

研究開発活動が対日直接投資による産業内 スピルオーバーに与える影響に関する実証研究

小澤 駿 弥*

I 序論

1 はじめに

本稿は、日本において国内企業の研究開発活動が外国企業からの対内直接投資に伴う産業内のスピルオーバーの規模に対して実際に正の影響を与えているのかということに疑問を抱き、その仮説について検証することを課題としている。

産業内スピルオーバーとは、直接投資を受けた企業が獲得した技術やノウハウが、何らかの形で同産業における直接投資を受けていない他の企業に伝播することで、産業全体の生産性が向上することを指している。このトピックに関連して、経済産業省は『通商白書 2015』「第3章対内直接投資の促進」において、対内直接投資の意義に関し次のように述べている。

「対内直接投資の拡大は、経営ノウハウや技術、人材などの外国企業の高度な経営資源が流入することにより、我が国における生産性の向上や雇用の創出に資するものである。実際、日本に進出済みの外国企業の全要素生産性は日本企業に比べて高い傾向にあり、このような外国企業が参入することで、その産業全体の生産性が向上する直接効果に加え、外国企業の経営資源が他の産業へスピルオーバーすること等により、我が国全体の生産性が向上する間接効果も期待される。」（経済産業省，2015年，332ページ）

では対日直接投資を誘因するものは何か。経済産業省が行ったアジア諸国・地域を対象とした拠点類型ごとの魅力度比較において、日本は2013年度に「R&D 拠点」の項目で1位となっており、研究開発活動の面で国際的な優位を持っていることが分かる。

さらにこうした研究開発活動は、対内直接投資に伴う産業内スピルオーバーを促進する要因となることが指摘されている。Kinoshita [2000]によれば、外国から流入した技術やノウハウをよりよく吸収するための要因（absorptive capacity）は様々な存在するが、そのひとつとして自国企業の既存の研究開発活動の水準が挙げられる。

したがって、日本は研究開発の拠点としての優位性を押し出し、対日直接投資を通じた産業内スピルオーバーを促すことによって、経済へのプラスの効果が望めるはずである。しかし対日直接投資推進会議にて決定された「外国企業の日本への誘致に向けた5つの約束」では研究開発活動について言及されておらず、政策での重要性の小ささをうかがうことができる。

本稿は、実際に行われている政策が、以上のように指摘されている研究開発活動と対内直接投資に伴う産業内スピルオーバーとの正の関係と乖離していることに問題意識を持つものであり、実際

* 京都大学大学院経済学研究科修士課程1回生

に研究開発活動と産業内スピルオーバーとの関係を分析することによって、国内の研究開発活動の環境が海外直接投資を誘因するひとつの要素として経済的に適切であるかどうかを考察することを目的とする。

2 研究開発活動および対日直接投資の実態

図1は日本の製造業における研究開発費用の推移を表したものであるが、2009年のショックを除けば日本企業の研究開発活動は年々活発になっており、ここ15年で約3割増加したことが確認できる。

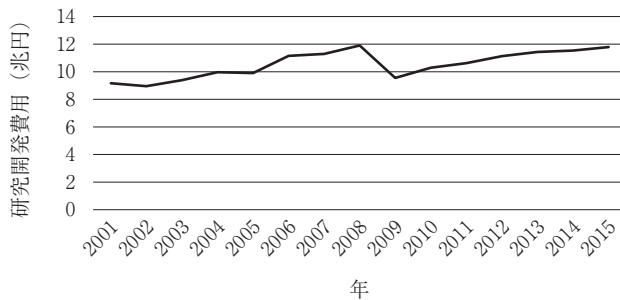


図1 製造業における研究開発費用の推移

出所：経済産業省『企業活動基本調査』より筆者が作成。

また図2は対日直接投資残高を表したものであり、ほぼ一貫して増加傾向を見せている。図3は日本国内の外資系企業の数を示しており、全体として外資系企業数は増加傾向にあり、その中でも製造業の占める割合が高いことが確認できる。

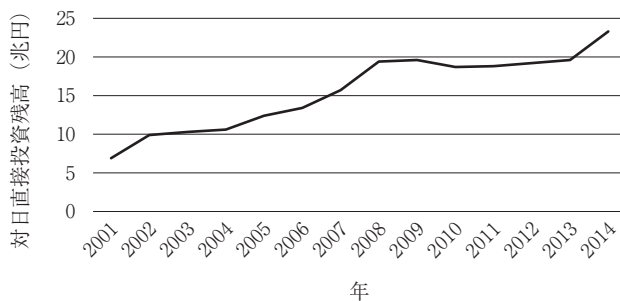


図2 対日直接投資残高の推移

出所：経済産業省『通商白書』「第Ⅲ部第3章 対内直接投資の促進」より筆者が作成。

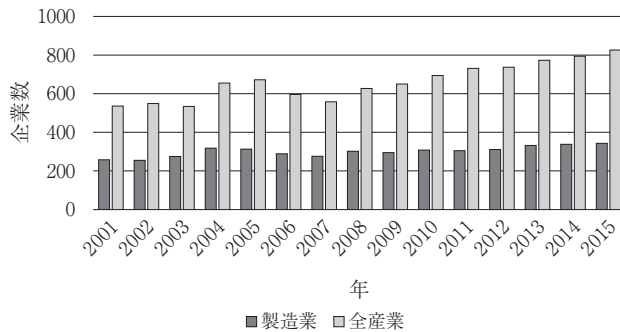


図3 製造業及び全産業における外資系企業の企業数
出所：経済産業省『企業活動基本調査』より筆者が作成。

以上より、研究開発活動や対日直接投資が日本経済においてその重要性が増しつつあるということが、実際のデータからうかがえる。

3 先行研究

海外直接投資の投資先や投資額の決定要因などについて分析している研究は多い一方で、本稿のように直接投資を受け入れた国・地域内での経済的影響、特に産業内スピルオーバーについて考察している研究は少ないといえる。

Kinoshita [2000] は理論的な枠組みをもとに、国内企業の研究開発活動が外国企業の直接投資による産業内スピルオーバーの規模に正の影響を与えていることを、チェコ国内の製造業を対象とした実証分析において明らかにしており、国内企業の研究開発水準が外国からの生産技術を受け入れる能力 (absorptive capacity) としてはたらくことを指摘した。

またこのトピックに関し、日本の製造業を対象とした実証研究として、企業データを用いてスピルオーバーの規模決定要因について考察した Todo [2006] の研究が挙げられ、日本の製造業においても Kinoshita [2000] と同様に、国内企業の研究活動に関する資産 (研究開発ストック) が外国からの生産技術を受け入れる能力としてはたらいっていると指摘した。

一方で外国企業からの対内直接投資による負の効果について指摘する研究も存在する。Aitken and Harrison [1999] によれば、直接投資を通じて生産性が高く規模の大きい外国企業が国内市場に参入すると、自国企業のマーケットシェアが相対的に縮小する負の効果 (market stealing effect) がはたらくという。

