



京都大学大学院経済学研究科
ディスカッションペーパーシリーズ

外国直接投資、所有構造、生産性

伊藤 匡 田中 鮎夢

No. J-20-008

2021 年 3 月

〒606-8501
京都市左京区吉田本町
京都大学大学院経済学研究科

外国直接投資、所有構造、生産性◆

伊藤 匡[▲]

田中 鮎夢[✦]

2021年2月4日版

要旨: 対外直接投資の標準的な企業異質性モデルでは、投資する企業が海外子会社の全株式を保有する場合を想定している。しかし、海外子会社の中には、共同出資の子会社も多く存在する。本論文では、Helpman et al. (2004)をベースに、様々な所有形態を許容するモデルを構築し、生産性と出資比率・所有形態の関係について検証可能な仮説を提示する。その結果、生産性の高い企業ほど子会社への出資比率が高く、生産性の低い企業ほど卸売業者や現地・第三国のパートナーとの合弁事業を選択する傾向があることが示された。

JEL: F20、F23

Keywords: FDI、生産性、出資比率

◆本研究は、経済産業省が実施している「企業活動基本調査」および「海外事業活動基本調査」に基づく個票データを利用している。著者は、Alan V. Deardorff、神事直人、Michael J. Ryan、その他経済産業研究所 (RIETI) のセミナー参加者からの有益なコメントや提案に感謝している。本研究は日本学術振興会科学研究費からの助成を受けている: No. 19H01481、17K03707 (伊藤)、19K01612 (田中)。

▲ Corresponding author - 伊藤匡: 学習院大学国際社会科学部教授。E-mail: tadashi.itoATgakushuin.ac.jp.

✦ 田中鮎夢: 京都大学大学院経済学研究科プロジェクトセンター リサーチフェロー、RIETI リサーチアソシエイト、中央大学商学部准教授。E-mail: a-tanakaATtamacc.chuo-u.ac.jp.

1. 序論

標準的な外国直接投資（FDI）の企業異質性モデル（Helpman et al.、2004）では、全額出資の海外子会社の場合しか考慮されていないが、共同出資の海外子会社の例は数多く存在する。日本企業の FDI の約半数は合弁である。日本の総合商社(*Sogo Shosha*)¹は、共同出資者として FDI を行っているケースが多い。本研究では、FDI プロジェクトの共同出資に関する検証可能な仮説を導き出すモデルを構築し、日本企業レベルのデータを用いて検証を行った。Helpman et al. (2004) モデルに基づく実証研究は国内外で数多く行われてきたが、海外子会社の所有構造に踏み込んで、Helpman et al. (2004) モデルを検証した実証分析は我々が知る限り存在しない。海外子会社の所有構造の違いを考慮してもなお、Helpman et al. (2004) モデルの根幹である生産性が高い企業ほど海外子会社を持つ傾向にあるという理論予測が維持されるのかは、探究すべき課題である。本稿は、この残された課題に取り組む。

FDI の所有構造自体を探究した研究はいくつかある。我々の研究に最も近いのは Raff et al. (2009) である。多国籍企業が海外子会社の所有権を現地パートナーと共有することが多い理由を説明するために、彼らは、クールノー・モデルの枠組みを用いた。彼らは合弁事業に投資される可能性のある現地パートナー企業の資産価値に関する非対称情報に着目し、共同出資が生じることを理論的に示した。このモデルでは、現地パートナーとの共同出資を選択した場合、企業は FDI の固定費を負担する必要がない。しかし、共同出資は海外子会社の生産性を低下させる。このモデルでは、多国籍企業の出資比率が高くなるほど生産性が向上し、最も生産性の高い多国籍企業は現地企業に全く依存しないと予測している。Raff et al. (2012) は、日本の企業レベルのデータを用いて、企業の実産性が外国市場参入戦略にどのような影響を与えるかを検証している。彼らは、生産性の高い企業ほど、現地企業の買収による海外進出よりも、完全子会社へのグリーンフィールド投資を選択する傾向があることを発見している。Asiedu and Esfahani (2001) は、米国の多国籍企業の FDI データを用いて、所有権構造が多国籍企業の資産の相対的な生産性、現地の起業家の能力、ホスト国の物理的なインフラや制度の設定に依存していることを示した。

興味深いことに、単に出資規制を撤廃しただけでは、その国の対外投資環境の改善にはほとんど効果がなく、そのような状況下での対外投資誘致には、その国の物理的・制度的インフラを改善することがより効果的であることがわかっている。Desai et al. (2004) は、同じく米国の多国籍企業の FDI データを用いて、企業内取引の重要性が高まっているため、

¹ Ahn et al. (2011)や Akerman (2018)など多くの研究では、国際貿易における卸売業者の円滑化の役割を検討している。しかし、FDI における卸売業者の役割を調査した研究は少ない。

全額出資の割合が時間の経過とともに増加していることを示している。Bircan (2019) は、多国籍企業の所有構造と生産性と国内産業への影響を検討した。トルコの製造業のデータを用いて、彼らは、ある産業における多国籍企業の存在が物理的な生産性を向上させる一方で、特に多数所有の子会社が存在する場合には、地元企業の価格を低下させることを示した。

Raff et al. (2009) がクールノー＝ナッシュ・ゲームを用いて、共同出資を分析したのに対し、我々は独占的競争モデルに基づく Helpman et al. (2004) を修正して、共同出資を含んだモデルを構築し、検証可能な仮説を導き出した。Raff et al. (2009) が FDI を行う多国籍企業（親会社）と現地企業の情報の非対称性から共同出資を導き出したのに対して、我々は多国籍企業（親会社）の生産性格差が共同出資を生み出すことを明らかにする。そして、日本企業の大規模な企業レベルのデータセットを用いて、理論的な予測を検証する。

2. 理論的背景

2.1. モデル

本論文では、共同出資が FDI に与える役割を調べるために、Helpman et al. (2004) に基づいた部分均衡モデルを提示する。小文字 j で表される J 個の国がある。消費者の選好はどの国でも同じで、次式で与えられる。

$$u_j = \left[\int_{\omega \in \Omega_j} q_j(\omega)^\alpha d\omega \right]^{\frac{1}{\alpha}}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (1)$$

ここで $q_j(\omega)$ は財 ω の国 j で消費される量であり、 α は差別化された財の間の代替の弾力性 $\sigma = \frac{1}{1-\alpha} > 1$ を決める。これらの選好は、次のような国 j の需要曲線を生成する：

$$q_j(\omega) = \frac{p_j(\omega)^{-\sigma} Y_j}{P_j^{1-\sigma}}. \quad (2)$$

ここで $p_j(\omega)$ は財 ω の国 j での価格であり、 Y_j は国 j の国民総支出である。 P_j は国 j の価格指標であり、次式で与えられる。

$$P_j = \left[\int_{\omega \in \Omega_j} p_j(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}.$$

