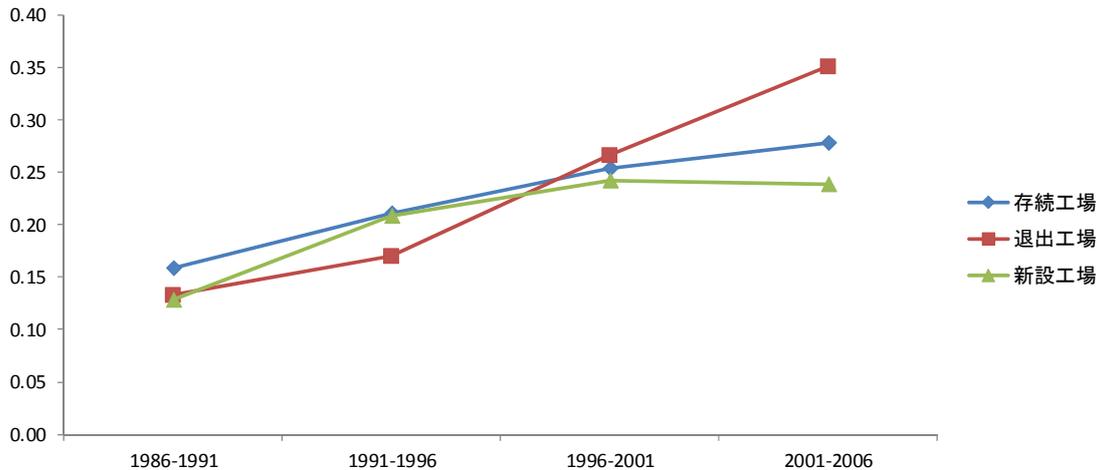
注) 推定結果[3]に基づき、工場レベルのTFP上昇率の要因分解を行い、ドマー・ウェイトで集計した。
 また同時に、R&D実施企業の割合が母集団と一致するようにウェイトを付けて集計している。
 全都道府県の寄与を合計すると日本の製造業全体のTFP上昇率に対する企業間スピルオーバーの寄与に一致する。

図4b. 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TFP上昇率への寄与、年率、%ポイント)



注) 推定結果[3]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5. 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)と生産額を、各期間に存続・退出・新設した各企業の製品分野別の工場の数で重み付けてそれぞれ合計して存続・退出・新設工場別R&Dストック及び売上高の合計額を求め、比率をとった。

次に、表4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3. 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) 推定結果[3]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上昇率における自社R&D及び企業間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製造業全体のTFP上昇率への寄与の年次が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4. 学術分野別の公的R&Dストック・純投資とその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 |
| その他工学 | 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 | 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 |
| 芸術・文学・社会学 | 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 |
| エネルギー(原子力) | 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 |
| 経済学・経営学 | 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 |
| 歴史・政治・法学 | 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) 推定結果[3]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スビ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製造業全体のTFP上昇率への寄与の年次が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。

5. おわりに

本論文の分析結果は以下のとおり要約できよう。

- 1) 生産性動学の視点から見ると、1995–2005年にTFP上昇率が低迷した原因は、多くの先行研究の発見と同様に内部効果の下落と負の退出効果によるものであった。地域別に見ると、1995–2005年においては、東京都、神奈川県、大阪府、愛知県、千葉県のような都市部において、大きな負の純参入効果が生じた。また特に大きな負の退出効果のために、東京と神奈川の日本全体の製造業TFP上昇への寄与は、全ての効果を合計してもほとんどゼロないしマイナスに落ち込んでしまった。
- 2) 内部効果低下の主たる原因の一つは、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。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。
- 3) 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」の寄与が大きい。

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、

- 1) 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るだろう。
- 2) 産業集積地への大企業の進出を促す、
- 3) 中小企業のR&D支出を支援する。
- 4) 生産性の低い工場が残存する原因を調べ、市場の淘汰メカニズムを促進する。

といった政策が重要と考えられる。

なお、本論文で残された課題も多いことを確認しておこう。

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。

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。我々は取引先や資本関係のある企業からのスピルオーバー効果（この問題については、池内他 2013 参照）や、海外における日本企業や外国企業の R&D の効果を考慮してない。また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、生産性の低い工場がなぜ存続しているのか、淘汰を妨げている原因が何なのかについても、今後の研究が望まれる。