さらに Liu [2008] によれば、対内直接投資による生産性への効果の経路は、生産性の水準 (レベル) への短期的な効果と、時間を通じた生産性の変化率 (レート) への長期的な効果に分けることができる。例えば先述の Todo [2006] の研究はレベルに関する分析であり、Kinoshita [2000] の研究はレートに関する分析であった。Liu [2008] は中国の製造業を対象として対内直接投資による生産性への短期・長期の効果を実証的に分析し、短期的には負の効果が存在するものの、長期的には正の効果が認められると結論づけている。Liu [2008] によれば、外国企業から流入した技術やノウハウを自国企業が吸収するためには学習のコストがかかるため、短期的にはこうした負の効果が発生し、一方で長期的には国内において優れた技術やノウハウが蓄積されるため、こうした

正の効果が発生するとしている。

4 分析の動機と概要

本稿は、実際に研究開発活動が産業内のスピルオーバーの規模に対して正の影響を与えており、その点で国内の研究開発活動の水準が対内直接投資を誘因するひとつの要素として経済的に適切であって、政策として適用するだけの重要性を持っているという仮説に対し問題意識を持つものである。これを検討することを通じて日本経済の発展に寄与することを目的とし、本研究のテーマとして決定した。

先述の通り、対内直接投資による産業内スピルオーバーの規模決定要因に関して分析を行った研究に Kinoshita [2000] があり、本研究ではこの研究をベースにしつつ理論的な枠組みを組み立て、実証的な分析を行う。さらに本研究では Kinoshita [2000] が行った生産性変化率に関するスピルオーバーの効果だけでなく、生産性水準に関するスピルオーバーの効果についても分析を行い、両者の結果を比較する。また Aitken and Harrison [1999] の指摘した、対内直接投資による負の効果を考慮に入れた分析も行う。本研究はこれらの点を複合的に用いて分析を行うことで、対内直接投資に関する種々の研究に対して新たに貢献することを目的とする。

本研究では分析対象を 2001 年から 2006 年の日本の製造業として、企業レベル、および産業レベルのデータを用いて回帰分析を行い、先行研究と比較したとき、対象国や対象期間から生じる分析結果の変化についても着目する。

本研究の主な結論は、短期的には研究開発活動は対内直接投資による産業内スピルオーバーの規模に影響を与えないが、長期的には正の影響を与えるというものである。また対内直接投資による負の効果 (market stealing effect) を考慮した推定においてもその結果は変わらなかった。

II 分析の枠組み

1 レベルについての分析

本研究においては Liu [2008] と同様に、対内直接投資が国内企業の生産性や付加価値額に与える直接的・間接的な影響に関して、それらの水準の面から分析するレベルの枠組みと、変化率の面から分析するレート of the 枠組みの 2 通りを用意する。ここではまずレベルの枠組みについて考え、次のようなコブ=ダグラス型生産関数を想定する。

$$Y_{ijt} = A_{ijt} L_{ijt}^{\alpha} K_{ijt}^{1-\alpha} \quad (1)$$

Y_{ijt} は第 j 産業に含まれる企業第 i 企業の第 t 期における付加価値額、 A_{ijt} は全要素生産、 L_{ijt} は労働投入量、 K_{ijt} は有形資本を表す。また全要素生産 A_{ijt} は次のように分解される。

$$A_{ijt} = B_{ijt} R_{ijt}^{\rho} \quad (2)$$

R_{ijt} は企業レベルの研究開発ストック、 B_{ijt} はその他の要因を表す。(2) 式を (1) 式に代入し、両辺に自然対数を取ることでより次の式を得る。

$$\ln Y_{ijt} = \alpha \ln L_{ijt} + (1 - \alpha) \ln K_{ijt} + \rho \ln R_{ijt} + \ln B_{ijt} \quad (3)$$

ここで第 i 企業における第 t 期における外資比率を for_firm_{ijt} とし、第 i 企業が属する第 j 産業の第 t 期における外資比率を $for_industry_{jt}$ とすると、

$$\ln B_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_4 for_industry_{jt} + \alpha_6 for_firm_{ijt} \quad (4)$$

として、企業・産業レベルの対内直接投資が付加価値額に与える影響を調べることができる。さらに外資比率に関するそれぞれ 2 つの変数と研究開発ストックとの交差項を導入し、

$$\begin{aligned} \ln B_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_4 for_industry_{jt} + \alpha_5 for_industry_{jt} \times \ln R_{ijt} \\ & + \alpha_6 for_firm_{ijt} + \alpha_7 for_firm_{ijt} \times \ln R_{ijt} \end{aligned} \quad (5)$$

とすることで、研究開発ストックと企業レベルおよび産業レベルの外資比率の相互作用をモデルに組み込むことができる。後述する実証分析においては、特に産業レベルの外資比率と研究開発ストックとの交差項の係数 α_5 を推定することによって、国内企業の研究開発ストックの水準が産業内スピルオーバーの規模に与える影響を調べることができる。

以上からレベルに関する分析モデル

$$\begin{aligned} \ln Y_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{ijt} + \alpha_2 \ln K_{ijt} + \alpha_3 \ln R_{ijt} + \alpha_4 for_industry_{jt} + \alpha_5 for_industry_{jt} \\ & \times \ln R_{ijt} + \alpha_6 for_firm_{ijt} + \alpha_7 for_firm_{ijt} \times \ln R_{ijt} \end{aligned} \quad (6)$$

を導出することができる。ただし、 $\ln L_{ijt}$ 、 $\ln K_{ijt}$ 、 $\ln R_{ijt}$ の係数をそれぞれ α_1 、 α_2 、 α_3 に置き換えている。

さらに先述の「I. 4. 分析の動機と概要」で述べた通り、対内直接投資による負の効果を考慮するために、このモデルに外資系企業マーケットシェア for_share_{jt} 、およびそれと研究開発ストックとの交差項をそれぞれ組み込んだ推定も行っている。詳細については後述の「IV. 推定方法」において説明を加える。

またこのモデルは労働生産性に関する式として表すことができる。いま (1) の生産関数の両辺を L_{ijt} で割ることにより、次のように整理することができる。

$$\frac{Y_{ijt}}{L_{ijt}} = A_{ijt} \left(\frac{K_{ijt}}{L_{ijt}} \right)^\alpha \quad (7)$$

ここで労働生産性を $y_{ijt} = Y_{ijt}/L_{ijt}$ 、資本集約度を $k_{ijt} = K_{ijt}/L_{ijt}$ と定義すれば、上記の式に代入し、先述のモデルと同様の操作を行うことによって、労働生産性に関する分析モデル

$$\begin{aligned} \ln y_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln k_{ijt} + \beta_2 \ln R_{ijt} + \beta_3 for_industry_{jt} + \beta_4 for_industry_{jt} \times \ln R_{ijt} \\ & + \beta_5 for_firm_{ijt} + \beta_6 for_firm_{ijt} \times \ln R_{ijt} \end{aligned} \quad (8)$$

を導くことができる。後述のレベルに関する分析では、以上の2つのモデルを用いる。

2 レートについての分析

次にレートの枠組みを考えるが、本研究ではそのモデルをKinoshita [2000] に依拠する。Kinoshita [2000] においても、(1) 式のコブ＝ダグラス型生産関数が仮定され、(2) 式のように全要素生産性が定義される。ここで(2) 式に関し、時間について変化率を取ることにより、

$$\frac{\Delta A_{ijt}}{A_{ijt}} = \frac{\Delta B_{ijt}}{B_{ijt}} + \rho \frac{\Delta R_{ijt}}{R_{ijt}} \quad (9)$$

