



研究開発スピロオーバーと生産構造-日本製造業における産業間スピロオーバーの効果の計測-

蟹, 雅代

(Citation)

国民経済雑誌, 194(4):35-49

(Issue Date)

2006-10

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00056105>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00056105>



研究開発スピルオーバーと生産構造

——日本製造業における産業間スピルオーバーの効果の計測——

蟹 雅 代

レフェリー付き論文

初稿受付日 2005年8月1日 採択決定日 2006年7月19日

研究開発活動で蓄積された技術知識は、当該主体の生産活動だけでなく、他者にも影響を及ぼす。すなわち、研究開発スピルオーバーによる効果が存在する。本稿では、研究開発スピルオーバーによる生産構造の変化を分析するため、費用関数を推定し、投入要素需要や可変費用への短期・長期効果を分析している。日本において1980年から2000年の13製造業の集計データで推計すると、産業間スピルオーバーによる生産構造への効果として、①研究開発ストック拡大効果、②労働投入削減効果と中間投入増加効果と③可変費用削減・増加効果が認められる。

キーワード 研究開発、産業間スピルオーバー、対称性一般化マクファーデン型 (SGM) 費用関数、一般化積率法 (GMM)

1 はじめに

科学技術創造立国の実現を目指す日本は、巨額の研究費を投入し、技術進歩を図っている。実際に「平成17年度科学技術白書」によると、平成15年度研究費16.8兆円は米国に次いで世界第2位であり、対GDP比では3.35%と世界最高水準である。それでは、研究開発は日本経済にどのような成果をもたらしているのだろうか。

研究開発の効果を分析する手法として、TFP上昇率を研究開発投資の成長率で回帰し、投資の収益率を推計する方法がある。しかし、研究開発投資は設備投資と異なり、私的便益のみでなく社会便益を持つ。従って、研究開発の成果が波及するという外部効果も熟慮されるべきであり、Griliches (1979) をはじめ多くの研究が積み重ねられている。

研究開発の外部効果すなわち研究開発スピルオーバーの効果には2種類の効果がある。後藤 (1993) の分類によると、第1に、研究開発の成果が品質向上という形で財に体化され、¹⁾ 購入側が恩恵を受ける「財に体化されたスピルオーバーの効果」がある。研究開発スピルオーバーの実証分析では、スピルオーバー変数として他者の研究開発ストックの加重和が用いられるが、「財に体化されたスピルオーバーの効果」を扱う時には、技術フローマトリックス

からウェイトを得る²⁾。技術フローマトリックスは産業連関表から財の取引関係に基づいて作成される。第2に、研究開発の成果である技術知識は、経済全体の知的資産として公共財的性質を持つため、業界紙や技術者の移動等で伝播し、他者が対価を支払わずに利用する可能性がある。「技術知識のスピルオーバーの効果」である。この効果を検証する場合には、技術距離マトリックスからウェイトを得る。研究費や特許のデータから技術ポジションを記述し、技術距離を測る。Jaffe (1986) によって提唱されたこの方法は、技術距離の近い産業間では技術分野が類似しているので、技術知識を吸収し易いという想定に基づいている。

これら2種類の効果について、後藤 (1993) では、エレクトロニクス関連産業の技術進歩が他産業の生産性に与える影響を実証分析している。さらに中村 (2003) では、製造業全般の技術進歩に議論を拡張している。モデルは、前述の TFP 上昇率と研究開発投資の成長率に、2種類のスピルオーバー変数を加えた式である。同様に生産関数のフレームワークだが、スピルオーバー変数を含むコブ=ダグラス型生産関数を推計する方法もある。絹川 (1999) や富田 (2005) はこの方法で「技術知識のスピルオーバーの効果」を検証している。

しかし、これら生産関数のフレームワークでは、どのような生産構造の変更で生産性が向上するか議論できない。そこで、費用関数を推定し、スピルオーバーと要素需要や費用の弾力性を求めれば、スピルオーバーが拡大した時の影響の経路を辿ることができる。

では、具体的にどのような生産構造の変化が期待されるだろうか。技術力の指標である研究開発ストックが、スピルオーバーによってどのような影響を受けるかは興味深い。代表的な2つの主張を挙げる。1つ目として、Spence (1984) は他者の技術知識にフリーライドするため、研究開発へのインセンティブは低下することを示している。すなわち、重複する研究開発は削減可能であり、研究開発活動は縮小する。逆にもう1つの主張として、Nelson (1982) は他者の技術知識を取り入れるため、研究開発を行うというプラスのインセンティブを挙げている。すなわち、追加的な研究設備や人員の増強がこれにあたり、技術模倣のための追加投資である。どちらの主張が支持されるかは経済環境や主体の特性に依存し、実証的判断が求められる。例えば、Bernstein and Yan (1995) は、カナダと日本で1962年から1988年の10製造業のデータを使用し、産業間スピルオーバーの効果を推計した結果、カナダの4産業で削減効果、カナダの6産業と日本の全産業で拡大効果を示している。

本稿では、費用関数のフレームワークで、2つの研究開発スピルオーバーのうち、「技術知識のスピルオーバーの効果」が日本製造業の生産構造にいかなる影響を与えるか実証分析する。使用するデータは1980年から2000年の日本の13製造業集計データである。従って、本稿で扱う研究開発スピルオーバーは産業間スピルオーバーである。各産業は他産業の研究開発の成果を受け、要素需要をどのように変更し、結果として費用はどのように変化するか検証する。日本で費用関数のフレームワークを採用した研究に、Odagiri and Kinukawa (1997)

がある。ハイテク4産業について、産業毎にトランスログ型費用関数を推定し、スピルオーバーの費用削減効果を示している。技術フローマトリックスや技術距離マトリックスに基づいて、スピルオーバーの効果の送り手を特定し、その産業の研究開発ストックをスピルオーバー変数としている。本稿では、全製造業から技術知識を吸収する可能性があると考え、スピルオーバー変数には他産業の研究開発ストックの加重和を用いる。企業活動が多角化する現代では、研究分野も多岐に亘る。従って、程度の差はあるとしても、広範からの技術知識の吸収が期待されるためである。³⁾

