



RIETI Discussion Paper Series 23-J-011

外資企業による日本企業のM&A効果

田中 清泰

ジェトロ・アジア経済研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

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

外資企業による日本企業の M&A 効果*

田中清泰

(ジェトロ・アジア経済研究所)

要 旨

外資企業による対日直接投資は、日本経済の活性化につながると期待される。しかし、外資企業が日本企業を合併買収 (M&A) した後に、買収された企業の経営状況が改善 (悪化) するのか、十分に検証されていない。本稿は、経済産業省『外資系企業動向調査』と『企業活動基本調査』の調査票情報を接続して、(1) 外資に買収された企業は、M&A 以降に売上や利益、雇用が変化したのか、(2) 外資に買収された企業は、どのような特徴があるのか、検証する。2000-2019 年間の企業パネルデータを構築して、外資企業の選択バイアスは傾向スコア重み付け回帰モデルで対処している。パネルデータの構成上、買収時点及び買収以降も個別企業として存続した企業のみが対象となり、事業部門のみの売却や買収の結果、合併した場合には対象外となる。推定の結果、外資企業に買収された企業は、M&A 以降に売上や利益、雇用を減らす傾向がある。一方、非製造業において M&A 以降に売上が改善する傾向が見られるため、外資 M&A 効果は個別案件で異なる可能性が高い。今後の課題として、外資 M&A が日本企業の経営状況を改善 (悪化) する条件を検証する必要がある。

キーワード：対日投資、外資企業、合併買収、傾向スコア重み付け回帰モデル

JEL classification: F21, F23

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、所属する組織及び (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。

* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所 (RIETI) における研究プロジェクト『直接投資の効果と阻害要因、および政策変化の影響に関する研究』の成果である。本稿の原案は、経済産業研究所 (RIETI) のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。本稿を作成するにあたって、経済産業省『外資系企業動向調査』と『企業活動基本調査』の調査票情報の提供を受けたことにつき、経済産業省および経済産業研究所の関係者に感謝する。神事直人氏、伊藤匡氏、鎌田伊佐生氏、伊藤萬里氏、田中鮎夢氏、稲田光朗氏、浦田秀次郎氏、清田耕造氏ほか、同プロジェクト参加者および経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂戴した。ここに記して、謝意を表したい。なお本論文に残る誤りは筆者に帰するものである。

1. はじめに

少子高齢化と経済成長の鈍化が進む日本では、外国から日本への直接投資（対日投資）は日本経済の新しい成長エンジンになると期待されている。外国資本の企業は、先端的な技術や経営ノウハウ、斬新なサービスのイノベーションなどを日本にもたらし、外資企業による技術的な波及効果で日本企業の生産性も向上する。対日投資の経済効果を高めるため、日本政府は2013年の日本再興戦略において、2020年における対内直接投資残高を35兆円に倍増（2012年末時点17.8兆円）することを目標とし、対日直接投資残高は2020年末時点で39.7兆円に達した。さらに2021年6月「対日直接投資促進戦略」は、2030年における対日直接投資残高を80兆円とすることを目標とした。¹外資誘致の施策展開では、日本市場の投資環境を向上するために、外資企業による研究開発や統括拠点の立地に対して法人税や特許料の軽減といった投資インセンティブが用意された。²

日本政府による外資誘致の施策展開に際して、外資誘致政策の有効性や意義を正しく評価するために、経済学の観点から実証的な根拠を示すことが望ましい。しかしながら、日本経済における外資企業の影響に関する実証分析は十分に蓄積されていない。³例えば、日本市場に進出する外資企業は、平均的な日本企業に比べると生産性が高い一方で、日本企業の経営が外国資本の経営に転換した場合に、経営状況がどの程度改善（または悪化）するのか、明確ではない。日本市場における外資経営の効果を正しく評価するために、外資企業が日本企業を合併買収（Mergers and Acquisitions、以後はM&Aと略す）した後に、被買収企業の経営状況がどのように変化していったのか、検証する必要がある。

本稿の目的は、日本における外資企業の調査票情報を整理して、外資経営が日本企業の経営状況に与える因果効果を厳密に示すことである。具体的な研究課題は、（1）外資企業によって合併買収された日本企業は、M&A以降において売上や利益、雇用がどのように変化したのか、（2）外資企業に合併買収された日本企業は、他の日本企業に比べてどのような特徴があるのか、である。

外資企業による日本企業のM&A効果を推定するために、処置群である外資に買収された日本企業と、対照群である外資に買収されていない日本企業を比較する。処置群と対照群の経営指標の変化を比較するため、企業レベルのパネルデータが必要となる。本稿は、経済産業省『外資系企業動向調査』と経済産業省『企業活動基本調査』の調査票情報を利用して、企業レベルのパネルデータを構

¹ 経済産業省「対内直接投資促進にかかる施策情報」を参照。

https://www.meti.go.jp/policy/investment/5references/siryo_06.html

² 内閣府の「INVEST JAPAN 対日直接投資促進」のウェブサイトには外資誘致の施策などが説明されている。<http://www.invest-japan.go.jp/index.html>

³ 定量分析を行った初期の研究としては浦田（1996）がある。清田（2014）は対日投資に関連した研究を紹介している。

築した。次に、外資企業による M&A 対象企業の選択バイアスを削減するため、傾向スコア重み付け回帰モデルで分析した (Hirano et al., 2003)。直感的には、対照群の日本企業に対して重み付けを行い、外資企業に合併買収された日本企業と企業特性を似るよう調整して、処置群と対照群の企業特性の違いで生まれる選択バイアスを削減した。

推定の結果は次のように要約できる。被買収企業の売上を見ると、外資 M&A から 5 年後までの各年次において減少している傾向がある。外資企業が相対的に良い日本企業を合併買収している点に対処した場合、外資 M&A から 4 年後と 5 年後では売上減少が大きくなる。被買収企業の粗利益を見ると、外資 M&A から 3 年後までは有意な影響が見られない一方で、4 年後から 5 年後までに減少している傾向がある。最後に、被買収企業の従業員数を見ると、外資 M&A から 5 年後までの各年次において減少している傾向がある。

次に、外資 M&A 効果の異質性を検証した。対日投資の文脈では、Tanaka et al. (2022) が外国企業の買収に対する日本人の個人的意見を調査して、米国企業による買収は賛成が高く、中国や韓国企業による買収は賛成が低い結果を示している。こうした日本人の意見は外資 M&A 効果と整合的なのかを検証するため、北東アジア (中国、香港、韓国、台湾) の外資企業による M&A 効果を検証した。被買収企業の売上を見ると、北東アジア系外資企業による M&A 効果はプラスではないが、北東アジア以外の外資企業と比較するとマイナスの影響は小さい傾向があり、上記の個人的意見とは整合的ではない。最後に、製造業とその他産業に分けた外資 M&A 効果を推定した。被買収企業の売上を見ると、非製造業の企業が外資企業によって合併買収された場合、M&A から 3 年後までは売上を増やしている。一方、M&A から 4 年後以降は、製造業も非製造業も売上が減少している。

第 2 節は、外資企業による日本企業の M&A 効果を検証した先行研究を紹介する。第 3 節は、外資 M&A の因果効果を推定する実証戦略について説明する。第 4 節はデータの出所と分析データの構築方法を説明する。第 5 節は、実証結果を示して外資 M&A の効果を議論する。第 6 節は本稿のまとめを行い、外資誘致の施策について議論する。