という式を導くことができる。ここで研究開発ストック R_{ijt} に関しては、

$$R_t = \sum_{k=1}^t \mu_k E_{t-k} + (1-\delta) R_{t-1} \quad (10)$$

と計算する。ただし E_{t-k} は k 期前の研究開発費、 μ_k はラグ (distributed lag)、 $\delta \in [0,1]$ は研究開発資本の減耗率としている。すなわち今期の研究開発ストックは、前期の研究開発資本から減耗分を差し引いた繰り越し分と、過去の研究開発活動の成果が遅れてやってくる「ラグ」との和によって導出することができる。ラグの平均を τ とすると(10) 式は、

$$R_t = E_{t-\tau} + (1-\delta) R_{t-1} \quad (11)$$

と表すことができる。ここで $\delta = 0$ かつ $\tau = 1$ であるとすると、 R_t の変化率は、

$$\frac{\Delta R_t}{R_t} = \frac{E_t}{R_t} \quad (12)$$

となる。 $\rho = \frac{\partial Y}{\partial R} \cdot \frac{Y}{R}$ より $\rho \frac{\Delta R}{R} = \frac{\partial Y}{\partial R} \cdot \frac{R}{Y} \cdot \frac{E}{R} = \eta \frac{E}{Y}$ ($\eta = \frac{\partial Y}{\partial R}$) とすると、全要素生産性の変化率は、

$$\frac{\Delta A_{ijt}}{A_{ijt}} = \frac{\Delta B_{ijt}}{B_{ijt}} + \eta \frac{E_{ijt}}{Y_{ijt}} \quad (13)$$

と表すことができる。またレベルの分析と同様に B_{ijt} に関して、次のように定義する。

$$\begin{aligned} \frac{\Delta B_{ijt}}{B_{ijt}} = & \gamma_0 + \gamma_3 \text{for_industry}_{jt} + \gamma_4 \text{for_industry}_{jt} \times \frac{E_{ijt}}{Y_{ijt}} \\ & + \gamma_5 \text{for_firm}_{ijt} + \gamma_6 \text{for_firm}_{ijt} \times \frac{E_{ijt}}{Y_{ijt}} \end{aligned} \quad (14)$$

ここで、(7)式に関して時間についての変化率を取り、以上の結果を代入し、 α を γ_1 に、 η を γ_2 に置き換えることによって、レートに関する分析に用いるモデルを導くことができる。

$$\begin{aligned} \frac{\Delta y_{ijt}}{y_{ijt}} = & \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta k_{ijt}}{k_{ijt}} + \gamma_2 \frac{E_{ijt}}{Y_{ijt}} + \gamma_3 \text{for_industry}_{jt} + \gamma_4 \text{for_industry}_{jt} \times \frac{E_{ijt}}{Y_{ijt}} \\ & + \gamma_5 \text{for_firm}_{ijt} + \gamma_6 \text{for_firm}_{ijt} \times \frac{E_{ijt}}{Y_{ijt}} \end{aligned} \quad (15)$$

Ⅲ データ

1 データの概要

本研究では分析に用いる変数の作成に必要なデータを、企業データは日経 NEEDS の財務データベース「Financial QUEST」から、産業データは経済産業省が公表している企業活動基本調査¹⁾の集計データから使用している。対象企業を製造業（日経産業分類基準）の上場企業、対象期間を2001年から2006年として年ごとのデータを作成しているが、企業レベルの研究開発費用についてはストック変数の作成のために1991年から2006年のデータを用いている。また産業データについては、企業活動基本調査基準で産業分類コード2桁レベルのデータを使用している。最終的に分析に用いたサンプルは、対象となる全1392企業のうち、以下の「Ⅲ. 2. 変数の作成」で述べるすべての変数が、分析期間である2001年から2006年までのうち少なくとも1年間揃っている207の企業のみとなった。

2 変数の作成

Financial QUEST より「付加価値額（百万円）」、「期末従業員数（人）」、「有形固定資産（百万円）」、「研究開発費（百万円）」、「【所有株式数】外国法人等（単元）」、「【所有株式数】所有株式数合計」のデータを、企業活動基本調査より「売上高（百万円）」、「資産総額（百万円）」、「外資系企業売上高（百万円）」、「外資系企業付加価値額（百万円）」のデータを用いた。

研究開発ストックに関しては Todo [2006] で用いられている次の定義によって各企業に関して計算を行った。さらにこの計算により得た数値を対数変換したうえで分析に用いた。

$$R_{ijt} = \sum_{s=s_0}^t E_{ijs} \times e^{-0.15(t-s)} \quad (16)$$

ただし、 R_{ijt} は第 t 期の研究開発ストック、 E_{ijs} は第 s 期の研究開発費、 s_0 は基準年（ここでは1991年）であり、研究開発ストック減耗率は0.15としている。またある年の研究開発費のデータが欠落している場合、その年の研究開発費は0として計算を行っている。

また分析に用いるその他の変数は表1のように作成した。ただし企業レベルの外資比率の計算に

1) 企業活動基本調査 (<http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/kikatu/>)

関し「【所有株式数】所有株式数合計」のデータが欠落している場合 NA として評価し、「【所有株式数】外国法人等」のデータのみが欠落している場合は 0 と評価した。

表1 各変数の説明とデータ出所

variable	Description	Source
$\ln Y_{ijt}$	付加価値額を対数変換。	Financial QUEST
$\ln L_{ijt}$	労働投入量を対数変換。	Financial QUEST
$\ln K_{ijt}$	有形固定資産を対数変換。	Financial QUEST
$\ln y_{ijt}$	付加価値額を労働投入量で割った値を対数変換。	Financial QUEST
$\ln k_{ijt}$	有形固定資産を労働投入量で割った値を対数変換。	Financial QUEST
$\ln R_{ijt}$	Todo [2006] に基づいて計算した値を対数変換。	Financial QUEST
$\Delta y_{ijt}/y_{ijt}$	時間に関する労働生産性の変化率。	Financial QUEST
$\Delta k_{ijt}/k_{ijt}$	時間に関する資本集約度の変化率。	Financial QUEST
E_{ijt}/Y_{ijt}	研究開発費を付加価値額で割った値。	Financial QUEST
$for_industry_{jt}$	外資系企業資産総額を資産総額で割った値。	企業活動基本調査
for_firm_{ijt}	【所有株式数】外国法人等を【所有株式数】所有株式数合計で割った値。	Financial QUEST
for_share_{jt}	外資系企業売上高を売上高で割った値。	企業活動基本調査

出所：日経 NEEDS「Financial QUEST」、経済産業省「企業活動基本調査」より筆者が作成。

3 各データの基本統計量および相関係数表

表2は各変数の基本統計量を表したものである。労働生産性変化率や資本集約度変化率の観測数が少なく、レートに関する分析はレベルに関する分析と比べ限られたサンプル数での推定となることに注意しなければならない。