構成は次の通りである。続く2節では、費用関数を特定化し、理論モデルから推定式を導出する。3節では、使用データと作成方法を説明する。4節では、モデルを推定し、短期・長期の弾力性からスピルオーバーの生産構造への効果を検証する。そして5節で結語に至る。

2 生産者行動のモデル

本稿では、生産要素を可変投入と準固定投入に分け、可変投入のみが調整される短期と、全投入要素が調整される長期を想定する。準固定投入には物的資本ストックや研究開発ストックが対応し、調整には費用がかかる。⁴⁾

費用関数の特定化では、関数形の妥当性の研究が積み重ねられてきた。本稿では次の理由から、Diewert and Wales (1987) の対称性一般化マクファーデン型 (Symmetric Generalized McFadden: SGM) 費用関数を採用する。

まず、通常2次形式費用関数では、価格に関する1次同次性から基準化が必要であり、選択された基準価格によって、推計される弾力性の値が異なる。しかし、SGM 費用関数は対称性を持つように拡張されているため、価格の基準化を要しない。また、価格に関する凹性について、費用関数の推定結果がこれを満たさない場合は、関数の伸縮性を損なうことなく制約を課す方法が Diewert and Wales (1987) で提案されている。⁵⁾

以下の可変費用関数 $G(W, X, Y, S)$ は Pierani and Rizzi (2003) から得ている (時間を表す添え字 t は省略する)。

$$\begin{aligned}
 G(.) = & g(W)Y + \sum_i b_{ii}W_iY + \sum_i b_{iY}W_iY + \sum_i b_{iS}W_iSY \\
 & + b_S \sum_i \alpha_i W_i S + b_{YY} \sum_i \beta_i W_i Y^2 + b_{SS} \sum_i \gamma_i W_i S^2 Y \\
 & + \sum_{i,k} d_{ik} W_i X_k + \sum_k d_{kY} \sum_i \lambda_{ikY} W_i X_k Y + \sum_k d_{kS} \sum_i \lambda_{ikS} W_i X_k S \\
 & + 0.5 \sum_{k,j} d_{kj} \sum_i \eta_{ikj} W_i \frac{X_k X_j}{Y} \\
 g(W) = & \frac{W'AW}{2\theta'W} = \frac{\sum_{i,h} a_{ih} W_i W_h}{2 \sum_i \theta_i W_i}
 \end{aligned} \tag{1}$$

W は可変投入価格ベクトル, X は準固定投入ベクトル, Y は生産量, S はスピルオーバーを表す。添え字 i, h は可変投入の労働投入 ($i, h=L$) と中間投入 ($i, h=M$) を, 添え字 k, j は準固定投入の物的資本ストック ($k, j=K$) と研究開発ストック ($k, j=R$) を表す。スピルオーバーとの交差項は各生産者でその吸収力に違いがあることを示す。

推定では次の制約を置く。 $b_S = b_{YY} = b_{SS} = d_{kY} = d_{kS} = d_{kj} = 1$ と, θ_i には各可変投入量の平均を用いる。そして, パラメータ識別のため, ある可変投入価格 W^* について $A'W^* = 0$ という制約が必要であるので, W^* を全ての要素が 1 のベクトルとし, $\sum_h a_{ih} = 0$ を課す。従って, このモデルは W^* の近傍に制限される。

可変費用関数 (1) の性質について, まず可変投入価格に関して 1 次同次性を持つ。また, 凹性は A が半負値定符号行列, すなわち a_{LM} が非負であればよい。さらに, 準固定投入に関して, ヘッセ行列が半正値定符号であれば凸性を満たす。4.1 節で, 推計パラメータから凹性と凸性を確認する。

次に, 準固定投入は瞬時には調整されないことから, 調整費用をモデルに組み込む。調整費用は投資規模が大きくなれば高くなると考えられるので凸関数をあてる。また, q 理論ではしばしば 1 次同次関数が仮定されることを踏まえて, 本稿では小川・北坂 (1998) より以下のような 1 次同次凸関数の調整費用関数 $C_k(I_{kt}, X_{kt})$ を用いる。

$$C_k(I_{kt}, X_{kt}) = \left[\phi_{k0} \left(\frac{I_{kt}}{X_{kt}} \right) + 0.5 \phi_{k1} \left(\frac{I_{kt}}{X_{kt}} \right)^2 \right] X_{kt} \quad (2)$$

そして, 資本ストック蓄積式を次のように表す。

$$X_{kt} = I_{kt} + (1 - \delta_k) X_{kt-1} \quad (3)$$

δ_k, I_k はそれぞれ準固定投入 k の減耗率と総投資を表す。

以上の設定の下, 生産者は t 期に利用可能な情報下で期待費用を最小化する。

$$\min_{\{X_t\}_{t=i}^{\infty}} E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \prod_{\nu=0}^{\tau-t} (1+r_{t+\nu})^{-1} \left[G(W_{\tau}, X_{\tau}, Y_{\tau}, S_{\tau}) + \sum_k p_{k\tau} X_{k\tau} + p_{Y\tau} C_k(I_{k\tau}, X_{k\tau}) \right] \quad (4)$$

E_t は t 期に利用可能な情報に基づく条件付期待, r は割引率を表す。ただし, $(1+r_t)^{-1} = 1$ とする。調整費用は失われた生産物の価値で測定し, 生産物価格を乗じる。

最適化問題 (4) の 1 階条件は次のように表される (添え字 t は省略する)。

$$\begin{aligned} V_i = Y & \left[\frac{A^{(i)} W}{\theta' W} - \frac{\theta_i W' A W}{2 (\theta' W)^2} \right] \\ & + b_{ii} Y + b_i + b_{iS} S Y + b_S a_i S + b_{YY} \beta_i Y^2 + b_{SS} \gamma_i S^2 Y + \sum_k d_{ik} X_k \\ & + \sum_k d_{kY} \lambda_{ikY} X_k Y + \sum_k d_{kS} \lambda_{ikS} X_k S + 0.5 \sum_k \sum_j d_{kj} \eta_{ikj} \frac{X_k X_j}{Y} \end{aligned} \quad (5)$$