2. 先行研究

本節は、外資企業による日本企業の M&A 効果を検証した先行研究を紹介して、本稿の貢献について明らかにする。⁴はじめに、深尾・天野 (2004, 136 頁) は、『経済産業省企業活動基本調査』における 1994 年から 98 年までの製造業企

⁴ 日本における M&A の実証分析として、Takechi(2013)や Fukuda(2020)を参照。

業データを分析している。外資出資比率が 33.4%未満からそれ以上の比率に増加した企業を、外資企業によって合併買収された日本企業と定義して、処置群に使っている。一方、親会社（出資比率 50%以上）がない状況から国内に親会社有りと回答した企業を、日本企業間で合併買収された企業と定義して、対照群に使っている。同様のデータを使い、村上・深尾（2003）は回帰分析を行っている。外資 M&A 企業数は 43 件と少ないが、対日 M&A 投資によって投資先企業の生産性が向上する結果を示している。

深尾・天野（2004、213 頁）は、レコフ M&A データベースを活用して、1993 年から 99 年までの外資企業による日本企業の買収・資本参加を抽出して、日本政策投資銀行の財務データと接続した 127 件の外資 M&A を分析している。日本企業に合併買収された企業を対照群として使い回帰分析を行っている。外資企業に合併買収された企業は、M&A 投資後に売上高や利益、雇用の減少率が高い点が見られている。

Fukao et al. (2005)は、『企業活動基本調査』の 1994 年から 2001 年までの製造業企業において、外国親企業が外資出資比率 33.4%以上または過半数となった企業を外資 M&A 企業と定義している。分析期間にそれぞれ 143 件と 67 件の外資 M&A があり、製造業企業パネルデータを分析した結果、投資先企業の生産性と利益率の改善を見つけている。

Fukao et al. (2006)は、『企業活動基本調査』の 1994 年から 2002 年までの製造業と非製造業の企業データを使い、Fukao et al. (2005)と同様の定義を用いて、152 件の外資 M&A を分析対象としている。また、傾向スコアマッチングと差の差推定を組み合わせ外資企業による日本企業の選択バイアスを対処している。推定の結果、外資 M&A から 3 年後に投資先企業の生産性や総資産利益率が改善することを示している。

上記の先行研究に対して、本稿は次の点が異なる。第一に、経済産業省『外資系企業動向調査』の調査票情報から、日本企業を合併買収した外資企業を特定している。Fukao et al. (2005)や Fukao et al. (2006)では、外国親会社の出資比率の変更時点を外資 M&A と定義しているが、外国の銀行や機関投資家によるポートフォリオ投資や外国親会社による株式所有の増加など、外資 M&A 進出と異なる影響がある。第二に、長期間の企業パネルデータを構築して、傾向スコア重み付け回帰モデルにより外資企業の実験バイアスに対処している。また、回帰モデルでは企業固定効果や年次で異なる産業と地域の固定効果を制御しており、経営指標に影響する交絡因子に対処している。

3. 実証分析の枠組み

本節は、外資企業による日本企業の合併買収は、投資先企業の経営にどのよう

な影響を与えるのか、理論的な仮説を議論する。次に、外資 M&A が投資先企業の経営指標に与える効果を推定するため、ベンチマークとなる重回帰モデルを設定する。最後に、計量的な問題に対処するため、傾向スコア重み付け回帰モデルを説明する。

3.1. 外資 M&A の効果

はじめに、企業はなぜ海外市場に直接投資を行うのか、という点から議論する。⁵一般的に考えると、自国企業にとって海外市場は競争環境が大きく異なる。文化や言語、慣習、政府規制は大きく異なり、現地市場を熟知した現地企業との激しい市場競争がある。国内市場における投資に比べると、海外市場の投資は異なるリスクがある。それでも海外市場に進出する企業（多国籍企業）は、技術力やブランド、経営ノウハウ、流通ネットワークなどの優位な経営資源を持っている。優れた経営資源を海外市場に移転して、利益を得ることができるため、海外市場にビジネス展開する。

多国籍企業の経営資源という観点から考えると、日本企業を合併買収した外資企業は、競争環境の厳しい日本に進出することにより多国籍企業全体として利益を十分に得ることができる優位な経営資源を保有しているはずである。もしそうした優位な経営資源を保有していなければ、日本に進出したとしても十分な利益を得ることができないため、対日投資を行わない経営判断が下され、と考えられる。一方、日本において買収される日本企業を考えると、経営状況が行き詰った企業ほど、経営再建のために M&A 市場で経営権が取引される可能性が高い。そのため、優れた経営資源を持つ外資企業が、相対的に劣った経営資源を持つ日本企業を合併買収するであろう。

このように優れた経営資源をもつ外資企業が、相対的に劣った経営状況の日本企業を買収した場合、外資企業が優れた経営資源を投資先企業に移転して、経営を再構築できる可能性がある。例えば、新しい経営手法の導入や新しい製品・サービスの導入、先端的で効率性の高い生産技術、インセンティブに基づく優れた人的資源制度、新たな取引先や販売ネットワークの拡充、資本増強のための新たな資金調達先の確保などを、投資先の企業が経営に取り入れることで、経営状況の改善が期待できる。また、限られた経営資源を有効に活用するために、付加価値の低い事業をリストラクチャリングして、付加価値の高い事業に経営資源を注入すれば、事業ポートフォリオ全体の収益性が改善して、企業価値の上昇が見込まれる。上記の利点に加えて、M&A 市場で買収される日本企業の経営状況が劣っていた場合、取締役や執行役員などの経営体制に課題がある。外資企業に

⁵ 多国籍企業の入門解説として、例えば伊藤、伊藤、小森谷（2022 年）の第 12 講を参照。

よって経営体制の刷新が図られると、経営戦略の見直しや経営判断における意思決定の迅速化が促進される。

外資企業によって合併買収された日本企業の経営体制が改善された場合、外資 M&A は投資先企業の売上や利益の改善につながり、企業業績の拡大によって雇用数も増えることが期待できる。一方、外資企業が経営状況を改善するため、投資先企業の事業や雇用を削減した場合、M&A 以降は投資先企業の経営指標が短期的に悪化する可能性がある。しかしながら、事業リストラクチャリングの進展によって経営状況が改善すれば、長期的には売上や利益が再拡大することが期待できる。外資 M&A が投資先企業の経営指標に与える効果を理論的に考えると、様々な要因によって経営指標がプラスにもマイナスにも変化する可能性がある。また、外資企業の優れた経営資源が投資先企業に移転されて以降、どの程度の期間で経営改善の効果が生まれるのか、理論的には明らかではない。そのため、M&A 以降の経過年によって経営指標でみた変化は大きく異なる可能性がある。

なお、外資企業による M&A は買収した日本企業をそのまま存続・成長させる場合以外に、例えば、既に進出している日本法人との合併により経営効率化を図る、あるいは、研究開発・製品開発機能のみを残し、製造部門は海外に移転する等、多国籍企業全体としての利益の最大化を図ろうとすることから、日本企業の存続・成長のみを念頭に置いていないことに留意する必要がある。