表2 基本統計量

variable	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max	sd	Obs.
$\ln Y_{ijt}$	4.511	7.372	7.854	7.844	8.324	11.411	0.810	751
$\ln L_{ijt}$	2.833	4.934	5.389	5.378	5.855	7.467	0.751	753
$\ln K_{ijt}$	3.258	7.396	8.043	7.880	8.589	11.233	1.192	753
$\ln y_{ijt}$	0.495	2.232	2.430	2.461	2.685	4.645	0.408	751
$\ln k_{ijt}$	-1.037	2.100	2.579	2.502	2.993	4.234	0.780	753
$\ln R_{ijt}$	-0.900	5.124	6.113	6.024	7.048	10.562	1.475	1125
$\Delta y_{ijt}/y_{ijt}$	-0.713	-0.062	0.014	0.058	0.089	12.154	0.558	669
$\Delta k_{ijt}/k_{ijt}$	-0.662	-0.046	0.001	0.042	0.065	3.702	0.278	672
E_{ijt}/Y_{ijt}	0.001	0.019	0.040	0.108	0.090	7.806	0.419	751
$for_industry_{jt}$	0.000	0.011	0.102	0.109	0.194	0.313	0.092	1242
for_firm_{ijt}	0.000	0.001	0.007	0.029	0.035	0.412	0.050	753
for_share_{jt}	0.003	0.022	0.085	0.102	0.172	0.354	0.082	1161

出所：日経 NEEDS「Financial QUEST」、経済産業省「企業活動基本調査」より筆者が作成。

また表3、表4、表5は、それぞれ付加価値額、労働生産性、労働生産性変化率を被説明変数とした推定において用いられる変数間の相関係数を表したものとなっている。

表3 相関係数表：被説明変数を付加価値額とした分析

	$\ln Y_{ijt}$	$\ln L_{ijt}$	$\ln K_{ijt}$	$\ln R_{ijt}$	$for_industry_{jt}$	for_firm_{ijt}	for_share_{jt}
$\ln Y_{ijt}$	1						
$\ln L_{ijt}$	0.8655	1					
$\ln K_{ijt}$	0.7583	0.7691	1				
$\ln R_{ijt}$	0.3135	0.2571	0.1970	1			
$for_industry_{jt}$	-0.1299	-0.1481	-0.1647	0.1479	1		
for_firm_{ijt}	0.2819	0.1190	0.0982	0.2188	0.1804	1	
for_share_{jt}	-0.0683	-0.1025	-0.0580	0.2082	0.8869	0.1728	1

出所：日経 NEEDS 「Financial QUEST」、経済産業省「企業活動基本調査」より筆者が作成。

表4 相関係数表：被説明変数を労働生産性とした分析

	$\ln y_{ijt}$	$\ln k_{ijt}$	$\ln R_{ijt}$	$for_industry_{jt}$	for_firm_{ijt}
$\ln y_{ijt}$	1				
$\ln k_{ijt}$	0.2690	1			
$\ln R_{ijt}$	0.1469	0.0536	1		
$for_industry_{jt}$	0.0177	-0.1092	0.1479	1	
for_firm_{ijt}	0.3467	0.0355	0.2188	0.1804	1

出所：日経 NEEDS 「Financial QUEST」、経済産業省「企業活動基本調査」より筆者が作成。

表5 相関係数表：被説明変数を労働生産性変化率とした分析

	$\Delta y_{ijt}/y_{ijt}$	$\Delta k_{ijt}/k_{ijt}$	E_{ijt}/Y_{ijt}	$for_industry_{jt}$	for_firm_{ijt}
$\Delta y_{ijt}/y_{ijt}$	1				
$\Delta k_{ijt}/k_{ijt}$	-0.0189	1			
E_{ijt}/Y_{ijt}	0.0121	0.2180	1		
$for_industry_{jt}$	0.0353	-0.0278	0.0953	1	
for_firm_{ijt}	0.0679	0.0422	-0.0175	0.1804	1

出所：日経 NEEDS 「Financial QUEST」、経済産業省「企業活動基本調査」より筆者が作成。

ここで注意すべきは、表3において労働投入量の対数値と有形固定資産の対数値の相関係数が高くなっている点であり、結果にバイアスが生じる可能性を考えなければならない。また産業レベルの外資比率と外資系企業マーケットシェアの相関係数も高く、対内直接投資による産業内スピルオーバーの正の効果と負の効果が、それぞれ産業レベル外資比率と外資系企業マーケットシェアの係数に正しく吸収されているかどうか、注意して見る必要がある。

4 産業分類の統合

本研究の分析に用いるデータセットは、「Financial QUEST」より得た企業データと、「企業活動基本調査」より得た産業データを用いているため、変数を整理する際、それらの産業分類を対応させる必要がある。日経基準の産業分類と、経済産業省基準の産業分類（2桁レベル）を対応させたものが付表1に表されている。

付表 1 日経業種分類・企業活動基本調査産業分類対応表

日経業種分類	企業活動基本調査産業分類
食品 飼料 砂糖 製粉 食油 酒類 製菓・パン ハム 調味料 乳製品 その他食品	食料品製造業 食料品製造業 食料品製造業 食料品製造業 食料品製造業 食料品製造業 食料品製造業 食料品製造業 食料品製造業 食料品製造業 食料品製造業
繊維 化合繊 綿紡績 絹紡績 毛紡績 繊維二次加工 その他繊維	繊維工業 繊維工業 繊維工業 繊維工業 繊維工業 繊維工業
パルプ・紙 大手製紙 その他パルプ・紙	パルプ・紙・紙加工品製造業 パルプ・紙・紙加工品製造業
化学 大手化学 肥料 塩素・ソーダ 石油化学 合成樹脂 酸素 油脂・洗剤 化粧品・歯磨 塗料・インキ 農薬・殺虫剤 その他化学	化学工業 化学工業 化学工業 化学工業 化学工業 化学工業 化学工業 化学工業 化学工業 化学工業 化学工業
医薬品 大手医薬品 医家向医薬品 大衆向医薬品	化学工業 化学工業 化学工業
石油 石油精製及び販売 石炭石油製品	石油製品・石炭製品製造業 石油製品・石炭製品製造業
ゴム タイヤ その他ゴム製品	ゴム製品製造業 ゴム製品製造業
窯業 ガラス セメント一次 セメント二次 陶器 耐火煉瓦 カーボン・その他	窯業・土石製品製造業 窯業・土石製品製造業 窯業・土石製品製造業 窯業・土石製品製造業 窯業・土石製品製造業 窯業・土石製品製造業
鉄鋼 鉄鋼一貫 平電炉・単圧 特殊鋼 合金鉄 鋳鍛鋼 ステンレス その他鉄鋼	鉄鋼業 鉄鋼業 鉄鋼業 鉄鋼業 鉄鋼業 鉄鋼業 鉄鋼業

(続く)