V_i は可変投入を表す。式 (5) はシェファードの補題から求められる可変投入量 (労働投入と

中間投入)の式である。

$$\begin{aligned} & \sum_i d_{ik} W_{it} + d_{kY} \sum_i \lambda_{ikY} W_{it} Y_t + d_{kS} \sum_i \lambda_{ikS} W_{it} S_t + d_{kj} \sum_i \sum_j \eta_{ikj} \frac{X_{jt}}{Y_t} \\ & + p_{kt} + p_{Yt} \left[\phi_{k0} + 0.5 \phi_{k1} \left(\frac{I_{kt}}{X_{kt}} \right) \left(2 - \frac{I_{kt}}{X_{kt}} \right) \right] - E_t \frac{1 - \delta_k}{1 + r_{t+1}} p_{Yt+1} \left[\phi_{k0} + \phi_{k1} \left(\frac{I_{kt+1}}{X_{kt+1}} \right) \right] = 0 \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)は、物的資本ストックと研究開発ストックに関する2本のオイラー方程式を示す。

3 データ概要

日本の13製造業の1970年から2001年のデータをもとに、分析に用いるデータセットを作成する。まず、産業2桁分類の集計データを公表している総務省統計局『科学技術研究調査報告』(以下、『科技調』)から研究開発関連データを得る。

研究開発関連の変数は後藤(1993)を参考に以下のように作成する。研究開発ストックについて、研究開発費の投下で技術知識が蓄積される一方で、古い知識は陳腐化するので、実質研究開発費に恒久棚卸法を適用する。名目研究開発費には社内使用研究費と社外支出研究費の合計額を用いる。実質化に用いる研究開発投資価格は、後藤(1993)を参考に各産業で作成する。ベンチマークには、産業別の実質研究開発費平均上昇率と陳腐化率の和で除した1971年の実質研究開発費を用いる。陳腐化率には、特許収入期間を技術の平均寿命と捉え、『昭和60年版科学技術白書』から産業別特許収入期間の逆数を使用する。⁷⁾

スピルオーバーは他産業の研究開発ストック加重和で測る。⁸⁾本稿では「技術知識のスピルオーバー」を対象とするので、技術距離をウェイトとする。Jaffe(1986)に従い、次式で1975年から2000年の5年毎に産業*i*と産業*j*の技術距離 $TD(i, j)$ を測り、平均値を用いる。

$$TD(i, j) = \frac{f_i f_j}{[(f_i f_i)(f_j f_j)]^{0.5}} \quad (7)$$

$f_i = (f_{i,1}, \dots, f_{i,N})$ は産業*i*がN製品分野に支出した研究費の内訳を表している。データは『科学技術研究調査報告』の産業、製品分野別社内費用研究費から得ている。研究費内訳が似た産業同士では研究分野も類似し、技術距離は近接する。

研究開発関連以外の変数については、経済産業省『工業統計企業編』から産業別データを⁹⁾得る。具体的には、まず、生産量は製造品出荷額のみ報告されているため、『工業統計産業編』の製造品出荷額と生産額から生産率を求め、製造品出荷額を生産量に調整する。これを生産物価格で実質化する。生産物価格は、日本銀行『物価指数月報』から製造業部門別産出物価指数を用いる。次に、労働投入は現金給与総額を労働投入価格で実質化する。労働投入価格は厚生労働省『毎月勤労統計調査総合報告書』より製造業部門別の賃金指数を用いる。そして、中間投入は原材料使用額が事業所ベースで報告されているため、企業ベースに調整し、

中間投入価格で実質化する。中間投入価格は日本銀行『物価指数月報』から製造業部門別投入物価指数を用いる。また、物的資本ストックは『工業統計企業編』の有形固定資産の投資総額を用いて、恒久棚卸法で作成する。ベンチマークは1970年の有形固定資産の年初現在高を平均経過年数6年前の物的投資価格で実質化する。物的投資価格は本間他(1984)を参考に各産業で作成する。減耗率は小川・北坂(1998)から産業別物理的減耗率を使用する。

研究開発ストックと物的資本ストックのレンタル価格は、元橋(2002)を参考にする。法人税率を考慮したレンタル価格 p_k は次のように求まる。

$$p_{kt} = \frac{1-z_{kt}}{1-u_t} [r_t p_{kt-1}^I + \delta_k p_{kt-1}^I - (p_{kt-1}^I - p_{kt-1}^I)] \quad (8)$$

p_k^I は投資財価格、 δ_k は減耗率を表す。 r は利付き国債利回り(10年もの)、 u は法人税率(留保分)を用いる。 $z_{kt} = u_t \delta_k (1+r_t) / (r_t + \delta_k)$ は当期の投資1単位に対して、当期以降減価償却で節約できる法人税額の割引現在価値を表す。但し、70年代の物価変動により、レンタル価格がマイナスとなる年があるので、キャピタルゲインを除いた値を用いる。

以上のように作成されたデータは、その出所により標本企業数が異なるため、1企業当たり¹⁰⁾に変換する。その後、研究費内の人件費、原材料費、有形固定資産購入額を現金給与総額、原材料使用額、投資総額からそれぞれ差し引くことで、研究開発部門と製造業部門の二重勘定を考慮する。

4 モデルの推定と生産構造の検証

4.1 モデルの推定

2節から2本の可変投入式(5)と2本のオイラー方程式(6)に可変費用関数(1)を加えた5本の推定式を、1980年から2000年の13製造業をプールしたデータで同時推定する。¹¹⁾可変費用関数(1)と可変投入式(5)は両辺を生産量で除する。また、13製造業をプールしているため、産業固有の効果を無視できない。この効果は説明変数と相関する可能性があり、除去することが望ましい。幸い、推定式はパラメータに関して線形であり、階差をとることでモデルの構造が変化することはない。さらに、定常性確保にも役立つので1次の階差をとる。¹²⁾

推定方法について、1企業平均のデータでは、誤差項の分散が各産業の企業数に逆比例し、不均一分散が生じる。そこで、誤差項の条件付不均一分散を認め、一般化積率推定法(Generalized Method of Moment: GMM)を用いる。また、誤差項の系列相関も疑われるので、直交条件の共分散行列に1次の自己共分散行列を含め、Newey-West推定値を用いる。