3.2. ベンチマークモデル

上記で議論した外資 M&A の効果を構築したパネルデータを用いて検証するため、外資企業による日本企業の合併買収が被買収企業の経営状況に与えた効果を推定する。企業 i 、産業 s 、地域 r 、年次 t に対して次のベンチマークモデルを定義する。

$$Y_{it} = \beta FMA_{it} + f_i + f_{s(i),t} + f_{r(i),t} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)における変数 Y_{it} は、企業 i の年次 t における経営指標である。具体的には、売上高、粗利益、雇用などを用いる。 FMA_{it} は、企業 i が年次 t において外資企業による合併買収を受けていた場合に 1 の値を取るダミー変数である。企業 i が年次 t に外資企業による合併買収を受けていない場合は、0 の値を取る。一方、日本企業を合併買収した外資企業が撤退した場合、外資 M&A の経験がある企業が対照群に入ることを防ぐために、ダミー変数は欠損値とした。 f_i は企業固定効果である。

研究者が観察できない企業特性として、経営陣や従業者の能力、企業年齢や製造技術などがあり、こうした企業特性は経営指標に大きな影響を与える。分析期間において大きく変化しない企業特性は、企業固定効果で制御する。 $f_{s(i),t}$ と $f_{r(i),t}$

は、それぞれ産業・年次と地域・年次の固定効果である。研究者が観察できない年次で変化していく産業と地域の要因が企業の経営指標に与える影響を、これらの固定効果で制御する。例えば、産業や地域によって変化する供給・需要のショックや技術変化などは、企業経営に大きな影響を与えるため、これらの固定効果で制御する。最後に、 ε_{it} は誤差項である。

本稿の関心は、 FMA_{it} 変数の係数 β であり、外資企業による合併買収が被買収企業の経営指標に与える効果を計測している。この識別方法は差の差推定に基づいている。具体的に、企業指標における2つの変化要因を比較しており、第一の差は外資 M&A 企業とその他日本企業との差で、第二の差は外資 M&A が起こる前と起こった後の差である。外資 M&A 企業における外資 M&A 前後の経営指標の変化と、その他日本企業の分析期間における経営指標の変化を比較して、差の差推定は外資企業による合併買収が被買収企業の経営指標に与える因果効果を識別している。企業の経営指標は多様な経営環境に依存するため、式(1)の回帰モデルでは多様な固定効果を取り入れて、交絡因子を除外するようにしている。また、差の差推定は因果効果を推定するために、外資 M&A 企業とその他日本企業の経営指標は、外資 M&A がもし起こらなかった場合に、平行トレンドを示すと仮定している。

ベンチマークモデルで外資 M&A の効果を識別する重要な課題は、外資企業が日本企業を合併買収する決定はランダムではない点にある。外資企業が日本企業を合併買収して日本市場に進出するのであれば、事業を成功させるためにより良い日本企業を探して合併買収する可能性が高い。外資企業に合併買収された日本企業の経営状況がその他の日本企業に比べて体系的に良ければ、合併買収された日本企業は、M&A 以降も経営指標が良いかもしれない。外資企業が日本企業を合併買収する選択がランダムでなければ、上記の平行トレンドの仮定は満たされないため、差の差回帰モデルで推定した外資 M&A 効果の推定値には、外資企業が良い日本企業を選択する選択バイアスが含まれてしまう。

外資 M&A の効果を識別する別の課題として、外資 M&A によって経営指標がどのように変化していくのか、ベンチマークモデルでは識別できない。日本企業の経営が外資企業による経営に転換した後に、先端的な経営手法の導入や事業構造の改革によって経営状況が改善するには、数年の時間が必要となる可能性がある。また、M&A 直後に経営状況が悪化する一方で、数年間かけて改善する可能性もある。つまり、外資 M&A の効果は、M&A 以降の経過年別に推定する必要がある。

3.3. 傾向スコア重み付け回帰モデル

外資企業による M&A 対象企業の選択バイアスを削減するため、本稿は傾向スコア重み付け回帰モデル (Propensity score weighting regression、以降は PSW と略す) で分析する (Hirano et al., 2003)。⁶直感的には、対照群の日本企業に対して重み付けを行い、外資企業に合併買収された日本企業と企業特性を似るよう調整して、処置群と対照群の企業特性の違いで生まれる選択バイアスを削減する。

外資 M&A 以降の経過年別の効果を推定するため、ベンチマークモデルの FMA_{it} 変数を修正する。説明のため、 T を処置群 (外資 M&A 企業) として、 C を対照群 (日本企業) と記す。 $t(i)$ を企業 i が外資企業に合併買収された年次と記す。「 \cdot 」を欠損値と表す。 $k = 0, \dots, 5$ に対して、 FMA_{it}^k を次のように定義する。

$$FMA_{it}^k = \begin{cases} 1 & \text{if } i \in T \text{ and } t = t(i) + k \\ 0 & \text{if } i \in C \text{ or } [i \in T \text{ and } t \leq t(i) - 1] \\ \cdot & \text{Otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

$k = 0$ の場合、 FMA_{it}^0 変数は、外資企業に合併買収された企業 i に対して合併買収の年次 $t(i)$ で 1 の値を取る。この対象となる企業に対して、合併買収の年次より後は欠損値を取るため、推定のサンプルから外される。対照群の日本企業と、買収合併より前の年次における処置群は、0 の値を取る。次に $k = 1$ の場合、 FMA_{it}^1 変数は、外資企業に合併買収された企業 i に対して、合併買収から 1 年後の年次 $t = t(i) + 1$ で、1 の値を取る。同様に、 $k = 2$ の場合、 FMA_{it}^2 変数は、外資企業に合併買収された企業 i に対して、合併買収から 2 年後の $t = t(i) + 2$ で、1 の値を取る。

外資 M&A に対する傾向スコアを推定するために、企業 i と年次 t に対して、第一段階のロジットモデルを次のように定義する。ここで $k = 0$ の場合、

$$Pr(FMA_{it}^0 = 1) = f(\mathbf{X}'_{i,t-1}\boldsymbol{\gamma} + e_{it}) \quad (3)$$

$\mathbf{X}_{i,t-1}$ は、外資企業に合併買収される日本企業に影響を与える企業特性の変数である。本稿は、日本企業の外資出資比率の有無に関するダミー変数、直接輸出の有無に関するダミー変数、企業年齢と企業年齢の二乗、従業員一人当たり固定資産額、売上高成長率、所有する特許権数を用いた。第一段階のロジットモデルは、外資 M&A から経過年別に分けた FMA_{it}^k に対して推定するため、本稿は 6 つの推定モデルがある。上記の企業特性の変数は、異なる経過年次の FMA_{it}^k を推定しても、外資 M&A の決定に有意に影響を与える企業特性である。⁷

⁶ 傾向スコア重み付け回帰分析を企業レベルのパネルデータで活用した例として、Cadot et al. (2015) を参照。

⁷ 外資企業に合併買収される企業の特性について、Arnold and Javorcik (2009) や Fuest et al. (2022) が検証している。Fukao et al. (2005) は日本企業を実証分析している。本稿は、上記の変数以外にも、粗利益 (成長率)、雇用者数 (成長率)、本社機能部門従業員シェア、本社従業員数、固定資本に対する固定負債の比率、輸入ダミー変数、製造業ダミー変数、東京都ダ

第一段階のロジットモデルを推定して、日本企業が外資企業に合併買収される確率である傾向スコア \hat{p} を計算する。この傾向スコアに基づき、処置群 T と対照群 C の重み付け ω_{it} を次の通り定義する。

$$\omega_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } i \in T \\ \frac{\hat{p}}{1-\hat{p}} & \text{if } i \in C \end{cases} \quad (4)$$