日経業種分類	企業活動基本調査産業分類
非鉄金属製品 大手精錬 その他精錬 アルミ（含ダイカスト） 電線・ケーブル その他金属製品 鉄骨・鉄塔・橋梁	非鉄金属製造業 非鉄金属製造業 非鉄金属製造業 非鉄金属製造業 非鉄金属製造業 金属製品製造業
機械 工作機械 プレス機械 繊維機械 ミシン・編機 農業機械 化工機械 運搬機・建設機械・内燃機 軸受 事務機 その他機械	生産用機械器具製造業 生産用機械器具製造業 生産用機械器具製造業 生産用機械器具製造業 生産用機械器具製造業 生産用機械器具製造業 はん用機械器具製造業 はん用機械器具製造業 はん用機械器具製造業 はん用機械器具製造業
電気機器 総合電気 重電 家庭電器（含音響機器） 通信機（含通信機部品） 制御機器 電池 自動車関連 その他電気機器 電子部品	電気機械器具製造業 電気機械器具製造業 電気機械器具製造業 電気機械器具製造業 電気機械器具製造業 電気機械器具製造業 電気機械器具製造業 電気機械器具製造業 電気機械器具製造業 電子部品・デバイス・電子回路製造業
造船 造船	輸送用機械器具製造業
自動車 自動車 自動車部品 車体・その他	輸送用機械器具製造業 輸送用機械器具製造業 輸送用機械器具製造業
輸送用機器 車両 自転車 その他輸送用機器	輸送用機械器具製造業 輸送用機械器具製造業 輸送用機械器具製造業
精密機器 時計 カメラ 計器・その他	業務用機械器具製造業 業務用機械器具製造業 業務用機械器具製造業
その他製造 印刷 建材 楽器 事務用品 その他製造業	印刷・同関連業 木材・木製品製造業（家具を除く） その他の製造業 その他の製造業 その他の製造業

Ⅳ 推定方法

先述のように本研究においては、「付加価値額を被説明変数としたレベルに関する分析」、「労働生産性を被説明変数としたレベルに関する分析」、「労働生産性を被説明変数としたレートに関する分析」の3通りの分析を行い、それぞれの分析において最小二乗法と固定効果モデルによる推定を行っている。ただし最小二乗法を用いた推定においては、不均一分散に頑健な推定量を用いている。

モデルは以下の通りとなる。

(1) 付加価値額を被説明変数としたにレベルに関する分析

$$\ln Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{ijt} + \alpha_2 \ln K_{ijt} + \alpha_3 \ln R_{ijt} + \alpha_4 \text{for_industry}_{jt} + \alpha_5 \text{for_industry}_{jt} \times \ln R_{ijt} + \alpha_6 \text{for_firm}_{ijt} + \alpha_7 \text{for_firm}_{ijt} \times \ln R_{ijt} + u_{ijt} \quad (17)$$

ただし、固定効果モデルにおける企業固有の固定効果 F_{ij} は α_0 に含まれている。

(2) 労働生産性を被説明変数としたレベルに関する分析

$$\ln y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{ijt} + \beta_2 \ln R_{ijt} + \beta_3 \text{for_industry}_{jt} + \beta_4 \text{for_industry}_{jt} \times \ln R_{ijt} + \beta_5 \text{for_firm}_{ijt} + \beta_6 \text{for_firm}_{ijt} \times \ln R_{ijt} + u_{ijt} \quad (18)$$

(3) 労働生産性を被説明変数としたレートに関する分析

$$\frac{\Delta y_{ijt}}{y_{ijt}} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta k_{ijt}}{k_{ijt}} + \gamma_2 \frac{E_{ijt}}{Y_{ijt}} + \gamma_3 \text{for_industry}_{jt} + \gamma_4 \text{for_industry}_{jt} \times \frac{E_{ijt}}{Y_{ijt}} + \gamma_5 \text{for_firm}_{ijt} + \gamma_6 \text{for_firm}_{ijt} \times \frac{E_{ijt}}{Y_{ijt}} + u_{ijt} \quad (19)$$

次に各パラメータの符号の予測を行う。本研究において要となるのは、産業レベルの外資比率と研究開発ストックの対数値、あるいは研究開発集約度との交差項の係数 (α_5 , β_4 , γ_4) であり、これらが正に有意であれば、企業の研究開発活動が対内直接投資による産業内スピルオーバーの規模に正の影響を与えていると考えることができる。よって、「企業の研究開発活動が対内直接投資による産業内スピルオーバーに正の影響を与えている」という関係を本研究の仮説として立て、これらの係数が正に有意となることを予測する。

また産業レベルの外資比率の係数 (α_4 , β_3 , γ_3) については、対内直接投資による正の産業内スピルオーバーが起こると考えられるので、ここでは正の値を取ると予測する。しかし先述の通り、外国企業の国内市場への参入に伴う負の効果 (market stealing effect) が生じる可能性も考慮しなければならない。本研究においては、産業レベルの外資系企業マーケットシェアや、それと研究開発ストック (あるいは研究開発集約度) との交差項、あるいはその両方の変数をモデルに組み込み、こうした負の効果を反映させることによって、産業レベルの外資比率の係数がどのように変化するかということにも着目する。

そしてその他の係数に関しては、労働投入量の対数値や有形固定資産の対数値の係数 (α_1 , α_2) や資本集約度の対数値、変化率の係数 (β_1 , γ_1) は、モデルの仮定により正になると予測される。また研究開発ストックの対数値の係数 (α_3 , β_2) については、研究開発活動によって企業は新たな優れた技術を生み出すことができるため、正になると予測するが、一方で研究開発集約度の係数 (γ_2) については、研究開発集約度が定義上、付加価値額を分母に取っているため、負の値を取る可能性も考えられる。

最後に、企業レベルの外資比率の係数 ($\alpha_6, \beta_5, \gamma_5$) については、投資を受けた企業は外国企業から得られる技術やノウハウを享受できるため、正となることが予測され、企業レベルの外資比率と研究開発ストック（あるいは研究開発集約度）との交差項の係数 ($\alpha_7, \beta_6, \gamma_6$) に関しても、企業の研究開発活動が投資を通じて外国企業から流入した技術やノウハウを吸収する能力としてはたらくと考えられ、符号は正になると予測できる。

V 推定結果

1 付加価値額を被説明変数としたレベルに関する分析

被説明変数を付加価値額とした場合の、最小二乗法を用いた推定結果については表6のように表されている。まずモデル(1)の推定結果について確認する。

分析において最も重要となるのは、産業レベルの外資比率と研究開発ストックとの交差項の係数であるが、モデル(1)においてその符号は負となり仮説に反するものとなった。また産業レベルの外資比率の係数を見ると正であるが有意性は認められず、また企業レベルの外資比率と研究開発ストックとの交差項の係数についても負となり、予測に沿わないものとなった。一方で労働投入量や