操作変数に関して、Pindyck and Rotemberg(1983)はオイラー方程式の含意から、操作変数にラグ変数を用いることを提案している。何故なら、オイラー方程式は、準固定投入が追加的に増加した時、 t 期の情報集合下の期待費用増分がゼロであることを表す。すなわち、

期待によるエラーと t 期で利用可能な情報であるラグ変数との相関が最小になるような推定が妥当である。本稿では 1 次の階差をとり、また 1 次の自己共分散行列を含めているので、ラグは 2 期以降となる。具体的には、可変投入価格、生産物価格、準固定投入のレンタル価格、投資財価格、スピルオーバーと利子率は外生と考え、2 から 4 期のラグをとる。可変投入、準固定投入、生産量と社外費用研究費は同時性を考慮し、3、4 期のラグをとる。以上のラグ変数と定数項を操作変数として用いる。

表 1 はモデルの推定結果を示す。パラメータは概ね有意な結果を得ている。また J 統計量による過剰識別検定は、P 値が 0.990 で棄却されず、過剰識別条件は成立すると判断できる。

表 1 モデルの推定結果

パラメータ		パラメータ		パラメータ	
a_{LM}	645.689*** (6.250)	γ_M	-0.1×10^{-8} *** (-4.407)	λ_{MRS}	0.6×10^{-5} *** (4.193)
b_{LL}	-0.001*** (-2.882)	d_{LK}	0.223*** (7.733)	η_{LKK}	-0.127*** (-5.360)
b_{MM}	-0.001*** (-3.135)	d_{LR}	0.065** (2.216)	η_{MKK}	0.185*** (11.317)
b_L	1500.570*** (6.020)	d_{MK}	-0.226*** (-13.106)	η_{LKR}	-0.044* (-1.880)
b_M	7927.140*** (14.345)	d_{MR}	-0.215*** (-12.687)	η_{MKR}	0.074*** (-4.069)
b_{LS}	-0.2×10^{-4} *** (-8.367)	λ_{LKY}	-0.1×10^{-5} *** (-7.070)	η_{LRR}	-0.026 (-0.801)
b_{MS}	0.6×10^{-4} *** (16.674)	λ_{MKY}	0.1×10^{-5} *** (13.023)	η_{MRR}	0.066** (2.358)
α_L	-0.060*** (-3.128)	λ_{LRY}	-0.2×10^{-5} *** (-9.661)	ϕ_{K0}	-0.251*** (-19.676)
α_M	-0.293*** (-5.289)	λ_{MRY}	0.1×10^{-5} *** (13.340)	ϕ_{K1}	0.112*** (6.265)
β_L	0.2×10^{-6} * (1.808)	λ_{LKS}	-0.1×10^{-5} (-1.013)	ϕ_{R0}	-0.228*** (-15.610)
β_M	-0.1×10^{-6} ** (-2.255)	λ_{MKS}	-0.7×10^{-6} (-0.582)	ϕ_{R1}	-0.090*** (-5.339)
γ_L	0.6×10^{-9} *** (5.954)	λ_{LRS}	-0.4×10^{-5} ** (-2.444)	J 統計量	125.865 (0.990)

(備考) 1) 括弧内は t 値を示す。但し、J 統計量については P 値である。***, **, * はそれぞれ 1, 5, 10% 水準で有意であることを示す。

2) 13 製造業をプールし、1980 年から 2000 年のデータで GMM 推定する (サンプル数: 273)。

2 節の議論から、 a_{LM} が非負の時、可変投入価格に関する凹性条件が満たされる。パラメータは有意に正である。準固定投入に関して、ヘッセ行列は半正値定符号¹³⁾であることが認められる。従って、物的資本・研究開発ストックともに凸性を満たしている。さらに、 $G_X < 0$ についても各サンプルで検証すると、研究開発ストックでは全サンプルで成立するものの、物的資本ストックでは半数以上のサンプルでプラスを示す。この条件が満たされない場合、次

節で説明する均衡値が存在しないか実現値から大きく乖離した値を示すことがある。しかし、本稿で求めた均衡値は異常値を示していないことから、条件は満たされないものの許容されるところと考える。調整費用関数について、凸性の仮定から ϕ_{K1} と ϕ_{R1} が正であることが期待される。物的資本ストックに関しては ϕ_{K1} が有意に正であり、凸性は満たされている。しかし、研究開発資本ストックに関しては ϕ_{R1} が負で有意であり、凸性を満たしていない。その理由として、研究開発費の大部分を占めるのは人件費であることから、調整は比較的容易であると考えられる。例えば、研究員の生産部門への配置転換などである。そのため、投資規模が大きくなると調整費用は上昇するという凸性の仮定は当てはまりにくいと推察される。

4.2 生産構造の検証

前節で推定した費用関数を用い、短期・長期におけるスピルオーバーの生産構造への影響を検証する。そこで、Morrison (1988) による短期・長期弾力性の導出法を用いて、生産活動を構成する各変数の産業別期間平均値 (1981年から1999年) で評価した弾力性を推計する。

本稿では、スピルオーバーの3つの効果を検証する。第1の効果は、スピルオーバーの拡大が準固定投入 (物的資本ストック K と研究開発ストック R) に与える効果である。ここでは、準固定投入を2本のオイラー方程式(6)から決定する均衡値 X^* で評価する。オイラー方程式(6)は将来の予想変数を含む式だが、本稿では確率的要素を捨象し、将来の予想変数に実現値を代入し求めている。各年で均衡値を求め、産業別平均値を得る。さらに、 $\partial X^*/\partial S$ ¹⁴⁾ は陰関数定理を応用すれば、オイラー方程式から直接求めることができる。¹⁵⁾

以上の方法から求めたスピルオーバーと準固定投入の産業別弾力性を表2に示している。スピルオーバーの研究開発ストックへの効果 (2列目) については、拡大効果が見られる。¹⁶⁾ すなわち、外生的技術要因である産業間スピルオーバーと内生的技術要因である研究開発ス