処置群の企業 i は、すべて 1 の重み付けをする。一方、対照群の企業 i は、 $\hat{p}/(1-\hat{p})$ の重み付けとなる。対照群の企業において、傾向スコアの高い日本企業は、外資企業によって合併買収される確率が高いため、処置群の企業との近似が高いため比較対象として重視している、と理解できる。

式 (4) で定義される重み付け ω_{it} を使って、企業レベルのパネルデータにおける処置群と対照群の企業特性を近似する。外資企業による M&A の選択バイアスを削減した上で、企業 i 、産業 s 、地域 r 、年次 t に対して次の推定式を定義する。

$$Y_{it} = \delta FMA_{it}^k + f_i + f_{s(i),t} + f_{r(i),t} + e_{it} \quad (5)$$

式 (1) と同様に、変数 Y_{it} は、企業 i の年次 t における売上高、粗利益、雇用を用いる。本稿の関心は、 FMA_{it}^k 変数の係数 δ である。外資企業による合併買収が被買収企業の経営指標に与える因果効果を、M&A 以降の経過年別に計測した推定値である。具体的に M&A から 5 年後まで検証するため、一つの被説明変数に対して 6 つのモデルを推定する。また、外資企業による M&A の選択バイアスがどの程度重要なのかを評価するため、式 (4) の ω_{it} を使わないで式 (5) を推定する結果も示す。

PSW 回帰モデルは、外資企業を選択バイアスを削減した上で、外資企業による日本企業の M&A 効果を推定する有効な手法である。一方、Rosenbaum and Rubin (1983) で示されたように、因果効果の検出には重要な仮定が置かれている。第一は次の条件付き独立である。つまり、外資企業に合併買収された日本企業に対して、外資 M&A 以前の企業特性を条件として、潜在的な経営指標の結果は、外資企業による日本企業の合併買収とは独立でなければならない。そのため研究者が観察できない変化する企業特性が、外資企業による日本企業の合併買収と経営指標の結果に同時に影響した場合、推定された外資 M&A 効果には予測できないバイアスが生まれる。第二は、処置群と対照群の傾向スコアの分布が重なる「共通サポート」である。両者の分布が重なる場所は、処置群と対照群の企業で外資企業に合併買収される確率が似ている。対照群では、実際に外資買収さ

ミー変数、2008/9 年ダミー変数、研究開発ダミー変数などをモデルに入れて推定した。しかし、異なる推定モデルで結果が変わりやすいため、より頑健に有意となる上記の変数のみをロジットモデルの説明変数として使った。

れなかったが、外資企業に買収される確率が処置群と似ている企業が存在すると言える。共通サポートが多いほど、処置群の企業と近似した対照群の企業が多いため、処置群と対照群の企業特性を近似しやすくなる。

4. データの説明

外資企業による日本企業の M&A 効果を推定するために、処置群である外資に買収された日本企業と、対照群である外資に買収されていない日本企業を比較する。処置群と対照群の経営指標の変化を比較するため、企業レベルのパネルデータが必要となる。本稿は、経済産業省『外資系企業動向調査』と『企業活動基本調査』の調査票情報を利用して、企業レベルのパネルデータを構築した。以後それぞれ『外資調査』、『企活調査』と略称する。本節は、『外資調査』を説明してから、『外資調査』と『企活調査』との接続方法を解説する。

4.1. 外資系企業動向調査

『外資調査』は、経済産業省が統計法に基づき昭和 42 年から毎年実施している承認統計である。毎年度 3 月末時点で次の条件を満たす企業が調査対象となっている。(1) 外国投資家が株式又は持分の 3 分の 1 超を所有している企業。(2) 外国投資家が株式又は持分の 3 分の 1 超を所有している国内法人が出資している企業により、さらに直接および間接出資比率の合計が 3 分の 1 超となる企業。(3) 上記の条件で、外国側筆頭出資者の出資比率が 10%以上である企業。なおこの外国投資家とは、日本に居住していない非居住者である個人や、外国法令に基づいて設立された法人(団体)または外国に本社を有する法人(団体)を指す。本稿では外資企業の定義は『外資調査』に倣い、分析対象とする母集団もこの定義に当たる企業とする。

本稿の分析対象は、外資企業により合併買収された日本企業である。分析対象の企業を特定するために、「外国投資家の株式又は持分が 3 分の 1 を超えた事由」に関する調査項目を活用した。具体的に 4 つの回答項目がある。第一の選択肢は、単独で新規設立である。第二は合弁で新規設立であり、合弁企業の設立時点で外国投資家の株式保有が 3 分の 1 を超えていた場合を指している。第三は、合併・買収である。企業の設立時点で外国投資家の株式保有が 3 分の 1 以下であったが、外資企業との合併により合併後の企業において外国投資家の株式保有が 3 分の 1 を超えた場合を指す。また、外国投資家による株式買取りや増資引き受けによって外国投資家の株式保有が 3 分の 1 を超えた場合も含まれる。第四は、その他上記以外の理由である。本研究では、第三の合併・買

収と回答した企業を抽出した。⁸調査票情報から抽出した外資企業が外資参入の時期として回答した年を、外資企業による日本企業の合併買収の年次とする。⁹

本調査項目は、2002年度調査（2001年度実績）から調査票に追加されたため、2001年度調査（2000年度実績）より過去の時点で、外資企業が日本企業を合併買収して進出した事例を抽出することができない。また、研究に利用した2002年度調査の調査票情報では、本調査項目が提供されていない。¹⁰そのため本稿は、2003年度調査（2002年実績）から2020年度調査（2019年度実績）の期間において、「合併・買収」と回答した外資企業を抽出している。

4.2. 企業活動基本調査との接続

『企活調査』は、企業活動の実態を明らかにして、企業に関する施策の基礎資料を得ることを目的に、統計法に基づく基幹統計として、毎年実施されている。調査の対象は全国で、企業単位の調査である。2021年調査確報では、調査対象数が36,294社で、回収率は86.0%である。調査対象となる企業は調査票に掲げる事項について報告することが統計法によって義務付けられており、調査データの信頼性は高い。調査対象は、製造業、鉱業、商業、その他サービス業で事業活動を行っている従業者数50人以上または資本金3000万円以上の企業である。

日本企業を合併買収した外資企業を『外資調査』から抽出して、『企活調査』の調査票情報に接続するために、調査票情報で提供された法人番号を活用した。法人番号は、設立登記法人、国の機関、地方公共団体、またこれら以外の法人又は人格のない社団等を対象として、各法人に1つの法人番号が指定されている。

『外資調査』と『企活調査』における各企業の法人番号が同一であれば、同一企業と特定した。法人番号は直近の年次の調査票情報で提供されたが、それより過去のデータには企業の法人番号が付与されていない。法人番号だけを使って各企業を接続した場合、古い年次で日本企業を合併買収した外資企業は、市場から撤退していると接続できない。法人番号で『企活調査』の企業と接続できない外

⁸ 各企業において進出形態が2種類以上報告されている場合、各企業の進出形態に関する回答番号の最頻値に進出形態を修正した。

⁹ 深尾・天野（2004年）が利用したレコフM&Aデータベースは、新聞記事などのメディアで公表されたM&A取引を収集したデータであり、外資M&Aが公表されない場合はデータベースから脱落してしまう。買収は「株式取得、増資引受、株式交換等による50%を超える株式の取得、MBO等を含む」で、資本参加は「買収と同様の形態で50%を超えない株式の取得」と定義されている。一方、公表されたM&A取引が実施されたのか、被買収企業が操業を継続しているか、外資資本による実質的な経営なのか、など不明である。レコフM&Aデータベースと比べると、『外資調査』は外資企業の操業状態や参入年次を調査しており、調査対象や方法が明確なため、対日M&A投資のデータとして信頼性が高い。