各企業は労働と呼ばれる単一の投入物を使用して単一の財を生産する。国 j での労働の価格は、 w_j である。企業は生産性 φ の点で異質である。企業は国内市場のために生産するとき固定の間接人件費 f_D を負い、自国では賃金 w_h に直面する。企業は海外に製品を供給している。簡単にするために、輸出は考慮せず、企業は外国市場に進出するために FDI を選択すると仮定する。企業が FDI によって外国市場 $j \neq h$ に供給することを選択した場合、追加の固定費 $f_I > f_D$ が発生し、現地での賃金 w_j に直面することになる。

よく知られているように、需要曲線 (2) に直面している企業は、国 j で最適な価格 $p_j(\varphi) = w_j/(\alpha\varphi)$ を設定する。そして、次の収入を得る

$$R_j(\varphi) = A_j c_j \varphi^{1-\sigma} \quad (3)$$

ここで $c_j(\varphi) = w_j/\varphi$ は国 h の生産性 φ の企業が国 j にサービスを提供する際の限界費用であり、 $A_j \equiv \alpha^{\sigma-1} E_j P_j^{\sigma-1}$ はマークアップ調整済みの需要水準である。国内市場からの利潤は

$$\pi_D(\varphi) = w_h^{1-\sigma} A_h \varphi^{\sigma-1} - f_D \quad (4)$$

となる。企業の生産性指数 $\varphi^{\sigma-1}$ とともに利潤が増加する。

2.2. 所有権の選択

(i) 100%出資の海外子会社

Helpman et al. (2004) は、企業がすべての FDI 固定費 f_I を負担することを暗黙の前提としている。しかし、FDI プロジェクトでは、共同出資の例が多く見られる。そのため、企業は全額出資か共同出資かを選択できると仮定する。²

² 本研究では、企業が固定費をカバーするために金融市場から借り入れをする可能性は考慮されていない。

最初に、Helpman et al. (2004) が考慮した全額出資の海外子会社のケースを提示する。企業が国 j に全額出資の子会社を設立した場合、FDI からの利潤は次のように与えられる。

$$\pi_w(\varphi) = w_j^{1-\sigma} A_j \varphi^{\sigma-1} - f_I. \quad (5)$$

ここで、企業は FDI の全固定費 f_I を負担する。ここでも、企業の生産性指標 $\varphi^{\sigma-1}$ に応じて、FDI による利潤が増加する。利潤の水準は、マークアップ調整済み需要水準 A_j に応じて増加し、国 j の賃金 w_j に応じて減少する。式(5)から、全額出資 FDI のゼロ利潤カットオフを次のように導出することができる。

$$\hat{\varphi}_j^{\sigma-1} = \frac{f_I}{w_j^{1-\sigma} A_j}. \quad (6)$$

生産性 $\varphi > \hat{\varphi}_j$ の企業は、全額出資の子会社を介して海外市場 j に供給することができる。

(ii) パートナーとの共同出資

次に、FDI プロジェクトにおける共同出資の場合を考える。企業は様々な種類のパートナーと一緒に外国に投資することができる。しかし、ここでは、一般的には Helpman et al. (2004) の単純な拡張として、共同出資のケースを提示する。本研究の実証部分では、総合商社や現地パートナー、第三国パートナーなど様々なパートナーによる共同出資を個別に分析している。

我々は、企業が経験豊富なパートナー、例えば総合商社や国 j の現地パートナーと共同で FDI プロジェクトに投資することを決定したと仮定する。企業がパートナーと共同出資の子会社を設立した場合、FDI からの利潤は次のように与えられる。

$$\pi_s(\varphi) = \lambda w_j^{1-\sigma} A_j (\gamma \varphi)^{\sigma-1} - \lambda \mu f_I - f_s. \quad (7)$$

ここで、企業の出資比率は $\lambda \in (0, 1)$ として示されている。企業は FDI の固定費 (μf_I) の λ を負担し、操業利潤の λ を得る。FDI の固定費に加えて、企業は、共同出資のための固定費 f_s を負わないといけない。共同出資のための固定費 f_s は、パートナーを見つけるのには費用がかかるという事実を反映している。Raff et al. (2009) に倣って、 $\gamma \in (0, 1)$ で示されるように、共同出資の結果、海外子会社の生産性が低下すると仮定する。これは、企業とパートナー

の間に言語や企業文化の違いがあるためと考えられる。簡単化のために、この節では、企業の出資比率 λ が外生的に与えられていると仮定する。この仮定は次の小節で緩和される。また、 $0 < \mu < 1$ と仮定することで、共同出資の場合の FDI の固定費 μf_I が全額出資の場合の固定費 f_I よりも小さくなることを保証している。これは、パートナーが海外に子会社を設立するための知識やその他の無形資産を持っていることや、同一企業の投資プロジェクトをまたいで範囲の経済があることを反映している。したがって、経験豊富なパートナーは、効果的に FDI の固定費を削減することができる。範囲の経済がない場合、すなわち、 $\mu = 1$ の場合には、企業はパートナー企業との共同出資を選択しないことに注意したい。加えて、以下の仮定をおく。

$$\lambda f_I (\gamma^{\sigma-1} - \mu) > f_S. \quad (8)$$

これは、以下の分析で明らかになるように、FDI プロジェクトにおける共同出資の存在を保証するものである。共同出資の場合、FDI のゼロ利潤カットオフ生産性は次のように与えられる。

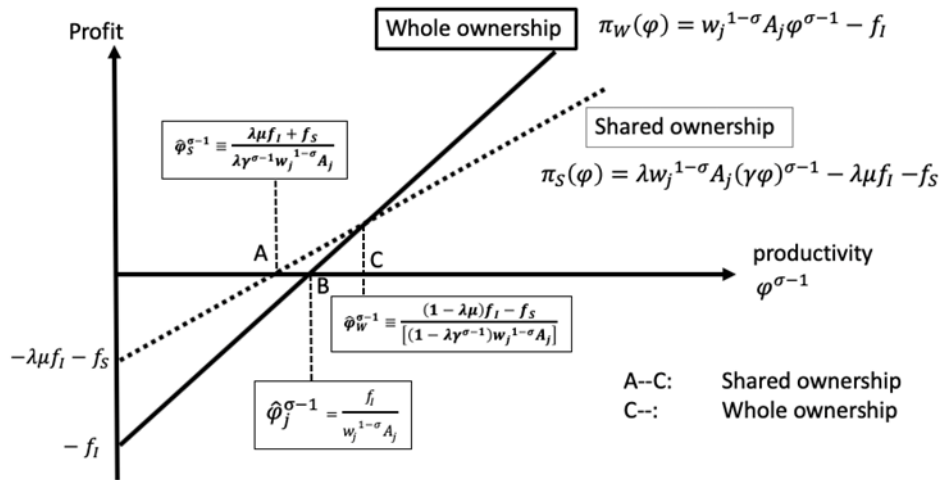
$$\hat{\varphi}_S^{\sigma-1} \equiv \frac{\lambda \mu f_I + f_S}{\lambda \gamma^{\sigma-1} w_j^{1-\sigma} A_j}. \quad (9)$$