表2 スピルオーバーと準固定投入の弾力性

		$\epsilon_{K^*S}^{LR}$	$\epsilon_{R^*S}^{LR}$			$\epsilon_{K^*S}^{LR}$	$\epsilon_{R^*S}^{LR}$			$\epsilon_{K^*S}^{LR}$	$\epsilon_{R^*S}^{LR}$
食	品 1	0.046 (1.390)	0.125 (2.269)	窯	業 6	0.077 (1.172)	0.266 (2.235)	電 気 機 械	11	0.056 (1.069)	0.258 (2.681)
織	維 2	0.086 (1.322)	0.386 (2.639)	鉄	鋼 業 7	0.041 (1.341)	0.142 (2.408)	輸送用機械	12	0.032 (1.328)	0.086 (2.180)
パ	ル プ・紙 3	0.016 (1.500)	0.040 (2.141)	非 鉄 金 属	8	0.095 (1.345)	0.294 (2.298)	精 密 機 械	13	0.089 (1.041)	0.494 (2.365)
化	学 4	0.033 (0.966)	0.182 (2.519)	金 属 製 品	9	0.091 (1.393)	0.266 (2.292)				
石油・石炭製品	5	0.034 (0.897)	0.334 (3.493)	機	械 10	0.115 (1.301)	0.290 (2.094)				

(備考) 1) 値は各変数の平均値 (1981年から1999年) で評価した弾力性である。

2) 括弧内は推定パラメータの分散共分散を考慮した t 値である。

3) 添え字 LR は長期を示す。

トックには補完関係がある。最も効果が大きい精密機械工業でも0.5以下と比較的小規模である理由として、1節で触れたように、スピルオーバーの研究開発へのインセンティブにはマイナスとプラスが存在し、相殺していると考えられる。本稿では産業2桁分類で効果を検証しているため、産業毎の技術特性に格差があり、容易にフリーライドできないだろう。また、仮に弾力性が1を超える場合、他産業の技術を吸収するためにそれ以上の追加投資が必要となり効率的ではない。

産業特性による効果の違いを考察するため、表3に2つの特性を挙げている。1つ目の特性、スピルオーバーの規模によると、産業を2つのグループに大別できる。スピルオーバーの規模が大きい産業グループは、繊維・窯業・非鉄金属・金属製品・機械・精密機械である¹⁷⁾。これらの産業の研究開発ストックへのスピルオーバー効果は比較的大きい。本稿では、技術距離ウェイトを用いて他産業の研究開発ストックを加重和している。すなわち、スピルオーバーの規模が大きい産業は、研究開発ストックすなわち技術知識が豊富な産業との技術距離が近く、多くの技術知識を取り込む機会に恵まれていると考えられる。

表3 産業特性の指標

スピルオーバーの研究開発				スピルオーバーの研究開発			
		規模	集約度			規模	集約度
食	品1	0.314	0.014	非	鉄	金	属8
織	維2	2.040	0.026	金	属	製	品9
パ	ル・紙3	0.101	0.010	機		械10	
化	学4	0.280	0.069	電	気	機	械11
石油・石炭製品	5	0.064	0.012	輸	送	用	機
窯	業6	1.347	0.055	精	密	機	械12
鉄	鋼	業7	0.185			械13	

(備考) 1) スピルオーバーの規模はスピルオーバーを実質生産量で、研究開発集約度は名目研究開発投資を名目生産量で除して求めている。値は1981年から1999年の平均値である。

2つ目の産業特性、研究開発集約度について見ると、化学・窯業・電気機械・精密機械で研究開発集約度が高く、この中で化学を除く産業はスピルオーバーの効果を大きく得ている¹⁸⁾。研究開発集約的産業はスピルオーバーの影響を受け易い傾向にある。化学は他産業の技術知識にフリーライドし易いため、スピルオーバーが研究開発にもたらすマイナスのインセンティブが他の産業より大きく、結果として小さなプラスになっているのではないだろうか。

第2の効果は、スピルオーバーが可変投入(労働投入 L と中間投入 M)へ与える効果である。短期・長期弾力性は次の式から求められる。

$$\varepsilon_{V,S}^{SR} = \frac{\partial V_i}{\partial S} \cdot \frac{S}{V_i} \Big|_{X=\bar{X}} \quad (9-1)$$

$$\varepsilon_{V,S}^{LR} = \left[\frac{\partial V_i}{\partial S} + \sum_k \frac{\partial V_i}{\partial X_k} \cdot \frac{\partial X_k}{\partial S} \right] \cdot \frac{S}{V_i} \Big|_{X=X^*} = \varepsilon_{V,S} + \sum_k \varepsilon_{V_i X_k}^{LR} \cdot \varepsilon_{X_k S}^{LR} \quad (9-2)$$

式(9-1)は短期弾力性を示している。短期では準固定投入は固定されているので、スピルオーバーの効果は可変投入への直接効果のみで評価される。一方、式(9-2)で表される長期弾力性では、準固定投入は調整され均衡値に達する。従って、スピルオーバーの効果は可変投入への直接効果(式(9-2)1項目)と準固定投入を介した間接効果(式(9-2)2項目)で評価される。間接効果を構成する可変投入と準固定投入の弾力性は可変投入量の式(5)から求め、結果を表4に示している。

表4 準固定投入と可変投入の弾力性

	$\frac{LR}{\epsilon_{LK}^*}$	$\frac{LR}{\epsilon_{MK}^*}$	$\frac{LR}{\epsilon_{LR}^*}$	$\frac{LR}{\epsilon_{MR}^*}$		$\frac{LR}{\epsilon_{LK}^*}$	$\frac{LR}{\epsilon_{MK}^*}$	$\frac{LR}{\epsilon_{LR}^*}$	$\frac{LR}{\epsilon_{MR}^*}$
食 品 1	0.758 (8.249)	-0.117 (-11.677)	-0.041 (-1.097)	-0.042 (-12.460)	非鉄金属	0.436 (6.123)	-0.047 (-4.975)	-0.169 (-5.485)	-0.009 (-2.637)
織 維 2	0.347 (7.407)	-0.110 (-6.202)	-0.035 (-2.611)	-0.019 (-4.374)	金属製品	0.416 (7.839)	-0.135 (-8.975)	-0.028 (-1.516)	-0.030 (-6.347)
パルプ・ 紙 3	0.629 (5.815)	-0.059 (-4.866)	-0.018 (-1.229)	-0.016 (-11.520)	機 械10	0.314 (7.246)	-0.086 (-7.648)	-0.119 (-3.522)	-0.030 (-3.514)
化 学 4	0.548 (4.369)	-0.025 (-1.639)	-0.423 (-3.434)	-0.062 (-4.013)	電気機械	0.277 (6.247)	-0.046 (-6.535)	-0.254 (-7.351)	-0.024 (-4.387)
石油・石 炭製品 5	0.038 (0.124)	-0.006 (-0.792)	-0.900 (-10.409)	0.001 (0.415)	輸送用機 械 12	0.169 (2.403)	-0.016 (-5.000)	-0.351 (-7.340)	-0.015 (-5.967)
窯 業 6	0.402 (9.038)	-0.123 (-7.871)	-0.133 (-3.684)	-0.068 (-5.963)	精密機械	0.347 (7.345)	-0.093 (-7.442)	-0.146 (-3.771)	-0.033 (-3.266)
鉄鋼業 7	0.231 (2.322)	0.027 (2.393)	-0.167 (-4.770)	-0.018 (-5.024)					