¹⁰ 2002年度調査において、選択肢は（1）新規設立、（2）買収（増資を含む。）による資本参入、（3）合併、（4）その他となっており、2003年以降の調査と異なっている。

資企業は、『外資調査』と『企活調査』の調査票情報で企業名が完全に一致した場合、同一企業と定義して接続した。¹¹最後に、『企活調査』の調査票情報で外資企業と接続されなかった企業は、対照群として活用する。しかし、法人番号や企業名の情報に誤りがあり、日本企業を合併買収した外資企業が誤って対照群に残る可能性がある。この問題に対処するため、対照群の企業で外資出資比率が30%以上の企業を除外した。

4.3. 外資系企業動向調査を企業活動基本調査に接続する課題

本稿は、外資企業が合併買収した日本企業を分析するため、対象となる外資 M&A をすべて含んだデータを構築することが望ましい。一方、『外資調査』における外資企業を『企活調査』の調査票情報に接続する過程にいくつか課題がある。第一に、『企活調査』は従業者数 50 人以上且つ資本金 3000 万円以上の企業を調査対象とするが、『外企調査』は基本的に外国投資家が株式 3 分の 1 超を所有する企業が調査対象である。従業者数 50 人以下または資本金 3000 万円以下の企業が外資企業に合併買収された場合、『外企調査』の調査対象になるが、『企活調査』の調査対象から外れてしまう。

『外企調査』と『企活調査』の調査対象の違いから、本稿で構築する企業レベルのパネルデータから抜け落ちてしまう外資 M&A がある。この点を確認するために、表 1 に日本企業を合併買収した外資企業数を、合併買収の年次別に示した。日本企業を合併買収した外資企業を『外企調査』から抽出して、従業者数が 50 人以下と 50 人以上に分類した。2001 年から 2019 年までの間に 773 社の外資企業が合併買収によって日本市場に進出している。その中で、383 社は従業者数が 50 人以下の企業であり、『企活調査』の調査票情報とは接続することができない。つまり外資企業に買収された中小零細企業は、本稿の分析対象外となる。残りの 390 社は従業者数が 50 人以上であり、『企活調査』の調査票情報と接続できる可能性がある。法人番号と企業名の完全一致によって企業を接続した結果、本稿の分析データには 237 社の外資 M&A が残った。接続可能な外資 M&A のうち約 60.7%の企業を特定できている。¹²

---表 1 を挿入---

『外企調査』と『企活調査』で接続できなかった外資 M&A について、調査対

¹¹ 調査票情報で提供された企業名は、同一企業でも『外資調査』と『企活調査』で表示が異なる可能性がある。企業名の完全一致で特定できない外資企業を減らすために、株式会社、(株)、記号、長音符などを企業名から削除して、企業名の完全一致を確かめた。

¹² 付表 1 は、日本企業を合併買収した外資系企業の国籍別分布を示す。分析データにおける主要な投資国籍は、米国やケイマン諸島、中国、オランダがある。一方、付表 2 は外資系企業によって合併買収された日本企業の産業別分布を示す。外資 M&A は、電子部品・デバイス・電子回路製造業や電気機械器具卸売業などが多い。

象の違いにも理由がある。第一に、『企活調査』の調査に回答していない企業や、調査対象外となった企業は、調査票情報に存在しないために接続できない。第二に、企業名を大幅に変更した企業は、『外企調査』と『企活調査』の間で企業名の表記が大きく異なる可能性があり、名寄せ作業において接続エラーが起きる。第三に、『外企調査』の調査対象の外資企業が調査に回答しない場合、『外企調査』の調査票情報に存在しないため、『企活調査』と接続できない。¹³第四に、『企活調査』は経済産業省が所管する産業を調査対象としており、例えば金融業や保険業ではクレジットカード業や割賦金融業のみが対象となっている。金融業や保険業は外資企業が多いが、『企活調査』の調査対象から外れて、外資 M&A と接続できない場合がある。上記の様々な理由で、本稿が構築した企業レベルのパネルデータでは、少なくない件数の外資 M&A がサンプルから脱落してしまう。第五に、外資企業による M&A の結果、当該企業が外資企業に統合された場合や買収が事業単位の場合、本稿が分析対象としている企業データでは捕捉できない。例えば、外資企業が日本企業を買収して、現地子会社などに統合すると、被買収企業は存続しなくなるため、分析対象から外れてしまう。買収が事業単位の場合、当初から外資系企業として新設と位置づけられる可能性があり、その場合、対象から外れてしまう。

5. 推定結果

本節は、はじめにベンチマークモデルで推定した外資 M&A 効果を議論する。次に、外資企業による選択バイアスを削減するため、ロジットモデルの推定結果を示し、傾向スコア重み付け回帰モデルの結果を議論する。最後に、外資 M&A 効果の異質性を検証する。

5.1. ベンチマークモデルの推定結果

表 2 は、ベンチマークモデル推定のサンプルにおける被説明変数の記述統計を示す。単純な比較のために、被買収企業と日本企業に分類して各変数の観測数と平均、標準偏差を示した。例えば、売上や粗利益、従業員数の平均は、日本企業と比較して被買収企業の方が高い傾向がある。雇用への影響を詳しく調べるため、本社機能部門や現業部門、派遣従業員などの変数も活用した。これらの変数の平均は、日本企業よりも被買収企業の方が高いため、外資企業は比較的規模の大きな企業を合併買収する傾向がある。

---表 2、3 を挿入---

表 3 は、ベンチマークモデルに基づく外資 M&A 効果の推定値を示す。(1)

¹³ 外資系企業動向調査の調査票回収率は約 60 パーセント前後である。

列は、被説明変数が Log (売上) で、外資 M&A ダミー変数の係数は、有意にマイナスである。係数の値は-0.11 ため、外資企業によって合併買収された企業は、M&A 以降は売上が約 10.4%減少している。¹⁴ (2) 列は、被説明変数が Log (粗利益) で、外資 M&A ダミー変数の係数は、有意ではない。次に、(3) 列は、被説明変数が Log (従業者数) で、外資 M&A ダミー変数の係数は、有意にマイナスである。上記と同様に計算すると、被買収企業の従業者数は M&A 以降に約 8.6%減少している。

従業者数の減少はどのような部門や労働者で起こっているのか検証するため、従業者数を分類してモデルを推定した。(4) 列の Log (本社従業者数) と (5) 列の Log (本社機能部門従業者数) では、外資 M&A ダミー変数の係数は有意ではない。(6) 列の Log (本社現業部門従業者数) と (7) 列の Log (本社以外従業者数) において、外資 M&A ダミー変数の係数は有意でマイナスである。つまり、外資企業によって合併買収された日本企業では、ホワイトカラーの労働者よりもブルーカラーの労働者の雇用が削減される傾向がある。最後に、(8) 列の Log (派遣従業者数) では、外資 M&A ダミー変数の係数は有意ではないため、削減された雇用者は、現業部門の常用従業者が中心であると考えられる。

上記の結果は、経営権が日本企業から外資企業に移転した効果と、外資企業によって合併買収された企業の選択効果が含まれている。M&A を通した外資経営の効果を純粋に識別していないため、次節でより厳密な効果を実証する。一方、政策的な関心が両者を含めた外資 M&A 効果の場合、ベンチマークモデルの検証結果は有益であり、外資 M&A は日本経済において投資先企業の経営改善効果が見られない、という点を示唆する。