共同出資のゼロ利潤カットオフ生産性は、外生的な出資比率 λ とは無関係である。同時に、パートナーの役割が小さくなるほど、つまり μ が高くなるほど増加する。仮定 (8) から、共同出資のゼロ利潤カットオフ生産性は、全額出資のゼロ利潤カットオフ生産性よりも低くなる。図 1 は、企業の生産性の関数としての FDI の利潤を示している。共同出資を選択した企業は、全額出資を選択した企業よりも生産性が低い。企業の生産性が全額出資のカットオフを超えた場合、全額出資を選択することになる：

$$\hat{\varphi}_W^{\sigma-1} \equiv \frac{(1 - \lambda \mu) f_I - f_S}{[(1 - \lambda \gamma^{\sigma-1}) w_j^{1-\sigma} A_j]}. \quad (10)$$

生産性が $\hat{\varphi}_W$ 以上の企業では、全額出資の FDI プロジェクトの利潤が部分出資の利潤を上回る。仮定 (8) から、 $\hat{\varphi}_W > \hat{\varphi}_S$ となり、生産性の高い企業ほど、共同出資の企業よりも全額出資の企業を設立する傾向があることを示唆している。

図 1：全額出資と共同出資



受入国において、 μ がどの程度大きくなるかは実証的な問題であり、それは国や産業によって異なる可能性がある。途上国では、法制度の未成熟さや教育水準の低さなどの理由から、情報やコミュニケーションの問題が大きいため、実現される生産性の低下が大きく、 γ が低くなる可能性がある。また、市場規模が大きいのほど全額出資企業と共同出資企業の両方が誘致されるため、市場規模が共同出資企業数に与える影響は曖昧である。また、賃金が低い方が両方のタイプの FDI を引き付けるため、賃金が共同出資企業数に与える影響も曖昧である。

(iii) 内生的出資比率

これまで、外生的に一定の出資比率が与えられていると仮定してきたが、実際には、企業の選択の結果、様々な出資比率が存在する。そこで、ここでは、企業が出資比率 λ を選択できる状況を考える。出資比率と企業利潤を関連付けるために、FDI の固定費の減少幅 μ は出資比率 λ に依存すると仮定する：

$$\mu = \lambda^\delta, \quad \delta > 0. \quad (11)$$

この仮定の根拠は、現地パートナーのインセンティブに由来する。親会社の出資比率 λ が高い場合、現地パートナーの出資比率は低くなる。現地パートナーの出資率が低いと、現地パートナーが固定的な投資コストを削減するためのインセンティブが低くなり、 μ が高くなる。この仮定は、次のような共同出資の利益関数を導く。

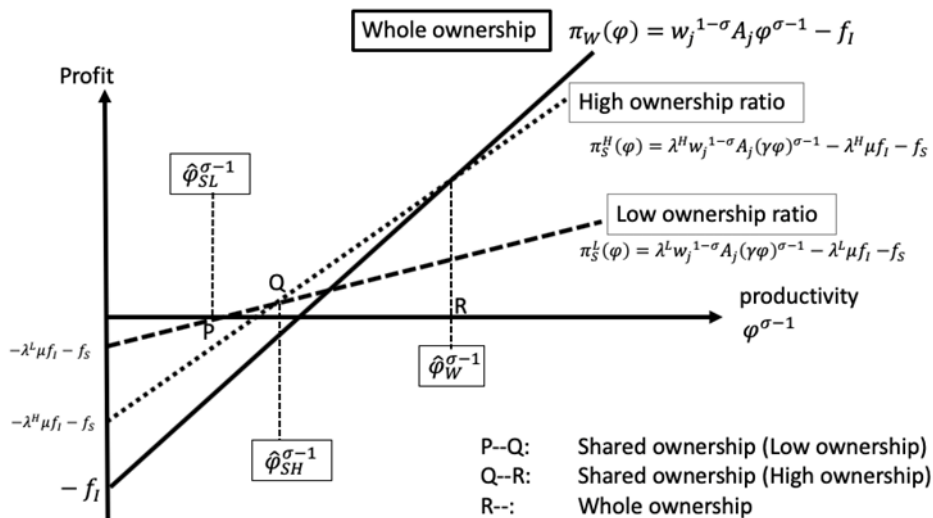
$$\pi_S(\varphi) = \lambda w_j^{1-\sigma} A_j (\gamma \varphi)^{\sigma-1} - \lambda^{1+\delta} f_I - f_S. \quad (12)$$

最適な出資比率は次式で与えられる。

$$\hat{\lambda} \equiv \left[\frac{w_j^{1-\sigma} A_j (\gamma \varphi)^{\sigma-1} - f_S}{(1+\delta)f_I} \right]^{\frac{1}{\delta}}. \quad (13)$$

この最適な出資比率は、企業の生産性と市場規模に応じて高くなり、現地の賃金と FDI の固定費に応じて低下する。図 2 は、企業の生産性と出資比率の関係を簡単な離散例で示したものである。生産性の低い企業ほど出資比率は低く、生産性の高い企業ほど出資比率は高くなる。生産性の高い企業は、全額出資を選択している。図 2 は離散的な例であるが、(13) 式のように、企業は連続的に出資比率を選択していると仮定している。

図 2：企業の生産性と出資比率の選択



3. データ

全要素生産性（TFP）の算出には、経済産業省が実施している「企業活動基本調査（BSJBSA）」の企業レベルのデータを使用している。経済産業省では、日本企業の多様化・国際化の実態を定量的に把握するために、この調査を実施している。調査対象は、従業員

50人以上、資本金または出資金3,000万円以上の企業で、鉱業、製造業、卸売・小売業、飲食業（「その他の飲食店」を除く）を営んでいる企業である。³

また、経済産業省が実施している「海外事業活動基本調査（SOBA）」の企業レベルのデータを用いている。この調査は、今後の産業政策や貿易政策の改善の基礎となる日本企業の海外事業活動の実態を示すことを目的としている。調査は2つの部分に分かれている。1つは、3年ごとに実施される詳細な基礎調査である。もう一つは、比較的詳細な調査ではなく、基本調査の合間に実施される傾向調査である。調査対象は、毎年3月末時点で海外子会社を有する日本企業（金融・保険業、不動産業を除く）である。また、海外子会社としては、(1)日本側出資比率が10%以上の外国法人と、(2)日本側出資比率が50%超の海外子会社が50%超の出資を行っている外国法人（いわゆる海外孫会社）の両方を含む。