(備考) 表2を参照せよ。

物的資本ストックは労働投入と補完関係にあり、生産設備を導入すると同時にそれを動かす労働力が追加される。一方、中間投入には削減に働く。次に研究開発ストックに関して見ると、労働投入・中間投入に対して削減効果を持つ。効果の大きさの大小はあるが、技術知識が生産過程の効率化に働いている。特に、化学工業では労働投入・中間投入ともに削減効果が大きく、研究開発の成果として得た技術知識を反映し易い産業構造を持っているのではないだろうか。表4で表される可変投入と準固定投入の弾力性と、表2で表される準固定投入とスピルオーバーを掛け合わせた値がスピルオーバーによる可変投入への間接効果となる。

表5には産業毎に推計されたスピルオーバーと可変投入の短期・長期弾力性を示している。まず、スピルオーバーと労働投入の弾力性について、短期(1列目)・長期(2列目)ともに削減効果を示している。他産業が研究開発の成果として得た技術知識が、自産業の技術向上に貢献することが明らかになっている。何故なら、技術知識が労働投入削減をもたらすことは表4の労働投入と研究開発ストックの関係からも認められ、同様の効果がスピルオーバーに期待できるからである。短期と長期の値の差は小さく、産業によってその大小は異なる。

次に、スピルオーバーと中間投入の弾力性は短期(3列目)・長期(4列目)ともにほとんどの産業で中間投入量は増加する。スピルオーバーの大きい繊維と窯業は削減効果を得ているが、窯業に関しては有意な値と言えない。全産業で、スピルオーバーによる労働投入への

表5 スピルオーバーと可変投入の弾力性

	ϵ_{LS}^{SR}	ϵ_{LS}^{LR}	ϵ_{MS}^{SR}	ϵ_{MS}^{LR}		ϵ_{LS}^{SR}	ϵ_{LS}^{LR}	ϵ_{MS}^{SR}	ϵ_{MS}^{LR}
食 品 1	-1.074 (-11.028)	-1.052 (-11.474)	0.390 (10.423)	0.379 (10.191)	非鉄金属	-0.557 (-3.982)	-0.555 (-4.351)	0.201 (3.792)	0.193 (3.617)
織 維 2	-0.725 (-6.278)	-0.705 (-5.996)	-0.462 (-4.126)	-0.479 (-4.242)	8 金属製品	-0.761 (-8.478)	-0.729 (-7.964)	0.113 (1.805)	0.093 (1.469)
パルプ・紙 3	-0.340 (-9.463)	-0.332 (-9.926)	0.140 (8.975)	0.139 (8.897)	9 機 械10	-0.451 (-4.381)	-0.442 (-4.368)	0.181 (2.487)	0.160 (2.194)
化 学 4	-1.243 (-9.168)	-1.265 (-11.891)	0.507 (15.716)	0.492 (15.801)	電気機械	-0.686 (-7.195)	-0.657 (-9.249)	0.468 (12.793)	0.447 (12.140)
石油・石炭製品 5	-2.522 (-8.559)	-2.876 (-10.000)	1.197 (26.329)	1.198 (26.397)	11 輸送用機	-0.602 (-9.115)	-0.589 (-10.883)	0.282 (23.742)	0.278 (23.612)
窯 業 6	-0.950 (-10.104)	-0.947 (-9.908)	-0.033 (-0.316)	-0.062 (-0.589)	12 精密機械	-0.566 (-5.102)	-0.585 (-5.048)	0.058 (0.776)	0.027 (0.358)
鉄鋼業 7	-0.669 (-8.584)	-0.678 (-10.184)	0.385 (20.681)	0.382 (20.781)	13				

(備考) 1) 値は各変数の平均値(1981年から1999年)で評価した弾力性である。

2) 括弧内は推定パラメータの分散共分散を考慮したt値である。

3) 添え字 SR は短期, LR は長期を示す。

効果と比較すると、中間投入への効果は非常に限定されている。1節で示したように、スピルオーバーの効果には「技術知識のスピルオーバー」と「財に体化されたスピルオーバーの効果」がある。中間投入は購入元の研究開発の成果を含み、「財に体化されたスピルオーバー」の仲介役を果たす。すなわち、「財に体化されたスピルオーバー」の代表的な効果は中間投入に対する効果である。しかし、本稿の分析対象は「技術知識のスピルオーバーの効果」であり、この効果は中間投入には現われにくいと推察される。さらに、産業毎で利用される中間投入の種類は異なるため、他産業で得られた技術知識が中間投入に作用するとは考えにくい。

第3の効果は、スピルオーバーが可変費用へ与える効果である。これはスピルオーバーによる準固定投入への効果と可変投入への効果の帰結である。短期・長期弾力性は次の式から求められ、可変投入の場合と同様に直接効果と間接効果で構成されている。

$$\epsilon_{GS}^{SR} = \frac{\partial G}{\partial S} \cdot \frac{S}{G} \Big|_{X=\bar{X}} \quad (10-1)$$

$$\epsilon_{GS}^{LR} = \left[\frac{\partial G}{\partial S} + \sum_k \frac{\partial G}{\partial X_k} \cdot \frac{\partial X_k}{\partial S} \right] \cdot \frac{S}{G} \Big|_{X=X^*} = \epsilon_{GS} + \sum_k \epsilon_{GX_k}^{LR} \cdot \epsilon_{X_k^* S}^{LR} \quad (10-2)$$