表6 最小二乗法推定結果（被説明変数：付加価値額）

variable	(1)OLS	(2)OLS	(3)OLS	(4)OLS
$\ln L_{ijt}$	0.65955 *** [27.607]	0.65359 *** [24.281]	0.66360 *** [27.086]	0.65365 *** [24.311]
$\ln K_{ijt}$	0.18308 *** [10.569]	0.18036 *** [10.011]	0.18092 *** [10.279]	0.17978 *** [9.700]
$\ln R_{ijt}$	0.06866 *** [5.399]	0.08990 *** [6.044]	0.06767 *** [5.271]	0.08878 *** [5.819]
$for_industry_{jt}$	0.09210 [0.166]	1.21438 [1.403]	0.17079 [0.303]	1.65089 [0.854]
$for_industry_{jt} \times \ln R_{ijt}$	-0.08095 [-0.891]	-0.24451 * [-2.024]	-0.12250 [-1.239]	-0.31431 [-1.052]
for_firm_{ijt}	3.88160 *** [3.511]	4.13856 ** [3.245]	3.97540 *** [3.553]	4.04800 ** [2.901]
$for_firm_{ijt} \times \ln R_{ijt}$	-0.29184 · [-1.954]	-0.32303 · [-1.886]	-0.30701 * [-2.037]	-0.31140 · [-1.660]
for_share_{jt}		-0.08100 [-0.217]		-0.58866 [-0.318]
$for_share_{jt} \times \ln R_{ijt}$			0.03953 [1.162]	0.08148 [0.280]
No. of Obs.	672	620	621	621
Adj. R-squared	0.8659	0.8571	0.8661	0.8569

1. 最小二乗法で推定、ただし不均一分散に頑健な推定量を使用。
2. 被説明変数は付加価値額。
3. 統計的有意性の指標は、*** (0.1%), ** (1%), * (5%), · (10%)。
4. [] 内の数値はt値を表す。
5. 最小二乗法による推定では定数項を含めているが、ここではその結果を省略している。

有形固定資産，研究開発ストック，そして企業レベルの外資比率といった変数の係数の推定値は正に有意となり，予測と合致する結果となった。

またモデル (2)，(3)，(4) は，産業レベルの外資系企業マーケットシェアや，それと研究開発ストックとの交差項を導入することで対内直接投資による負の効果を考慮した推定となるが，すべてのモデルにおいて産業レベルの外資比率の係数は正であるが有意ではなく，モデル (1) と比較したとき，対日直接投資に伴う負の効果を分離できなかったと解釈することができる。このとき産業レベルの外資系企業マーケットシェアの係数は負となり，一方で産業レベルの外資系企業マーケットシェアと研究開発ストックとの交差項の係数は正となった。その他の係数の符号や有意性に関しては，目立った結果の変化は見られなかった。そして自由度調整済決定係数については，いずれのモデルも 0.8 以上の値を取っていることから，現実のデータに対するモデルのフィットが良好であることが確認できる。

次に固定効果モデルによるパネルデータ分析を行った。結果は表 7 に表されている。

表 7 固定効果モデルによる推定結果（被説明変数：付加価値額）

variable	(5)Fixed	(6)Fixed	(7)Fixed	(8)Fixed
$\ln L_{ijt}$	0.84895 *** [8.219]	0.88804 *** [8.635]	0.84322 *** [8.130]	0.88802 *** [8.626]
$\ln K_{ijt}$	0.00543 [0.100]	0.02495 [0.453]	0.00513 [0.094]	0.02496 [0.452]
$\ln R_{ijt}$	0.00461 [0.136]	-0.02153 [-0.612]	0.00730 [0.214]	-0.02166 [-0.613]
$for_industry_{jt}$	0.79320 [0.743]	0.89986 [0.793]	0.79244 [0.742]	0.96921 [0.490]
$for_industry_{jt} \times \ln R_{ijt}$	-0.10299 [-0.612]	-0.06169 [-0.365]	-0.07259 [-0.415]	-0.07315 [-0.231]
for_firm_{ijt}	-4.99768 ** [-2.633]	-4.33570 * [-2.211]	-5.08725 ** [-2.672]	-4.33979 * [-2.208]
$for_firm_{ijt} \times \ln R_{ijt}$	0.95703 ** [3.281]	0.82394 ** [2.775]	0.97114 *** [3.319]	0.82441 ** [2.772]
for_share_{jt}		-0.28380 [-0.585]		-0.38309 [-0.162]
$for_share_{jt} \times \ln R_{ijt}$			-0.04978 [-0.651]	0.01644 [0.043]
No. of Obs.	743	684	684	683
Adj. R-squared	-0.11698	-0.093876	-0.11813	-0.096013

1. 固定効果モデルで推定。
2. 被説明変数は付加価値額。
3. 第 i 企業の固定効果がすべてのモデルに含まれている。
4. 統計的有意性の指標は，*** (0.1%)，** (1%)，* (5%)，· (10%)。
5. [] 内の数値は t 値を表す。

まず基本的なモデルとなる (5) の結果を確認すると，産業レベルの外資比率と研究開発ストックとの交差項の係数については，最小二乗法を用いた推定結果と同じく負の値を取っていることが確

認できる。さらに最小二乗法による結果と比較したとき、有形固定資産、研究開発ストックといった変数の係数の有意性が失われており、かつ企業レベルの外資比率の係数については正に有意な結果から負に有意な結果に転じていることが確認できる。また企業レベルの外資比率と研究開発ストックとの交差項の係数については、負の値から正に有意な値へと転じている。

また外資系企業マーケットシェア、およびそれと研究開発ストックとの交差項を導入した(6)、(7)、(8)の結果を見ると、固定効果モデルによる推定においてもベンチマークとなる(5)の推定結果からの大きな変化は見られなかった。固定効果モデルの場合においても、外資系企業マーケットシェアに関するこれら2つの変数を導入したとしても、産業レベルの外資比率の係数の符号と有意性に変化はなく、したがって対内直接投資による正と負の効果を十分に分けることができなかつたと解釈することができる。

また自由度調整済決定係数に関しては、固定効果モデルの場合においてはすべてのモデルで0を下回っていることが確認された。

2 労働生産性を被説明変数としたレベルに関する分析

労働生産性を被説明変数としたモデルの推定結果は表8のように表されている。

表8 被説明変数を労働生産性とした場合の推定結果

variable	(9)OLS	(10)Fixed
$\ln k_{ijt}$	0.17724 *** [8.322]	0.01357 [0.250]
$\ln R_{ijt}$	0.03639 ** [3.246]	0.00063 [0.019]
$for_industry_{jt}$	-0.56328 [-1.097]	0.96794 [0.910]
$for_industry_{jt} \times \ln R_{ijt}$	0.06406 [0.757]	-0.11923 [-0.709]
for_firm_{ijt}	4.10166 *** [3.668]	-4.98664 ** [-2.624]
$for_firm_{ijt} \times \ln R_{ijt}$	-0.36555 * [-2.250]	0.95271 ** [3.262]
No. of Obs.	689	751
Adj. R-squared	0.2633	-0.27593

1. 最小二乗法および固定効果モデルで推定、ただし最小二乗法では不均一分散に頑健な推定量を使用。
2. 被説明変数は労働生産性。
3. 第*i*企業の固定効果が(10)のモデルに含まれている。
4. 統計的有意性の指標は、*** (0.1%), ** (1%), * (5%), · (10%)。
5. []内の数値はt値を表す。
6. 最小二乗法による推定では定数項を含めているが、ここではその結果を省略している。

産業レベルの外資比率と研究開発ストックとの交差項の係数を見ると、推定方法によって符号は異なるが、いずれの場合も有意性は認められず、付加価値額を被説明変数とした場合と同様である

ことが確認できる。また最小二乗法による推定では企業レベルの外資比率の係数が正、またそれと研究開発ストックとの交差項の係数が負であるのに対し、固定効果モデルによる推定ではそれらの符号がともに逆転したことも、付加価値額を被説明変数とした場合と同様の結果となった。