本研究はさらに、民間企業である株式会社東洋経済新報社が集計した海外進出企業総覧データ（以下、OJCデータベース）を用いて、詳細な所有形態を把握している。OJCデータベースは、東洋経済が毎年実施しているアンケート調査に基づいている。1991年以降のデータがあり、大株主名や資本金などの所有者情報が含まれている。

4. 概観

本節では、日本のFDIの所有構造と出資比率別の生産性分布の全体像を示している。

4.1. 日系海外関係会社の所有形態

表1は、2017年の所有形態を、全額出資の子会社（58%）、他の日本企業との合弁事業（JV）のみ（4%）、つまり日本人以外のパートナーがいない企業、日本企業との合弁比率が50%以上の企業（23%）、日本企業との合弁比率が50%未満の企業（14%）の順に示したもので、日本企業との合弁比率が50%以上の企業が23%、日本企業との合弁比率が50%未満の企業が14%となっている。図3は、企業数の経年変化を示したものであり、27年の間に全額出資が着実に増加していることがわかる。現地や第三国のパートナーとのJVは1999年まで増加しており、それ以降はほぼ一定に推移している。それ以外は安定的に推移している。子会社数をホスト国別に分解してみると、図4が米国、図5が中国を表している。米国では、各タイプの子会社数やシェアは安定している。一方、中国では、2001年のWTO加盟以降、全額出資が大幅に増加している。中国のWTO加盟により外国企業の参入が促進された一方で、中国政府による多くの産業における外国人持株比率の規制緩和も、全額出資の大幅な増加に寄与していると考えられる。他の発展途上国、特にアジア諸国においても、全額出資の数は着実に増加しているが、中国に比べれば劇的な増加は見られない。

³ 経済産業省のウェブサイトから説明を直接とった。

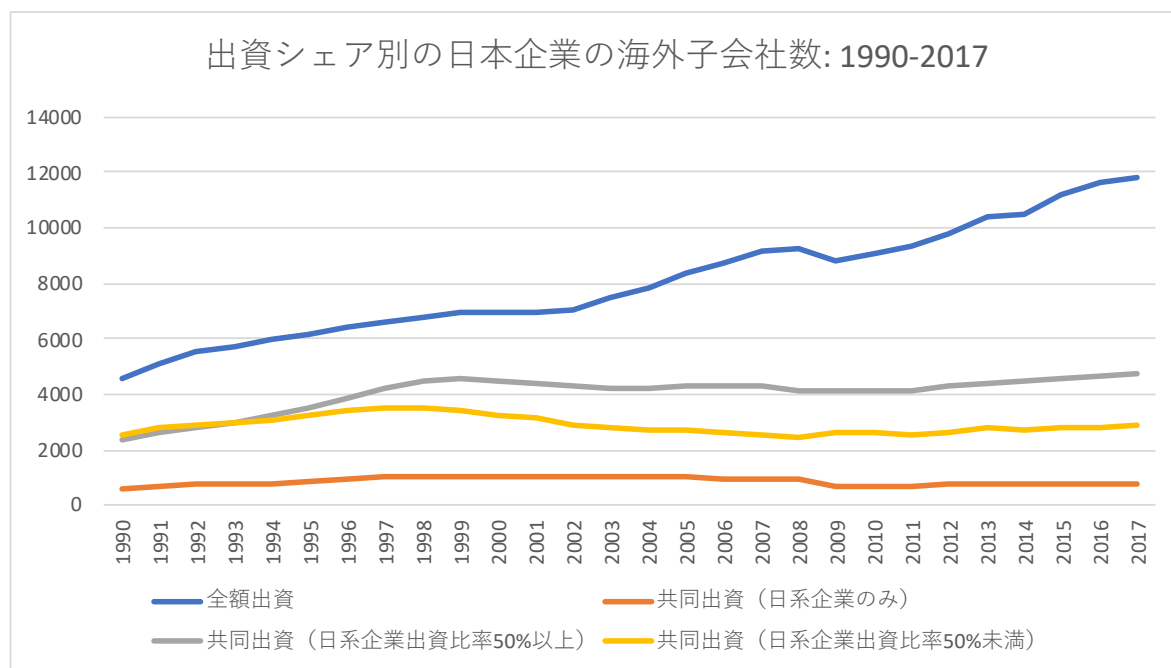
このように中国は例外的であるため、次節では、中国を含めた推計分析と除外した推計分析の両方を行う。⁴

表 1. 日本の多国籍企業の所有形態

	2017年	シェア
全額出資	11804社	58%
共同出資（日系企業のみ）	810社	4%
共同出資（日系企業出資比率50%以上）	4725社	23%
共同出資（日系企業出資比率50%未満）	2903社	14%
合計	20242社	