表6 はスピルオーバーと可変費用の産業別短期・長期弾力性を示す。

費用削減効果が見られる産業は、繊維・窯業・金属製品・精密機械といったスピルオーバーの規模が大きい産業である。研究開発ストックに対する効果と同様に、研究開発が盛んで、多くの知的資産がある技術分野に身を置くことは、産業の技術向上を有利にすると考えられる。可変費用への効果は短期・長期ともに増加と減少が混在しているが、値では長期が若干低下する。この差は、準固定投入の調整によって解消される生産構造の歪みと言えるだろう。¹⁹⁾

表 6 スピルオーバーと可変費用の弾力性

	ϵ_{GS}^{SR}	ϵ_{GS}^{LR}		ϵ_{GS}^{SR}	ϵ_{GS}^{LR}
食 品 1	0.209 (5.584)	0.204 (80.111)	非 鉄 金 属 8	0.125 (2.394)	0.117 (32.865)
織 維 2	-0.526 (-5.467)	-0.535 (-170.702)	金 属 製 品 9	-0.075 (-1.359)	-0.084 (-28.321)
パ ル プ・紙 3	0.072 (4.673)	0.072 (77.939)	機 械 10	0.060 (0.955)	0.044 (7.602)
化 学 4	0.288 (8.836)	0.268 (23.273)	電 気 機 械 11	0.316 (9.005)	0.291 (43.720)
石油・石炭製品 5	0.908 (22.326)	0.897 (196.021)	輸 送 用 機 械 12	0.189 (14.278)	0.182 (65.792)
窯 業 6	-0.273 (-3.144)	-0.295 (-25.127)	精 密 機 械 13	-0.056 (-0.867)	-0.086 (-8.275)
鉄 鋼 業 7	0.226 (11.577)	0.222 (46.666)			

(備考) 表 4 を参照せよ。

5 結 語

本稿では、費用関数のフレームワークからスピルオーバーと投入要素や費用の代替・補完関係を示すことで、研究開発スピルオーバーが生産性上昇に影響する経路を明らかにした。詳細な分析を行うため、投入要素の性質を考慮し準固定投入を組み入れることで短期・長期を想定し、また関数形の選択にも注意を払っている。

日本の産業 2 桁分類 13 製造業をプールした 1980 年から 2000 年のデータを用いて、研究開発スピルオーバーによる効果を生産構造から求めると、①研究開発ストック拡大効果、②労働投入削減効果・中間投入増加効果と③可変費用削減・増加効果が認められた²⁰⁾。また、研究開発が活発で、技術知識が多く蓄積されている技術分野に関連する産業ほど、効果が際立っている。本稿の分析は、既存研究で見られる研究開発スピルオーバーの生産性への効果を、生産構造に注目し定量的に評価している。

最後に今後の課題について触れる。本稿ではモデルの階差をとることによって、ある程度産業固有の効果を考慮したものの、各産業で構造パラメータを推定し、産業の特徴をより明確に表した分析が望まれる。

注

本稿作成にあたり、大阪大学小川一夫教授には懇切なご指導を頂きました。また、2004 年度日本経済学会秋季大会での報告にて、慶応義塾大学中島隆信教授から頂いたコメントは有益でした。さらに、大阪大学伴金美教授、大阪大学福重元嗣助教授、大阪大学小原美紀助教授、大阪大学万軍民氏からも貴重なコメントを頂戴しました。二人の匿名のレフェリーからのコメントも大いに参考にさせて頂きました。ここに記して深く感謝申し上げます。もちろん、残りの誤謬は全て

筆者の責任です。

- 1) Griliches (1979) をはじめとして、絹川 (1999) や富田 (2005) でも述べられるように、「財に体化されたスピルオーバーの効果」は研究開発による品質向上が完全には価格に反映されないことから生じるため、ヘドニック価格の測定により品質向上を考慮すれば解決できる。
- 2) 後藤 (1993) や Odagiri and Kinukawa (1997) のように、スピルオーバーの変数に1産業の研究開発ストックを用いる場合もある。
- 3) 富田 (2005) はハイテク5産業の企業データを使って、同一技術クラスターと他の技術クラスターからのスピルオーバーの効果に、有意な差はないことを示している。この結果からも、産業を絞らず広範囲に亘る技術知識吸収の可能性を検証する余地がある。
- 4) 研究開発投資の調整費用とは、設備投資同様に、投資財（研究員や設備等）が生産活動に有益な技術知識を生み出すまでにかかる、言わば据え付けの費用である。
- 5) 一般化レオンチェフ型費用関数やトランスログ型費用関数では凹性制約を課すと、関数の伸縮性が損なわれる。従って、この点でSGM費用関数は有用である。
- 6) スtockデータの初期時点の誤差を多少とも緩和するため、データセットは1970年から作成する。なお、13製造業とは、食品、繊維、パルプ・紙、化学、石油・石炭製品、窯業、鉄鋼業、非鉄金属、金属製品、機械、電気機械、輸送用機械と精密機械である。
- 7) 他の手法で陳腐化率を推計した研究に中島・新保 (1998) がある。1977年から1981年の日本で18.9%と、本稿で使用した値が各産業で10%前後であることと比べ、高い値を得ている。
- 8) 本誌レフェリーの指摘により、スピルオーバー変数の作成方法が他産業の研究開発ストックの総和から加重和に変更された。このことで、研究開発スピルオーバーは妥当な変数となり、また、分析対象が絞られることで、効果が捉えやすくなった。
- 9) 秘匿として公表されていないデータを欠損値として除くと推定が困難になるので、本稿では線形補完する。
- 10) 『科技調』と『工業統計表』について、本稿では以下の理由から資本金1億円以上でデータを用いる。第1に、『科技調』で標本期間を通じて得られるデータは資本金1000万円以上の企業であるが、その90%強が資本金1億円以上のものである。第2に、『工業統計表企業編』では1997年以降企業の名寄せが従業員数20人以上の事業所から4人以上に変更されている。その影響が資本金1億円以上ではほとんど見られない。
- 11) 1980年から2000年の間にバブル経済の発生と崩壊があり、構造変化のテストからもその存在が支持される。しかし、安定した推定値を得るため、標本数の確保は必要であるので、オイルショック後の1980年からの推定期間とする。またこの期間であれば、操作変数も1975年からのデータとなり、第1次オイルショックの影響を受けない。
- 12) Im, Pesaran and Shin テストでパネル単位根検定を行うと、レベルでは労働投入価格、物的資本のレンタル価格、物的資本ストック、研究開発ストック、スピルオーバーで単位根の存在が疑われた。一方、1次の階差ではスピルオーバーに単位根の疑いがあるが、レベルと比較すると大きく改善する。そこで、本稿では1次の階差をとることで、変数の定常性は確保され则认为る。なお、各産業の個別効果はパラメータ推定後、別途推計している。
- 13) Gagné and Ouellette (1998) は η_{LKK} , η_{MKK} , η_{LRR} , η_{MRR} をそれぞれ2乗で置き換え、SGM関数に凸性制約を課しているが、パラメータの有意性が低下するため、採用しない。