なお外資系企業マーケットシェア、またそれと研究開発ストックとの交差項を導入した推定も行ったが係数の符号や有意性に大きな変化はなく、推定結果を省略した。

3 労働生産性変化率を被説明変数としたレートに関する分析

最後に、労働生産性変化率を被説明変数とした場合の推定結果が表9となる。

表9 被説明変数を労働生産性変化率とした場合の推定結果

variable	(11)OLS	(12)Fixed
$\Delta k_{ijt}/k_{ijt}$	-0.00262 [-0.136]	-0.18171 * [-1.998]
E_{ijt}/Y_{ijt}	-0.77466 *** [-3.923]	-3.72271 *** [-4.406]
$for_industry_{jt}$	-0.13458 · [-1.738]	-0.53061 [-0.867]
$for_industry_{jt} \times E_{ijt}/Y_{ijt}$	3.09612 * [2.186]	13.17406 * [2.407]
for_firm_{ijt}	-0.25069 · [-1.934]	-0.52696 [-0.539]
$for_firm_{ijt} \times E_{ijt}/Y_{ijt}$	3.43286 * [2.277]	-13.0645 · [-1.726]
No. of Obs.	587	669
Adj. R-squared	0.1342	-0.01141

1. 最小二乗法および固定効果モデルで推定、ただし最小二乗法では不均一分散に頑健な推定量を使用。
2. 被説明変数は労働生産性変化率。
3. 第*i*企業の固定効果が(12)のモデルに含まれている。
4. 統計的有意性の指標は、*** (0.1%), ** (1%), * (5%), · (10%)。
5. []内の数値はt値を表す。
6. 最小二乗法による推定では定数項を含めているが、ここではその結果を省略している。

最も注目すべきは、2つの推定方法においてともに産業レベルの外資比率と研究開発集約度との交差項の係数が正に有意となった点である。これは先述のレベルに関するモデルとは逆の結果であり、かつ予測に合致したものである。また企業レベルの外資比率と研究開発集約度の交差項の係数についても、先述のレベルに関する分析とは異なり、最小二乗法においては正に有意、固定効果モデルにおいては負に有意となった。

その他の係数に関しては、最小二乗法と固定効果モデルに共通して、資本集約度、研究開発集約度、産業レベルの外資比率、企業レベルの外資比率の係数が負となった。

また自由度調整済決定係数は両モデルで非常に小さくなっていることが確認された。

4 分析結果の妥当性と頑健性に関する考察

先述の推定結果に関して、まず被説明変数に付加価値額と労働生産性を取った場合の結果を見ると、最小二乗法と固定効果モデル、それぞれの推定方法ごとに結果が合致していることが確認できる。特に産業レベルの外資比率と研究開発ストックとの交差項の係数は概ね負の値を取っており、有意性もなかった。一方で労働生産性変化率を被説明変数とした分析では、各モデルにおいてレベルに関する分析とは反対の結果となり、特に産業レベルの外資比率と研究開発ストックとの交差項の係数は正に有意な値となった。

以上の分析の推定結果には、「Ⅲ. 3. 各データの基本統計量および相関係数表」で述べた産業レベルの外資比率と外資系企業マーケットシェアとの相関関係による多重共線性の問題と、外国企業が生産性の高い企業を選び直接投資を行うという逆の因果性に関する問題のふたつが存在しており、これらを考慮した場合の結果についても検証する必要がある。

まず産業レベルの外資比率と外資系企業マーケットシェアとの多重共線性の問題について、被説明変数を付加価値額としたモデルにおいて、産業レベルの外資比率およびそれと研究開発ストックとの交差項を説明変数から除外し、外資系企業マーケットシェアおよびそれと研究開発ストックとの交差項を含めた推定を行った。その推定結果が表 10 に表されており、外資系企業マーケットシェアや、それと研究開発ストックとの交差項は負の値となったが、その他の係数の符号や有意性に関しては大きな変化はなく、したがって以上の推定結果に関し、この多重共線性の問題に対する頑健性は保証されるといえる。

表 10 産業レベルの外資比率を説明変数から除外した最小二乗推定

variable	(13) OLS	(14) OLS
$\ln L_{ijt}$	0.66617 *** [26.323]	0.66181 *** [27.332]
$\ln K_{ijt}$	0.18015 *** [10.195]	0.18520 *** [10.660]
$\ln R_{ijt}$	0.06434 *** [6.510]	0.06424 *** [6.895]
for_firm_{ijt}	4.07084 *** [3.750]	3.65101 *** [3.474]
$for_firm_{ijt} \times \ln R_{ijt}$	-0.32229 * [-2.193]	-0.26374 · [-1.849]
for_share_{jt}	-0.33511 * [-2.445]	
$for_share_{jt} \times \ln R_{ijt}$		-0.04671 * [-2.203]
No. of Obs.	619	619
Adj. R-squared	0.8578	0.864

1. 最小二乗法で推定、ただし不均一分散に頑健な推定量を使用。
2. 被説明変数は付加価値額。
3. 統計的有意性の指標は、*** (0.1%), ** (1%), * (5%), · (10%)。
4. [] 内の数値は t 値を表す。
5. 最小二乗法による推定では定数項を含めているが、ここではその結果を省略している。

後者の逆の因果性の問題に関しては、以上で用いたモデルから企業レベルの外資比率、およびそれと研究開発ストック（あるいは研究開発集約度）との交差項を除き、代わりに対象期間外である2000年の企業レベルの外資比率、およびそれと研究開発ストック（あるいは研究開発集約度）との交差項を用いた推定を行うことで、その問題に対処した。

その推定結果を表したものが表11である。レベルについての分析においては、各説明変数の係数の符号や有意性に大きな変化はなく、したがって直接投資を受け入れることで企業の生産性が向上するという正しい因果関係が存在することが確認できる。しかし労働生産性変化率を被説明変数に取ったモデルにおいては、もとのモデルの推定結果と比較して各係数の有意性が全体的に失われており、したがってレートに関する長期的な効果の分析においてはこうした逆の因果性の問題を無視することができないと考えられる。

表11 2000年の企業レベルの外資比率を説明変数に加えた最小二乗推定

variable	(15) $\ln Y_{ijt}$	(16) $\ln y_{ijt}$	(17) $\Delta y_{ijt}/y_{ijt}$
$\ln L_{ijt}$	0.66020 *** [21.273]		
$\ln K_{ijt}$	0.20588 *** [9.375]		
$\ln k_{ijt}$		0.21189 *** [8.638]	
$\Delta k_{ijt}/k_{ijt}$			-0.00171 [-0.086]
$\ln R_{ijt}$	0.09365 *** [5.089]	0.05665 ** [3.202]	
E_{ijt}/Y_{ijt}			-0.23053 [-0.527]
$for_industry_{jt}$	0.20168 [0.270]	-0.85515 [-1.255]	0.09052 [0.805]
$for_industry_{jt} \times \ln R_{ijt}$	-0.09433 [-0.779]	0.10239 [0.928]	
$for_industry_{jt} \times E_{ijt}/Y_{ijt}$			-1.19159 [-0.490]
for_firm_{ij2000}	4.43476 *** [4.390]	3.22496 ** [3.064]	-0.43390 ** [-3.040]
$for_firm_{ij2000} \times \ln R_{ijt}$	-0.42995 * [-2.581]	-0.35642 * [-1.983]	
$for_firm_{ij2000} \times E_{ijt}/Y_{ijt}$			3.64912 [1.661]
No. of Obs.	465	475	455
Adj. R-squared	0.8554	0.2599	0.02635