5.2. PSW 回帰モデルの推定結果

傾向スコア重み付き回帰モデルを推定するため、第一段階のロジットモデルを推定する。 $k = 0, \dots, 5$ に対して FMA_{it}^k 変数が定義されるため、合計で 6 本のロジットモデルを推定する。表 4 はロジットモデルの推定結果を示す。M&A 以降の経過年によって有意水準がやや異なる説明変数はあるが、外資企業によって合併買収される確率が高い日本企業は、外資企業に合併買収される以前において、(1) 外資出資がある、(2) 海外輸出を行っている、(3) 企業年齢が若い、(4) 従業者一人当たりの固定資産が大きい、(5) 売上成長率が低い、(6) 特許権所有が少ない、という企業特性を持つ。

---表 4、5 を挿入---

FMA_{it}^k 変数の各 k 期に対して、外資企業によって合併買収される確率である傾

¹⁴ 外資 M&A の限界効果は $100 \times (\exp(-0.11) - 1)$ である。

向スコアを計算した。¹⁵推定した傾向スコアから式(4)の重み付け ω_{it} を計算して、処置群における外資 M&A 以前の企業特性と近似するように、対照群の企業特性をバランスさせた。ロジットモデルで推定した企業特性の近似が、処置群と対照群の間で向上しているかを確認するため、標準化差と分散比を計算した(Austin, 2009)。¹⁶傾向スコアで処置群と対照群をマッチした結果、説明変数の標準化差が0の値に近づき、分散比が1の値に近づくほど両者の近似が向上している。具体的に、マッチなしのサンプルは、式(5)をOLS推定したサンプルである一方、マッチしたサンプルは、式(5)で重み付け ω_{it} を使った推定のサンプルである。表5に FMA_{it}^0 変数における結果を示した。¹⁷例えば、一期前の外資出資ダミー変数の標準化差は、マッチなしの0.365であるが、マッチして-0.044に減少している。分散比は、マッチなしの20.9からマッチありの2.05に減少している。標準化差について、その他の説明変数はマッチしたことで0に近づいている。一方、売上成長率や特許権所有の変数は分散比が1の値に近づいている。傾向スコアによって処置群と対照群が完全に近似できたわけではないが、傾向スコアのマッチングによって両者の共変量は標準化差と分散比でバランスが向上しており、外資企業によるM&A対象企業の選択効果を削減している。

表6は、式(5)をOLSとPSWで推定して得た FMA_{it}^k 変数の係数を示す。(1)列は、Log(売上)を被説明変数に使いOLS推定している。経過年別に分けて推定した FMA_{it}^k 変数の係数は有意にマイナスである。PSW推定した(2)列では、 FMA_{it}^k 変数の係数は有意にマイナスである。外資M&Aから0年、1年後、2年後までは、両者の係数は似ている。一方、4年後と5年後では、OLS推定に比べてPSW推定では FMA_{it}^k 変数の係数はマイナス方向に大きい。OLS推定とPSW推定の違いは、外資企業が成長性の高い企業を合併買収した場合、OLS推定による FMA_{it}^k 変数の係数はプラス方向にバイアスを持つ可能性である。表6の推定結果は、こうした予測と整合的である。

(3)列は、Log(粗利益)を被説明変数として使ったOLS推定で、 FMA_{it}^k 変数の係数を示す。5年後のみ係数は有意でマイナスであるが、それ以外の係数は

¹⁵ 傾向スコアの分布は処置群と対照群では異なるが、両者の分布が重なる領域があることを確認した。対照群では傾向スコアが非常に小さいサンプル企業が数多くある。共通サポートを向上させるため、処置群の企業の傾向スコアより小さい場合にサンプルが除外した。

¹⁶ 企業特性のバランスをチェックするため、処置群と対照群の間で企業特性の平均値のt検定が使われる。一方、Imai et al. (2008)は、変数のバランスは観察されたサンプルの特徴であるが、ある仮説母集団ではないため、バランスを確認するために仮説検定を行うことは不適切であると主張している。そのため本稿は、標準化差と分散比を計算して企業特性の近似を確認した。

¹⁷ 付表4は、 FMA_{it}^1 変数における共変量のバランスを示しており、 FMA_{it}^0 と似た結果である。

有意ではない。(4)列はPSW推定の結果を示しており、4年後と5年後の場合に FMA_{it}^k 変数の係数は有意にマイナスである。OLS推定に比べてPSW推定による推定値がマイナス方向に大きくなる点は、良い日本企業を外資企業が買収している、という解釈と整合的である。最後に、(5)列は、Log(従業員数)を被説明変数として使ったOLSで、 FMA_{it}^k 変数の係数は3年後と4年後のみ有意にマイナスである。一方、(6)のPSW推定では、 FMA_{it}^k 変数の係数はすべてのM&A経過年次で有意にマイナスである。OLS推定に比べてPSW推定で係数がマイナス方向に大きい一方、経過年別に特徴的な変化は見られない。

---表6を挿入---

5.3. 外資 M&A 効果の異質性

これまでの結果は、M&A以降の経過年次を除くと、外資企業全体によるM&Aの効果を示している。一方、被買収企業においてM&A以降に悪化した経営指標は、外資企業のタイプによって異なるかもしれない。本節は、外資企業の母国籍と被買収企業の産業について、外資M&A効果の異質性を検証する。

第一に、外資企業の母国籍によって外資M&A効果が異なるのかを検証する。対日投資の文脈では、Tanaka et al. (2022) が外国企業の買収に対する日本人の個人的意見を調査して、米国企業による買収は賛成が高く、中国や韓国企業による買収は賛成が低い点を見つけている。こうした日本人の意見は外資M&A効果と整合的なのかを検証するため、北東アジア(中国、香港、韓国、台湾)の外資企業によるM&A効果を検証する。具体的には、式(5)を拡張して、次の式を推定する。

$$Y_{it} = \delta_1 FMA_{it}^k + \delta_2 FMA_{it}^k \cdot NEA_i + f_i + f_{s(i),t} + f_{r(i),t} + e_{it} \quad (6)$$

NEA_i は、企業*i*を合併買収した外資企業の母国籍が北東アジアであれば1の値を取るダミー変数である。 FMA_{it}^k 変数の係数 δ_1 は、北東アジア以外の外資企業による合併買収が企業*i*の経営指標に与える影響を計測する。一方、係数 δ_2 は、北東アジアとそれ以外の外資企業によるM&A効果の違いを計測している。もし企業*i*が北東アジアの外資企業に合併買収された場合、経営指標に与える影響は、 $\delta_1 + \delta_2$ となる。

表7は、北東アジア系外資企業による日本企業のM&A効果をPSWモデルで推定した結果を示す。Log(売上)を被説明変数として使っている列(1)の結果は、係数 δ_1 は有意にマイナスの一方、係数 δ_2 は有意にプラスの傾向がある。二つの係数を合計した値は必ずしもプラスにはならないため、北東アジア系外資企業によるM&A効果はプラスではない。しかし、北東アジア以外の外資企業と比較すると、被買収企業の売上減少は、北東アジア系外資企業によるM&Aは比較的小さいことが分かる。列(2)はLog(粗利益)を被説明変数として使い、

係数 δ_2 は有意にプラスの傾向がある。一方、Log（従業者数）を被説明変数として使った列（3）は、係数 δ_2 は外資 M&A から 1 年後は有意にプラスとなり、4 年後と 5 年後は有意にマイナスとなる。