- 14) 本稿では将来の期待変数を含む合理的期待形成モデル (Forward Looking モデル) の解法を用いていない。Pindyck and Rotemberg (1983) でも、シミュレーションで将来の期待変数に実現値を代入しており、「もし要素価格や実質利率の確率的要素が小さければ、結果は実現値に近似し、仮にこれらの確率的要素が大きくとも、解釈の助けにはなる」と述べている。
- 15) 今、オイラー方程式を $F = (F^K, F^R)'$ と表す。陰関数定理を応用すると、スピルオーバーに関する準固定投入の偏微分は、 $\partial X^*/\partial S = -(\partial F/\partial X^*)^{-1}(\partial F/\partial S)$ から求めることができる。ここで $(\partial F/\partial X^*)^{-1}$ は $\partial F/\partial X^*$ の逆行列を表す。
- 16) 物的資本ストックへのスピルオーバーの効果 (1 列目) は、全産業でわずかに拡大効果が見られるが、いずれも有意ではない。従って、本稿の結果から効果を言及することは避ける。
- 17) 本稿ではスピルオーバーの規模を産業特性と捉えているが、絹川 (1999) ではスピルオーバーの規模が著しく大きい 2 つの産業を除いた場合の推定も示している。
- 18) 研究開発集約度は売上高で除することが一般的であるが、本稿のデータには売上高がないため生産額で除している。
- 19) 長期において、スピルオーバーの総費用への効果と可変費用への効果は、全産業で総費用への効果が若干小さくなるが、ほとんど違いなく、符号も一致している。
- 20) 頑健性を見るため、可変費用関数に一般化レオンチェフ型費用関数を用いて同様の推計を行った。この場合も①②の効果が確認でき、③については増加効果のみが認められる。計測結果は筆者から利用可能である。

参 考 文 献

- Bernstein, Jeffrey I. and Yan, Xiaoyi. "International R&D Spillovers between Canadian and Japanese Industries." *NBER Working Paper* No. 5401, 1995.
- Diewert, W. Erwin and Wales, Terence J. "Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions." *Econometrica*, 1987, 55(1), pp. 43-68.
- Gagné, Robert and Ouellette, Pierre. "On the Choice of Functional Forms: Summary a Monte Carlo Experiment." *Journal of Business & Economic Statistics*, 1998, 16(1), pp. 118-124.
- Griliches, Zvi. "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth." *Bell Journal of Economics*, 1979, 10(1), pp. 92-116.
- Jaffe, Adam B. "Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms' Patents, Profits, and Market Value." *American Economic Review*, 1986, 76(5), pp. 984-1001.
- Morrison, Catherine. "Quasi-fixed Inputs in U. S. and Japanese Manufacturing: a Generalized Leontief Restricted Cost Function Approach." *Review of Economics and Statistics*, 1988, 70(2), pp. 275-287.
- Nelson, Richard R. "The Role of Knowledge in R&D Efficiency." *Quarterly Journal of Economics*, 1982, 97(3), pp. 453-470.
- Odagiri, Hiroyuki and Kinukawa, Shin-ya. "Contributions and Channels of Interindustry R&D Spillovers: An Estimation for Japanese High-tech Industries." *Economic Systems Research*, 1997, 9(1), pp. 127-142.
- Pierani, Pierpaolo and Rizzi, Pier Luigi. "Technology and Efficiency in a Panel of Italian

- Dairy Farms: A SGM Restricted Cost Function Approach." *Agricultural Economics*, 2003, 29 (2), pp. 195-209.
- Pindyck, Robert S. and Rotemberg, Julio J. "Dynamic Factor Demands and the Effects of Energy Price Shocks." *American Economic Review*, 1983, 73 (5), pp. 1066-1079.
- Spence, Michael. "Cost Reduction, Competition, and Industry Performance." *Econometrica*, 1984, 52 (1), pp. 101-122.
- 小川一夫・北坂真一 (1998)『資産市場と景気変動—現代日本経済の実証分析』日本経済新聞社。
- 絹川真哉 (1999)「日本の製造業における R & D 生産性の再検討」株式会社富士通総研『F R I 研究レポート』No. 64。
- 後藤晃 (1993)『日本の技術革新と産業組織』東京大学出版会。
- 富田秀昭 (2005)「R & D のスピルオーバー効果分析—日本のハイテク産業における実証—」日本政策投資銀行設備投資研究所『経済経営研究』Vol. 26 No. 2。
- 中島隆信・新保一成 (1998)「企業 R & D による労働需要への影響について」『三田商学研究』第41巻第4号, pp. 145-172。
- 中村豪 (2003)「産業の生産性上昇における研究開発の外部性の役割—日本の製造業, 1968-96年—」『経済研究』第54巻第1号, pp. 47-58。
- 本間正明・林文夫・跡田真澄・秦邦昭 (1984)「設備投資と企業税制」経済企画庁経済研究所『研究シリーズ』第41号。
- 元橋一之 (2002)「日本経済の情報化と生産性に関する米国との比較分析」RIETI Discussion Paper Series 02-J-018。