データ出所：O J Cデータベース

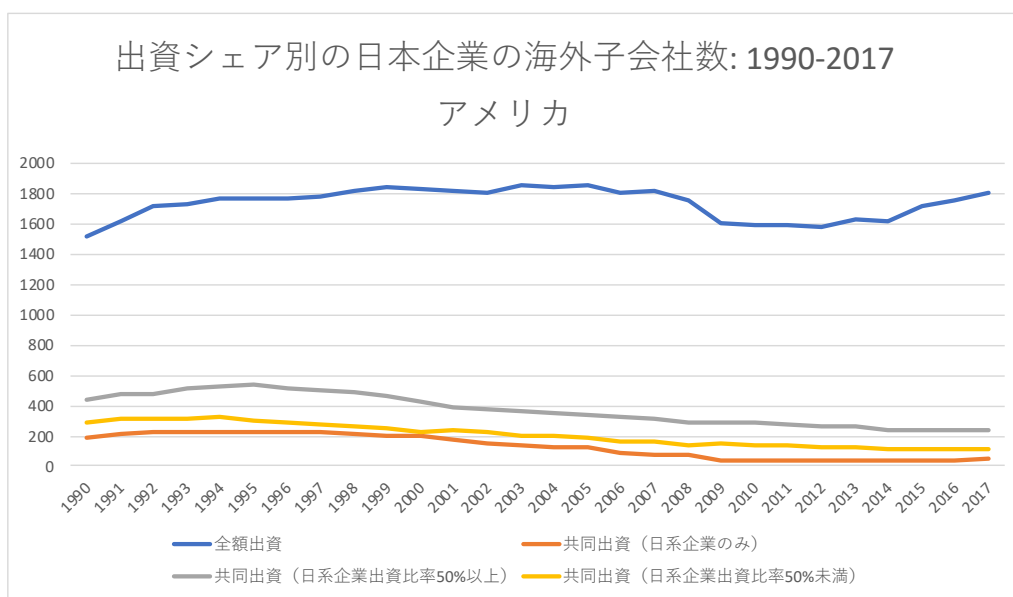
図 3：日本企業の海外子会社の出資比率別数の推移 1990-2017



データ出所：O J Cデータベース

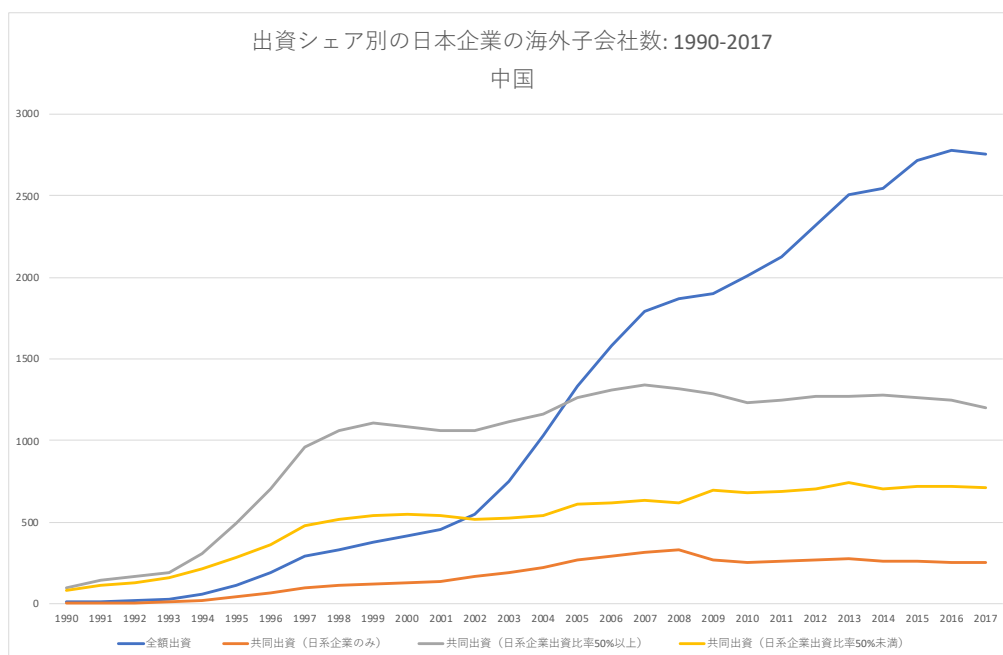
⁴ 簡潔にするために、他の国のグラフは表示しない。これらのグラフは著者に依頼すれば入手可能である。

図 4：日本企業の海外子会社の出資比率別数の推移 1990-2017 年、米国



データ出所：O J Cデータベース

図 5：日本企業の海外子会社の出資比率別数の推移 1990-2017 年、中国



データ出所：O J Cデータベース

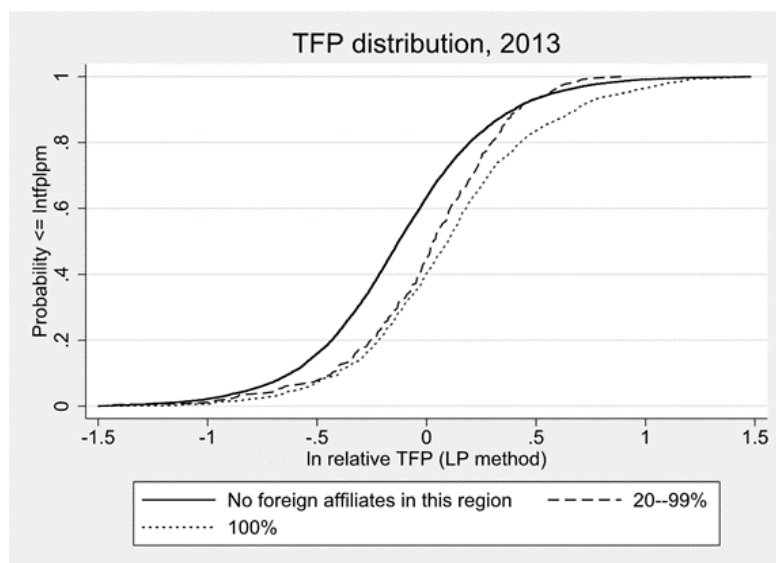
4.2. 親会社の生産性と子会社への出資比率

所有形態別の生産性分布を比較する。我々は、Levinsohn and Petrin (2003) の手法を用いて、企業活動基本調査を用いて推定された 2 桁の産業別生産関数から、全要素生産性 (TFP) を算出した。我々は、観測されていない生産性ショックの代理指標として、輸送費と梱包費を用いている。生産高については、産業レベルのデフレーターを用いて実質化した日本の親会社の実質付加価値を用いる。付加価値は親会社の国内・輸出売上高を反映しているが、海外子会社のホスト国での売上高は反映していない。投入物として、日本の親会社の労働時間数 (L) と有形固定資産 (K) を採用している。Arnold and Hussinger (2010) に倣って、各産業の TFP を比較するため、TFP の推計値を各産業・年の平均 TFP で割った相対的な TFP を用いている。

企業活動基本調査のデータを使用した結果

企業活動基本調査の企業レベルデータを用いて、日本の製造業を 3 つのタイプに分類した。(i) 北米・欧州に外国子会社を持たない企業 (non-MNE : 非多国籍企業)、(ii) 北米・欧州に共同出資外国子会社を持つ企業 (POS)、(iii) 北米・欧州に 100% 出資外国子会社を持つ企業 (WOS) の 3 つのタイプに分類した。ここでは、水平的な FDI を前提としているため、北米・欧州に焦点を当てている。図 6 は、製造業における企業タイプ別の相対的 TFP の累積分布関数 (CDF) を示したものである。外国子会社を持たない企業の TFP 分布は、他の企業の左側 (低生産性側) に位置している。共同出資外国子会社を持つ企業の分布は、外国子会社を持たない企業の分布と 100% 出資外国子会社を持つ企業の分布の間に位置している。これらは、生産性順位の理論的予測を裏付けるものである。

図 6 : 北米・欧州の所有形態別 TFP 分布状況



出所: 企業活動基本調査

我々はさらに、ノンパラメトリックな片側および両側の Kolmogorov-Smirnov (KS) 検定を用いて生産性順位を検討する。Delgado et al. (2001) に続いて、多くの研究が KS 検定を採用している。KS 検定は、生産性の平均レベルを比較するだけでなく、分布のすべてのモーメントを考慮するので、生産性の違いのより厳密な検定である。