1. 最小二乗法で推定、ただし不均一分散に頑健な推定量を使用。
2. 被説明変数は (15) 付加価値額, (16) 労働生産性, (17) 労働生産性変化率。
3. 統計的有意性の指標は, *** (0.1%), ** (1%), * (5%), · (10%)。
4. [] 内の数値はt値を表す。
5. 最小二乗法による推定では定数項を含めているが、ここではその結果を省略している。

5 有意性に関する考察

ここでは前項の考察を踏まえつつ、以上の推定結果をもとに、各説明変数の係数の推定値の有意性に関して検討を行う。

まず産業レベルの外資比率と研究開発ストックとの交差項の係数について、労働生産性や付加価値額を被説明変数に取ったレベルについての分析では、一貫して正の有意性が得られず、したがってレベルに関する短期的な効果の分析では仮説を支持する結果は得られなかった。一方で被説明変数に労働生産性変化率を取ったレートについての分析においては、産業レベルの外資比率と研究開発集約度との交差項の係数が正に有意な値となっており、レートに関する長期的な効果の分析においては仮説が支持されるという結果となった。しかしレートに関する推定はモデルの当てはまりが悪く、前項で議論した逆の因果性の問題を考慮した場合、係数の正の有意性は失われてしまうため、その結果が信頼に値するものであるかということには疑問の余地が残る。

また企業レベルの外資比率と研究開発ストック（あるいは研究開発集約度）との交差項の係数は、レベルの分析では固定効果モデルを用いた推定において、レートの分析では最小二乗法を用いた推定において正に有意となっており、すなわち対内直接投資に伴う直接的な効果に対しても、研究開発活動が正の影響を与えていることを意味する。しかしこの結果に関してはより慎重な議論が必要であり、企業レベルの外資比率の係数の符号が最小二乗法と固定効果モデルで逆転していることに着目しなければならない。原因としては、企業レベルの外資比率に企業の固定効果が含まれているために、固定効果モデルで推定を行ったときに外資比率それ自体の効果と企業固有の効果分離してしまい、推定結果が大きく変わってしまったことが考えられる。最小二乗法と比較して固定効果モデルの結果の方が妥当なものであると考えると、レベルに関する短期的な効果の分析においてのみ、研究開発活動が対内直接投資の直接効果に正の影響を与えると解釈することができる。

最後にその他の変数に関して言及する。付加価値額を被説明変数としたレベルに関する分析において労働投入量や有形固定資産、研究開発ストックの係数が正に有意となっており、モデルの仮定通りの結果となった。労働生産性を被説明変数としたレベルに関する分析においても資本集約度や研究開発ストックの係数は正となったが、固定効果モデルにおいて有意性は得られず、十分に信頼できる結果とはならなかった。一方で労働生産性変化率を被説明変数としたレートに関する分析においては資本集約度の変化率や研究開発集約度の係数が負となった。

VI 結論

本稿では Kinoshita [2000] を参考に、対象を 2001 年から 2006 年までの日本国内の製造業として、対内直接投資に伴う産業内スピルオーバーの規模に対し自国の研究開発活動の水準が与える影響について、生産性の水準への短期的な効果に着目するレベルに関する分析と、生産性の変化率への長期的な効果に着目するレートに関する分析を行った。

レベルに関する分析においては Kinoshita [2000] と同様に、対内直接投資による産業内スピルオーバーの規模と企業の研究開発の水準との間に有意な正の相関関係は確認できず、したがって生産性の水準への短期的な効果の面では、企業の研究開発活動は産業内スピルオーバーに正の影響を与えることはない結論づけることができる。また対内直接投資の負の効果（market stealing effect）を考慮したとしても、結果に変化は見られなかった。

一方でレートに関する分析においては、産业内スピルオーバーの規模と研究開発の水準との間に有意な正の相関関係を確認することができた。すなわち生産性の変化率に関する長期的な効果の面では、企業の研究開発活動が、対内直接投資によって外国企業から流入する技術やノウハウを吸収するための能力（absorptive capacity）としてはたらく、産业内スピルオーバーの規模に対して正の影響を与えると結論づけることができる。しかし内生性の問題に対して頑健な結果とはならなかったため、注意が必要である。

本研究の目的は、研究開発活動が産业内のスピルオーバーの規模に対して正の影響を与えており、その点において自国企業の研究開発活動の水準が海外直接投資を誘因するひとつの要素として経済的に適切であるという仮説を検証することであった。以上の結果から、短期的には仮説は成り立たないが、長期的には成り立つと考えることができる。

しかし本研究にはいくつかの問題が存在し、それを考慮することで結果が大きく変化する可能性も否定できない。例えば、本研究では外資系企業マーケットシェアを説明変数として導入し、負の効果（market stealing effect）の影響を測っていたが、実際にはこの変数とその効果を正しく捉えることができている、あるいはその効果以外にも、対内直接投資による自国企業への負の効果が存在するという可能性もあり、これらの要因は特に生産性の水準に関する分析の結果を大きく変化させうる。

そして、本研究において用いた日経 NEEDS の財務データベース「Financial QUEST」に関して、特に株式保有数などのデータの欠損値が非常に多く、結果としてサンプルとなる企業が限られてしまったことも、問題のひとつとして挙げることができる。本研究の結果において、この問題によるサンプリングバイアスが発生している可能性が大いに考えられ、正確な結果を得るためには、より欠損値の少ないデータを用いることが必要となる。

よって本テーマに関しては、以上の点においてさらなる研究を要する。

参考文献

経済産業省「通商白書 2015」, 2015 年。

(<http://www.meti.go.jp/report/tsuhaku2015/index.html> 2018 年 11 月 17 日アクセス)

内閣府「外国企業の日本への誘致に向けた 5 つの約束」, 2015 年。

(http://www.data.go.jp/data/dataset/cao_20150903_0085 2018 年 11 月 17 日アクセス)

Aitken, J., E. Harrison, "Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela," *American Economic Review* 89(3), 1999, pp. 605-618.

Kinoshita, Y., "R&D and Technology Spillovers via FDI: Innovation and Absorptive Capacity," *William Davidson Institute Working Paper* 349, 2000.

Liu, Z., "Foreign direct investment and technology spillovers: theory and evidence," *Journal of Development Economics* 85(1), 2008, pp. 176-193.

Nishimura, K., T. Nakajima, K. Kiyota, "Does the natural selection mechanism still work in severe recessions?: Examination of the Japanese economy in the 1990s," *Journal of Economic Behavior and Organization* 58(1), 2005, pp. 53-78.

Todo, Y., "Knowledge spillovers from foreign direct investment in R&D: Evidence from Japanese firm-level data," *Journal of Asian Economics* 17(6), 2006, pp. 996-1013.