我々は今後もこの分野の研究に取り組み、残された諸課題の解決を目指したい。

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。
- 池内 健太・深尾 京司・レネ ベルデルボス・権 赫旭・金 榮懋（2013）「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」『NISTEP DISCUSSION PAPER』、近刊。
- 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。
- 金榮懋・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 榮懋・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, James. D. and Adam B. Jaffe (1996) “Bounding the Effects of R&D: An Investigation Using Matched Establishment-Firm Data,” *Rand Journal of Economics*, Vol. 27, pp.700-721.
- Adams, James. D. (1990) “Fundamental Stocks of Knowledge and Productivity Growth,” *Journal of Political Economy*, Vol. 98, pp.673-702.
- Aldieri, Luigi and Michele Cincera (2009) “Geographic and Technological R&D Spillovers within the Triad: Micro Evidence from US Patents,” *Journal of Technology Transfer*, Vol.34, no.2, pp. 196-211.
- Anselin, Luc., Attila Varga and Zoltan Acs (1997) “Local Geographic Spillovers between University Research and High Technology Innovations,” *Journal of Urban Economics*, Vol.42, pp.422-448.
- Baily, Martin Neil, Charles Hulten and David Campbell (1992) “Productivity Dynamics in Manufacturing Plants,” *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, Vol.4, pp.187-267.
- Branstetter, Lee (2000) “Vertical Keiretsu and Knowledge Spillovers in Japanese Manufacturing: an Empirical Assessment,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.14, no.2, pp.73-104.
- Caballero, Ricardo, Takeo Hoshi, and Anli, Kashyap (2008) “Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan,” *American Economic Review*, Vol. 98, pp. 1943-77.
- Cassiman, Bruno and Reinhilde Veugelers (2006) “In Search of Complementarity in Innovation Strategy: Internal R&D and External Knowledge Acquisition,” *Management Science*, Vol.52, pp.68-82.
- Caves, Douglas W., Laurits R. Christensen and W. Erwin Diewert (1982) “The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity,” *Econometrica*, Vol.50, pp.1393-1414.
- Cockburn, Iain and Rebecca Henderson (1998) “Absorptive Capacity, Coauthoring Behavior, and the Organization of Research in Drug Discovery,” *Journal of Industrial Economics*, Vol.46, pp.157-182.

- Cohen, Wesley M. and Daniel A. Levinthal (1989) "Innovation and Learning: the Two Faces of R&D," *Economic Journal*, Vol.99, pp.569-596.
- Domar, Evsey D. (1961) "On the Measurement of Technological Change," *The Economic Journal*, Vol. 71, pp.709-729.
- Foster, Lucia, John C. Haltiwanger, and C. J. Krizan (2001) "Aggregate Productivity Growth. Lessons from Microeconomic Evidence," In Charles R. Hulten, Edwin R. Dean and Michael J. Harper (eds.), *New Developments in Productivity Analysis*, National Bureau of Economic Research, Inc., pp. 303-372.
- Fukao, Kyoji, Kenta Ikeuchi, YoungGak Kim and Hyeog Ug Kwon (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, Kyoji and Hyeog Ug Kwon (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, Kyoji, YoungGak Kim and Hyeog Ug Kwon (2006) "Plant Turnover and TFP Dynamics in Japanese Manufacturing," *Hi-Stat Discussion Paper Series* No.180.
- Fukao, Kyoji and Hyeog Ug Kwon (2011) "The Key Drivers of Future Growth in Japan," presentation prepared for the CCJ Growth Strategy Task Force White Paper, June 10, 2011.
- Furman, Jeffrey, L., Margaret K. Kyle, Iain M. Cockburn and Rebecca Henderson (2006) "Public and Private Spillovers, Location and the Productivity of Pharmaceutical Research," *NBER Working Papers* No. 12509.
- Good, David, H., Ishaq Nadiri and Robin C. Sickles (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. Microeconomics*, Oxford, England: Basil Blackwell, pp.14-80.
- Goto, Akira and Kazuyuki Suzuki (1989) "R&D Capital, Rate of Return on R&D Investment and Spillover of R&D in Japanese Manufacturing Industries," *Review of Economics and Statistics*, Vol.71, pp.555-564.
- Griliches, Zvi (1979) "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth," *Bell Journal of Economics*, Vol.10, pp. 92-116.
- Griliches, Zvi and Jerry A. Hausman (1986) "Errors in Variables in Panel Data," *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.93-118.
- Haskel, E. Jonathan., Sonia Pereira and Matthew J. Slaughter (2007) "Does Inward Foreign Investment Boost the Productivity of Domestic Firms?," *Review of Economics and Statistics*, Vol.89, pp.482-496.
- Jaffe, Adam B. (1989) "Real Effects of Academic Research," *American Economic Review*, Vol.79, pp.957-970.
- Jaffe, Adam B., Manuel Trajtenberg and Rebecca Henderson (1993) "Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.108,

pp.577-598.

- Klette, Tor Jakob (1996) "R&D, Scope Economics, and Plant Performance," *Rand Journal of Economics*, Vol. 27, pp.502-522.
- Kwon, Hyeog Ug, YoungGak Kim and Kyoji Fukao (2009) "R&D and Productivity Growth: an Empirical Analysis Based on Micro-Data on Japanese Manufacturing Firms," mimeo.
- Kwon, Hyeog Ug, Futoshi. Narita and Machiko. Narita (2009) "Resource Reallocation and Zombie Lending in Japan in the '90s," *RIETI Discussion Paper Series 09-E-052*.
- Leten, Bart, Rene Belderbos and Bart Van Looy (2007) "Technological Diversification, Coherence, and Performance of Firms," *Journal of Product Innovation Management*, Vol.24, pp.567-579.
- Lokshin, Boris, Rene Belderbos and Martin Carree (2008) "The Productivity Effects of Internal and External R&D: Evidence from a Dynamic Panel Data Model," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.70, pp.399-413.
- Nishimura, Kiyohiko G., Takanobu Nakajima, and Kozo Kiyota (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.
- Schmoch, Ulrich, Francoise Laville, Pari Patel and Rainer Frietsch (2003) *Linking Technology Areas to Industrial Sectors: Final report to the European Commission, DG Research*.
- Suzuki, Kazuyuki (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*, Vol.11, pp.573-591.
- Van Looy, B., R.J.W. Tijssen, J. Callaert, T. Van Leeuwen and K. Debackere (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).