---表 7 を挿入---

次に、外資企業に合併買収された日本企業への影響は、製造業とその他産業によって異なるのか検証する。具体的には、次の式を推定する。

$$Y_{it} = \gamma_1 FMA_{it}^k + \gamma_2 FMA_{it}^k \cdot MFG_i + f_i + f_{s(i),t} + f_{r(i),t} + e_{it} \quad (7)$$

MFG_i は、外資企業によって合併買収された企業 i の産業が製造業であれば 1 の値を取るダミー変数である。 FMA_{it}^k 変数の係数 γ_1 は、外資 M&A が製造業以外の企業 i に与えた影響を計測する。一方、係数 γ_2 は、製造業とその他産業における外資企業による M&A 効果の違いを計測している。製造業の企業 i が外資企業に合併買収された場合、経営指標に与える影響は、 $\gamma_1 + \gamma_2$ となる。

表 8 は、製造業とその他産業に分けた外資 M&A 効果を PSW モデルで推定した結果を示す。Log（売上）を被説明変数として使っている列（1）の結果では、係数 γ_1 は、外資 M&A 時点から 3 年後にかけて有意にプラスである。一方、係数 γ_2 は同期間において有意にマイナスである。つまり、製造業以外の企業が外資企業によって合併買収された場合、M&A から 3 年後までは売上を増加させる効果がある。一方、合併買収された企業が製造業の場合、売上は減少している。しかしながら、M&A から 4 年後以降は、製造業でもその他産業においても外資 M&A は被買収企業の売上を減少させている。列（2）は Log（粗利益）を被説明変数として使い、係数 γ_1 と係数 γ_2 は有意にマイナスとなっているケースが多い。最後に、Log（従業者数）を被説明変数として使った列（3）は、外資 M&A から 4 年後に係数 δ_2 は有意にプラスとなっているが、 $\gamma_1 + \gamma_2$ の値は-0.137 となり、外資 M&A が雇用に与える限界効果はマイナス 12.8%である。製造業において雇用削減が多い傾向がある一方で、その他産業においても外資 M&A によって雇用は減少している。

---表 8 を挿入---

5.4. 代替的な経営指標

外資 M&A の効果を測る指標として、代替的な経営指標で検証する。具体的には、一人当たり売上高と一人当たり粗利益、粗利益率を被説明変数として使う。ベンチマークの推定と同じ推定式で、OLS 推定と PSW 推定を行う。結果は付表 5 に示した。全体的にみて、外資 M&A から 4 年後までの期間において、代替的な経営指標に与える効果は、統計的に有意でない傾向がある。また、統計的に有意であっても、限界効果は経済的に小さい。一方、PSW 推定において、外資 M&A から 5 年後の時点で、一人当たり売上高や一人当たり粗利益は統計的に有意に減少しており、限界効果も大きい。

6. 結論

本稿は、外資企業が日本企業を合併買収（M&A）した後に、企業として存続した場合、買収された企業の経営状況が改善（悪化）するのか、検証した。実証分析のため、経済産業省『外資系企業動向調査』と『企業活動基本調査』の調査票情報を利用して、企業レベルのパネルデータを構築した。傾向スコア重み付け回帰モデルを活用して外資企業による M&A 対象企業の選択バイアスを削減するため、対照群の日本企業に対して重み付けを行い、外資企業に合併買収された日本企業と企業特性を似るよう調整して、処置群と対照群の企業特性の違いで生まれる選択バイアスを削減した。

推定の結果、被買収企業の売上は、外資 M&A から 5 年後までの各年次において減少している傾向がある。被買収企業の粗利益について、外資 M&A から 3 年後までは有意な影響が見られない一方で、4 年後から 5 年後までに減少している傾向がある。また、被買収企業の従業員数を見ると、外資 M&A から 5 年後までの各年次において減少している傾向がある。外資 M&A 効果の異質性を検証した結果、北東アジア系外資企業による M&A 効果はプラスではないが、北東アジア以外の外資企業と比較するとマイナスの影響は小さい傾向がある。また、非製造業の企業が外資企業によって合併買収された場合、M&A から 3 年後までは売上を増やしているが、M&A から 4 年後以降は、製造業も非製造業も売上が減少している。

参考文献

- 浦田秀次郎 (1996) 「対日直接投資の現状と阻害要因」『日本経済研究』第 31 巻 66-84 頁.
- 清田耕造 (2014) 「対日直接投資の論点と事実: 1990 年代以降の実証研究のサーベイ」『RIETI ポリシーディスカッションペーパー』No.14-P-007.
- 深尾京司、天野論文 (2004) 『対日直接投資と日本経済』日本経済新聞社.
- 村上友佳子、深尾京司 (2003) 「対日・対外直接投資と製造業企業の生産性-企業活動基本調査個票データによる実証分析」ESRI Discussion Paper Series #68、内閣府経済社会総合研究所
- Arnold, J. M., Javorcik, B. S. 2009. Gifted kids or pushy parents? Foreign direct investment and plant productivity in Indonesia. *Journal of International Economics*, 79(1), 42-53.
- Austin, P. C. 2009. Balance diagnostics for comparing the distribution of baseline covariates between treatment groups in propensity-score matched samples. *Statistics in Medicine*, 28(25). 3087-3107.
- Cadot, O., Fernandes, A. M., Gourdon, J., Mattoo, A. 2015. Are the benefits of export support durable? Evidence from Tunisia. *Journal of International Economics*, 97(2), 310-324.
- Fuest, C., Hugger, F., Sultan, S., Xing, J. 2022. What drives Chinese overseas M&A investment? Evidence from micro data. *Review of International Economics*, 30(1), 306-344.
- Fukao, K., Ito, K., Kwon, H. U. 2005. Do out-in M&As bring higher TFP to Japan? An empirical analysis based on micro-data on Japanese manufacturing firms. *Journal of the Japanese and International Economies*, 19(2), 272-301.
- Fukao, K., Ito, K., Kwon, H. U., Takizawa, M. 2006. Cross-border acquisitions and target firms' performance: Evidence from Japanese firm-level data. *NBER Working Paper Series No. 12422*.
- Fukuda, A. 2020. The effects of M&A on corporate performance in Japan: DID analysis in the era of corporate governance reform. *Japan and the World Economy*, 55, 101013.
- Hirano, K., Imbens, G., Ridder, G. 2003. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. *Econometrica*, 71(4), 1161-1189.
- Imai, K., King, G., Stuart, E. A. 2008. Misunderstandings between experimentalists and observationalists about causal inference. *Journal of the Royal statistical Society, Series A (Statistics in Society)*, 171(2), 481-502.
- Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B. 1983. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Takechi, K. 2013. Understanding the productivity effect of M&A in Japan: An empirical analysis of the electronics industry from 1989 to 1998. *Japan and the World Economy*, 25-26, 1-9.
- Tanaka, A., Ito, B., Jinji, N. 2022. Individual preferences toward inward foreign direct investment: A conjoint survey experiment. RIEIT Discussion Paper Series 22-E-005.