第1に、両側 KS 統計量によって、2つの分布 $F1(\varphi)$ と $F2(\varphi)$ が同一であるという帰無仮説を検定することができる。第2に、片側 KS 検定は、ある分布 $F1(\varphi)$ が別の分布 $F2(\varphi)$ を確率的に支配するという仮説を検定する。両側検定で帰無仮説を棄却できても、片側検定では棄却できない場合、 $F1(\varphi)$ が確率的に $F2(\varphi)$ を支配すると結論づけることができる。KS 検定に複数年のプールされたオブザベーションを用いると、独立性の仮定に反する可能性があるため、Delgado et al. (2002) など先行研究に従い、2008年から2013年までの各年について、別々に仮説を検定する。

表2は、各企業タイプの企業数を用いた KS 検定の結果である。非多国籍企業の TFP 分布と POS（共同出資）の TFP 分布を比較した。両側 KS 検定統計量は、非多国籍企業の TFP 分布と POS（共同出資）の TFP 分布が同一であるという帰無仮説を棄却する。片側 KS 検定統計量からは、POS（共同出資）の TFP 分布が非多国籍企業の TFP 分布を確率的に支配するという帰無仮説を棄却できない。両側 KS 検定と片側 KS 検定の両方とも、POS（共同出資）の TFP 分布が非多国籍企業の TFP 分布を確率的に支配していることを示している。同様に、WOS（全額出資）の TFP 分布は POS（共同出資）の TFP 分布を確率的に支配すると結論づけることができる。これらの結果は、我々の理論的予測を支持するものである。

表2：Kolmogorov-Smirnov 検定の統計量：TFP（Levinsohn and Petrin 法）

年	企業数		統計量					
	非多国籍企業 (Non MNE)	共同出資 (POS)	両側検定 H0: equality	片側検定 H0: Non MNE < POS	共同出資 (POS)	全額出資 (WOS)	両側検定 H0: equality	片側検定 H0: POS < WOS
2008	10,390 (76.3)	937 (6.9)	0.130 [0.002]	-0.022 [0.831]	937 (6.9)	2,297 (16.9)	0.095 (0.094)	-0.032 (0.704)
2009	10,104 (75.9)	922 (6.9)	0.137 [0.001]	-0.027 [0.748]	922 (6.9)	2,294 (17.2)	0.166 (0.000)	-0.038 (0.603)
2010	10,037 (75.4)	897 (6.7)	0.169 [0.000]	-0.005 [0.989]	897 (6.7)	2,383 (17.9)	0.136 (0.005)	-0.007 (0.986)
2011	10,123 (74.6)	897 (6.6)	0.126 [0.006]	-0.022 [0.838]	897 (6.6)	2,544 (18.8)	0.147 (0.002)	-0.016 (0.924)
2012	9,827 (73.3)	958 (7.1)	0.128 [0.002]	-0.010 [0.960]	958 (7.1)	2,630 (19.6)	0.158 (0.000)	-0.007 (0.984)
2013	9,624 (72.6)	933 (7.0)	0.216 [0.000]	-0.023 [0.783]	933 (7.0)	2,696 (20.3)	0.119 (0.009)	-0.006 (0.985)

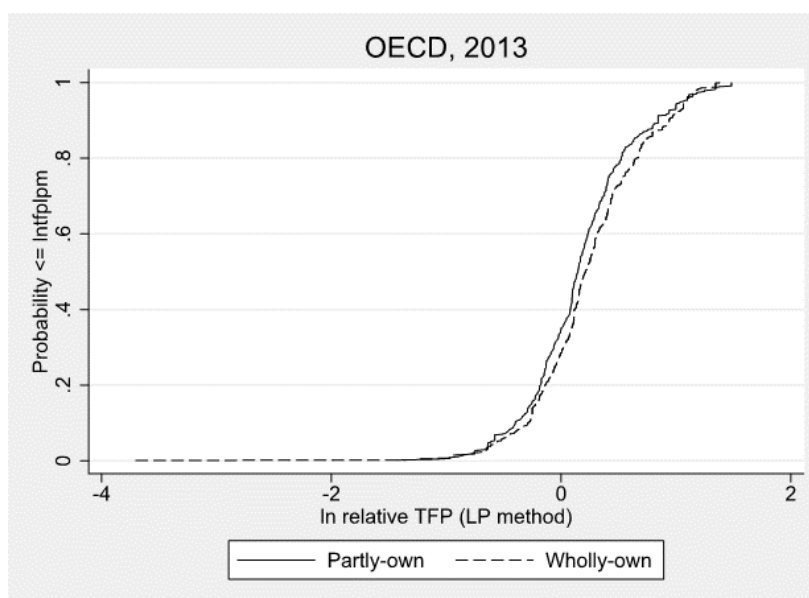
出所：企業活動基本調査

注：先進国に外国子会社を持たない日本企業（非多国籍企業）と、先進国に外国子会社を共同保有する日本企業（POS）の Kolmogorov-Smirnov 検定の統計量を示している。表は、先進国に外国子会社を持たない日本企業（non-MNE）と先進国に共同出資子会社を持つ日本企業（POS）、先進国に共同出資子会社を持つ日本企業（POS）と完全出資子会社を持つ日本企業（WOS）の Kolmogorov-Smirnov 検定の統計量を示したものである。漸近的な P 値は括弧内に示す。各企業タイプのシェアは（ ）内に示す。先進国には北米と欧州を含む。

企業活動基本調査、海外事業活動基本調査のデータを使用した結果

続いて企業活動基本調査と海外事業活動基本調査を接合したデータセットを用いて、日本の親会社の生産性分布を比較する。海外事業活動基本調査のホスト国名を用いて、OECD加盟国に子会社を持つ日本企業を特定する。OECDのFDI規制制限指数(FDI Index)によると、OECD諸国では非OECD諸国に比べて所有権制限の度合いが大幅に低い傾向にある。そこで、OECD諸国に子会社を持つ日本企業ともたない日本企業を比較してみる。図7は、日本の多国籍企業のTFPの累積分布関数を所有形態別に示したものであり、共同出資の子会社を持つ日本企業のTFPは、全額出資の子会社を持つ日本企業よりも低い範囲に分布する傾向があることが示されている。生産性順位はモデルの予測と一致している。

図7：OECD諸国の所有構造別TFP分布



出所：企業活動基本調査、海外事業活動基本調査

表3は、統合された企業活動基本調査=海外事業活動基本調査データセットを用いたKS検定統計量である。すべての年について、POS（共同出資）とWOS（全額出資）のTFP分布が同一であるという帰無仮説を棄却できるが、WOS（全額出資）のTFP分布が確率的にPOS（共同出資）のTFP分布を支配するという帰無仮説を棄却することはできない。したがって、モデルが予測するように、WOS（全額出資）のTFP分布は確率的にPOS（共同出資）のそれを支配していると結論づけることができる。

表 3 : Kolmogorov-Smirnov 検定統計量 : TFP (Levinsohn and Petrin 法)

年	企業数		統計量	
			両側検定	片側検定
	共同出資 (POS)	全額出資 (WOS)	H0: equality	H0: POS<WOS
2008	302 (21.4)	1,101 (77.9)	0.138 [0.001]	-0.005 [0.990]
2009	261 (20.4)	1,008 (78.9)	0.127 [0.004]	-0.028 [0.736]
2010	273 (20.9)	1,026 (78.4)	0.107 [0.024]	-0.013 [0.934]
2011	309 (21.2)	1,138 (77.9)	0.119 [0.004]	-0.009 [0.965]
2012	346 (22.0)	1,215 (77.1)	0.108 [0.007]	-0.008 [0.971]
2013	372 (23.1)	1,226 (76.1)	0.096 [0.016]	-0.009 [0.958]

注: この表は、OECD 諸国において、共同出資の子会社を持つ日本企業 (POS) と全額出資の子会社を持つ日本企業 (WOS) の Kolmogorov-Smirnov 検定統計量を示している。漸近的な P 値は括弧内に示す。各企業タイプのシェアは () 内に示す。

5. 推定

ここでは、上述した検証可能な仮説、すなわち、生産性の高い企業ほど子会社への出資比率が高いかどうか、生産性の高い企業は全額出資を選択する傾向があるかどうか、生産性の高い企業は卸売業者との合弁事業に投資しない傾向にあるかどうか、生産性の高い企業は現地や第三国のパートナー企業との合弁事業に投資しない傾向にあるかどうかについて、回帰分析を行った。東洋経済データセットには生産性の計算に必要な情報が含まれていないため、企業活動基本調査データセットと組み合わせた。TFP を算出することができたデータの期間は 2001 年から 2013 年である。出資時に出資比率を決定しているため、データセットに最初に登場する子会社の情報を用いて分析を行っている。例えば、タイのトヨタ自動車の子会社が 1962 年に設立されている。理想的には 1962 年の設立時の生産性の情報を用いることができれば良いが、設立時点での生産性のデータを利用することはできない。そこで、2001 年以降の情報を使用している。同一親会社による同一国内の複数の

子会社については、理論的には最大出資比率に制約があることが示唆されているため、最大出資比率の子会社を推定に用いている（より分かりやすく言えば、企業は最大出資比率よりも少ない出資比率を選択することができるはずだからである）。生産性と出資比率の関係をよりよく検討するために、金融制約の標準的な尺度である負債比率（流動負債+固定負債/自己資本）を1以下⁵である、金融制約がないと考えられる企業にデータを限定して分析を行っている。モデル内のすべての変数について実証的な代理変数を見つけることは困難であるため、Yeaple (2009) に倣って、我々は誘導型アプローチを採用している。例えば、FDIの γ と固定費の差を特定することは困難である。その代わりに、推定式に国別産業固定効果と国別年固定効果を含める。

最初の推定式は

$$Ownership Share_f = \beta_0 + \beta_1 Productivity_f + u_{ci} + u_{it} + u_{ct} + \varepsilon_f,$$

であり、ここで、 $Ownership Share_f$ は筆頭株主(親会社)の出資比率、 $Productivity_f$ は親会社の生産性である。 u_{ci} 、 u_{it} 、 u_{ct} はそれぞれ国別産業固定効果、産業年度固定効果、(ホスト)国別年度固定効果である。 ε_f はi.i.d.誤差である。生産性指標には、売上高を従業員数で割ったものとして定義される労働生産性、Levinshon-Petrin 法による TFP、TFP 指数を用いる。推計には、これらの生産性指標の対数を用いた。その結果を表4に示す。(1)から(3)は全サンプルの全ての国、(4)から(6)は中国を除外しているが、これは4.1節で示したように中国が例外的なケースであるからであり、(7)から(9)はOECD諸国のみを対象としているが、これは先に論じたように、我々の理論が垂直的なFDIではなく水平的なFDIに当てはまるためである。係数推定値($\ln lp$ (労働生産性の対数)、 $\ln tfp_{lpn}$ (L.P.法によるTFPの対数)、 $\ln tfp_{index}$ (TFP指数の対数))はすべて統計的に有意な正の符号を示している。親会社の生産性が高いほど、子会社の持分比率が高くなる。

次に、全額出資と共同出資の二者択一を、以下の線形確率モデル⁶を用いて推定する。推定式は

$$Indicator(0 \text{ or } 1) = \beta_0 + \beta_1 Productivity_f + u_{ci} + u_{it} + u_{ct} + \varepsilon_f,$$

である。ここで、 $Indicator$ は従属変数（親会社が全額出資を選択したかどうかの指標）がYESの場合には1、そうでない場合には0をとる。 $Productivity_f$ は親会社の生産性を表し、

⁵ 会計上健全とされる負債比率が1以下の場合を示す。また、閾値が1.5以下、2以下、3以下の場合も推定したが、いずれも同様の定性的な結果が得られた。負債比率が高いサブサンプルでは、平均値2.3以上の場合、統計的に有意でない係数の推定値が得られた。

⁶ プロビットモデルを用いた推定も行ったが、定性的に非常に類似した結果が得られた。

u_{ci} 、 u_{it} 、 u_{ct} はそれぞれ国別産業固定効果、産業年固定効果、国別年固定効果を表す。 ε_f はi.i.d.エラーである。推定結果を表5に示す。前回の推定と同様に、サンプル全体(すべての国)、中国を除くサンプル、OECDのみを対象にそれぞれ推定している。係数推定値はすべて正の符号で統計的に有意である。

全額出資と卸売業者との合弁事業との間の二項選択の推定も行っている。ここでは、従属変数は、子会社が卸売業者との合弁事業であれば1である。我々は、子会社の第2位および/または第3位の株主が「卸売業および貿易業」に分類される企業である場合、子会社を卸売業者との合弁と定義する。選択は、全額出資と卸売業者との合弁の間で行われる。生産性に関する係数の期待される符号は負である。これは、親会社の生産性が高いほど、日本の卸売業者との合弁ではなく、全額出資を選択する可能性が高いことを予測しているからである(すなわち、第2株主、第3株主変数の値が0になる)。推定結果を表6に示す。サンプル全体のL.P.法によるTFPの対数($\ln tfp_{lpn}$)の場合(第2列)を除けば、それ以外はすべて統計的に有意な負の符号を示している。

最後に、表7は、現地または第三国の投資家との合弁事業と全額出資の二項選択の推定結果である。係数推定値の期待される符号は、この推定においても負の符号である。つまり親会社の生産性が高いほど、子会社が現地企業や第三国企業との合弁事業である可能性は低くなる。すべての係数推定値は負の符号で統計的に有意である。

表4 筆頭株主（親会社）企業の生産性と出資比率

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	全ての国 筆頭株主の出資率			中国除く国 筆頭株主の出資率			OECDのみ 筆頭株主の出資率		
lnlp (労働生産性)	3.872*** (0.950)			4.195* (2.001)			3.154* (1.367)		
Intfplpn (TFP)	4.963*** (1.174)			6.159* (2.844)			3.696* (1.563)		
Intfpindex (TPFインデックス)	2.225* (1.005)			2.656+ (1.587)			3.560* (1.457)		
国 * 産業固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
産業 * 年固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
年 * 国固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
観測値	1,243	1,013	1,243	750	590	750	347	271	347
決定係数	0.525	0.521	0.518	0.613	0.588	0.605	0.584	0.644	0.586

括弧内は標準誤差。***は 0.1%有意、**は 1%有意、*は 5%有意、+は 10%有意を示す。

表5：筆頭株主（親）企業の生産性と全額出資（二項選択モデル：線形）

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	全ての国 全額出資か否か			中国除く国 全額出資か否か			OECDのみ 全額出資か否か		
lnlp (労働生産性)	0.107*** (0.0218)			0.104*** (0.0268)			0.0923** (0.0329)		
Intfplpn (TFP)	0.124*** (0.0270)			0.150*** (0.0342)			0.107* (0.0419)		
Intfpindex (TPFインデックス)	0.0770*** (0.0231)			0.0969*** (0.0270)			0.109** (0.0350)		
国 * 産業固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
産業 * 年固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
年 * 国固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
観測値	1,241	1,011	1,241	748	587	748	347	271	347
決定係数	0.542	0.532	0.534	0.635	0.597	0.633	0.526	0.508	0.530

括弧内は標準誤差。***は 0.1%有意、**は 1%有意、*は 5%有意、+は 10%有意を示す。

表 6：生産性と日本の卸売業者との合併会社設立傾向（二項選択モデル：線形）

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	全ての国 卸売との合併か否か			中国除く国 卸売との合併か否か			OECDのみ 卸売との合併か否か		
lnlp (労働生産性)	-0.0422** (0.0142)			-0.0451** (0.0167)			-0.0536** (0.0198)		
Intfplpn (TFP)		-0.0269 (0.0172)			-0.0365+ (0.0197)			-0.0453* (0.0229)	
Intfpindex (TPF インデックス)			-0.0388* (0.0152)			-0.0505** (0.0167)			-0.0457* (0.0213)
国 * 産業固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
産業 * 年固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
年 * 国固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
観測値	1,133	926	1,133	689	540	689	325	251	325
決定係数	0.565	0.558	0.564	0.597	0.524	0.599	0.124	0.127	0.112

括弧内は標準誤差。***は 0.1%有意、**は 1%有意、*は 5%有意、+は 10%有意を示す。

表 7：生産性と現地企業・第三国企業との合併事業形成傾向（二項選択モデル：線形）

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	全ての国 現地/第三国企業との合併か否か			中国除く国 現地/第三国企業との合併か否か			OECDのみ 現地/第三国企業との合併か否か		
lnlp (労働生産性)	-0.0835*** (0.0211)			-0.0904*** (0.0269)			-0.0867** (0.0331)		
Intfplpn (TFP)		-0.108*** (0.0262)			-0.139*** (0.0351)			-0.107* -0.0426	
Intfpindex (TPF インデックス)			-0.0515* (0.0223)			-0.0693* (0.0273)			-0.0985** (0.0351)
国 * 産業固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
産業 * 年固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
年 * 国固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
観測値	1,219	992	1,219	735	583	735	349	273	349
決定係数	0.525	0.500	0.519	0.585	0.539	0.580	0.546	0.519	0.548

括弧内は標準誤差。***は 0.1%有意、**は 1%有意、*は 5%有意、+は 10%有意を示す。

6. まとめと議論

標準的な企業異質性モデルでは、全額出資の海外子会社のみを考慮しているが、共同出資の海外子会社も多数存在する。本研究では、Helpman et al. (2004) をベースに、様々な所有形態を考慮したモデルを構築し、生産性と子会社・所有形態の関係について検証可能な仮説を提示した。実証部分では、これらの仮説を裏付ける形で、生産性の高い企業ほど子会社への出資比率が高く、生産性の低い企業ほど卸売業者や現地・第三国のパートナーとの合弁事業を選択する傾向があることが示されている。生産性の低い企業が日本の卸売業者や現地・第三国のパートナーとの合弁事業を選択するという結果は、生産性の低い企業が海外投資を行うためには、政府が卸売業者や現地・第三国の企業とのマッチングを促進すれば、生産性の低い企業であっても、海外投資を行うことができる可能性があることを示唆している。本研究では、企業の実生産性と海外子会社の所有権選択との関係に焦点を当てている。しかし、金融上の制約や知的財産の保護など、他の要因も所有権選択に影響を与える可能性がある。今後の研究では、これらの要因が企業の海外子会社の所有権選択に及ぼす影響を探求すべきであろう。

参考文献

- Ahn, J., Khandelwal, A. K., & Wei, S. J. (2011). The role of intermediaries in facilitating trade. *Journal of International Economics*, 84(1), 73–85.
- Akerman, A. (2018). A theory on the role of wholesalers in international trade based on economies of scope. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 51(1), 156–185.
- Arnold, J. M., & Hussinger, K. (2010). Exports versus FDI in German manufacturing: firm performance and participation in international markets. *Review of International Economics*, 18(4), 595-606.
- Asiedu, E., & Esfahani, H. S. (2001). Ownership structure in foreign direct investment projects. *The Review of Economics and Statistics*, 83(4), 647–662.
- Bircan, Ç. (2019). Ownership structure and productivity of multinationals. *Journal of International Economics*, 116, 125–143.
- Delgado, M. A., Farinas, J. C., & Ruano, S. (2002). Firm productivity and export markets: a non-parametric approach. *Journal of International Economics*, 57(2), 397-422.
- Desai, M. A., Foley, C. F., & Hines, J. R. (2004). The costs of shared ownership: Evidence from international joint ventures. *Journal of Financial Economics*, 73(2), 323–374.
- Helpman, E., Melitz, M., and Yeaple, S. (2004). Export versus FDI with heterogeneous firms. *American Economic Review*, Vol.94, No.1, 300–316
- Levinsohn, J., and Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *Review of Economic Studies* (2003) 70, 317–341
- Raff, H., Ryan, M., & Stähler, F. (2009). Whole vs. shared ownership of foreign affiliates. *International Journal of Industrial Organization*, 27(5), 572–581.
- Raff, H., Ryan, M., & Stähler, F. (2012). Firm productivity and the foreign market entry decision. *Journal of Economics & Management Strategy*, 21(3), 849–871.
- Yeaple, S. R. (2009). Firm heterogeneity and the structure of U.S. multinational activity. *Journal of International Economics*, 78(2), 206–215.