表 1. 日本企業を合併買収した外資系企業数

合併買収の年次	外資系企業動向調査		企業活動基本調査と 接続した外資系企業
	従業者 50 人以下	従業者 50 人以上	
2001	22	27	16
2002	28	20	14
2003	24	22	14
2004	26	31	20
2005	26	29	18
2006	28	29	17
2007	31	31	17
2008	20	26	14
2009	37	19	9
2010	20	28	16
2011	13	22	14
2012	21	16	10
2013	15	20	17
2014	24	17	10
2015	11	11	6
2016	12	9	7
2017	12	13	9
2018	5	8	3
2019	8	12	6
合計	383	390	237

出所. 経済産業省外資系企業動向調査

表 2. 記述統計

変数	被買収企業			日本企業		
	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差
Log(売上)	2,381	9.29	1.54	420,422	8.56	1.36
Log(粗利益)	2,312	7.69	1.57	414,755	6.93	1.40
Log(従業者数)	2,381	5.74	1.29	420,422	5.26	1.03
Log(本社従業者数)	2,381	4.80	1.27	420,422	4.19	1.17
Log(本社機能部門従業者数)	2,373	3.53	1.27	415,551	2.84	1.14
Log(本社現業部門従業者数)	2,094	4.54	1.23	358,659	4.01	1.16
Log(本社以外従業者数)	1,960	4.78	2.01	343,989	4.49	1.62
Log(派遣従業者数)	1,451	3.06	1.70	177,313	2.40	1.59

注. 記述統計は、表 3 の回帰分析で使われているサンプルを使って計算している。

出所. 経済産業省企業活動基本調査

表 3. 外資 M&A 効果の OLS 推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	Log(売上)	Log(粗利益)	Log(従業者数)	Log(本社従業者数)
外資 M&A ダミー変数	-0.11** (0.05)	-0.05 (0.059)	-0.090* (0.047)	0.02 (0.062)
企業固定効果	有	有	有	有
産業・年次固定効果	有	有	有	有
都道府県・年次固定効果	有	有	有	有
観測数	422,803	417,067	422,803	422,803
決定係数	0.97	0.93	0.95	0.87
	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	Log(本社機能部門従業者数)	Log(本社現業部門従業者数)	Log(本社以外従業者数)	Log(派遣従業者数)
外資 M&A ダミー変数	0.0012 (0.063)	-0.11* (0.066)	-0.18** (0.087)	-0.027 (0.11)
企業固定効果	有	有	有	有
産業・年次固定効果	有	有	有	有
都道府県・年次固定効果	有	有	有	有
観測数	417,924	360,753	345,949	178,764
決定係数	0.86	0.86	0.91	0.79

注. 括弧は企業レベルでクラスターされた標準誤差を表示。***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%の優位水準を示す。

出所. 筆者による計算。

表4. 外資企業による合併買収の決定要因のロジットモデル推定

被説明変数：M&A 後の経過年別の外資 M&A ダミー変数

M&A 後の経過年 説明変数	0年 (1)	1年後 (2)	2年後 (3)	3年後 (4)	4年後 (5)	5年後 (6)
外資出資ダミー変数 $t-1$	0.10*** (0.0057)	0.12*** (0.006)	0.13*** (0.0061)	0.13*** (0.0065)	0.14*** (0.0065)	0.15*** (0.0066)
輸出ダミー変数 $t-1$	0.96*** (0.26)	0.62** (0.30)	0.51* (0.30)	0.29 (0.30)	0.31 (0.31)	0.12 (0.32)
企業年齢	-0.047*** (0.0091)	-0.045*** (0.0091)	-0.050*** (0.0093)	-0.049*** (0.0092)	-0.043*** (0.0093)	-0.042*** (0.0097)
企業年齢の二乗	0.00018** (0.000072)	0.00018*** (0.000052)	0.00019*** (0.000062)	0.00019*** (0.000059)	0.00018*** (0.000052)	0.00017** (0.000065)
Log(従業員一人当たり固定資産) $t-1$	0.40*** (0.091)	0.28*** (0.10)	0.28*** (0.098)	0.28*** (0.095)	0.26*** (0.10)	0.21** (0.095)
売上成長率 $t-1$	-0.54 (0.41)	-0.18 (0.52)	-0.72** (0.33)	0.085 (0.57)	-0.60 (0.48)	-0.83** (0.40)
Log(特許権所有) $t-1$	-0.013 (0.058)	-0.072 (0.07)	-0.055 (0.068)	-0.13* (0.08)	-0.19** (0.089)	-0.28*** (0.10)
観測数	319,359	319,368	319,382	319,384	319,387	319,390
外資 M&A 件数	91	100	114	116	119	122
疑似決定係数	0.21	0.41	0.46	0.46	0.51	0.51

注. 外資 M&A ダミー変数は、日本企業が外資系企業に合併買収された年次に 1 の値で、それ以降は欠損値である。括弧は頑健な標準誤差を表示。定数項は報告していない。***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%の優位水準を示す。

出所. 筆者による計算。

表5. 処置群と対照群の共変量のバランス

	標準化差		分散比	
	マッチなし	マッチあり	マッチなし	マッチあり
外資出資ダミー変数 $t-1$	0.365	-0.044	20.921	2.052
輸出ダミー変数 $t-1$	0.664	0.151	1.040	0.963
企業年齢	-0.233	0.081	1.163	0.887
企業年齢の二乗	-0.157	0.034	1.109	0.590
Log(従業者一人当たり固定資産) $t-1$	0.497	-0.095	0.641	0.597
売上成長率 $t-1$	-0.039	0.041	2.288	1.269
Log(特許権所有) $t-1$	0.501	0.221	3.657	1.613

注. 外資 M&A ダミー変数 ($k=0$ 期) を被説明変数とする推定モデルのサンプルを使って計算している。マッチなしは OLS 推定のサンプルである。マッチありは、PSW 推定のサンプルにおいて、処置群は M&A 実施時点を除いたサンプルで、対照群はすべてである。

出所. 筆者による計算。

表6. 外資 M&A 効果の PSW 推定結果

推定方法 被説明変数	OLS	PSW	OLS	PSW	OLS	PSW
	Log(売上)		Log(粗利益)		Log(従業者数)	
M&A 後の経過年	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0 年	-0.10* (0.059)	-0.086** (0.038)	-0.014 (0.066)	-0.033 (0.051)	-0.027 (0.042)	-0.13** (0.067)
1 年後	-0.11* (0.059)	-0.081** (0.032)	-0.034 (0.034)	-0.085 (0.085)	-0.029 (0.043)	-0.093*** (0.024)
2 年後	-0.11* (0.060)	-0.087*** (0.021)	-0.069 (0.067)	-0.033 (0.056)	-0.07 (0.051)	-0.11*** (0.015)
3 年後	-0.075 (0.056)	-0.034 (0.034)	-0.078 (0.068)	-0.22 (0.14)	-0.089* (0.048)	-0.11*** (0.023)
4 年後	-0.13** (0.058)	-0.22*** (0.055)	-0.08 (0.076)	-0.24*** (0.034)	-0.096* (0.055)	-0.16*** (0.013)
5 年後	-0.14** (0.059)	-0.38*** (0.045)	-0.16* (0.087)	-0.66*** (0.12)	-0.073 (0.059)	-0.11*** (0.021)

注. PSW は propensity-score weighting の略。括弧は企業レベルでクラスターされた標準誤差を表示。***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%の優位水準を示す。

出所. 筆者による計算。

表7. 北東アジア系外資企業の M&A 効果の PSW 推定結果

被説明変数 説明変数	Log(売上)		Log(粗利益)		Log(従業員数)	
	外資 M&A	外資 M&A× 北東アジア	外資 M&A	外資 M&A× 北東アジア	外資 M&A	外資 M&A× 北東アジア
M&A 後の経過年	(1)		(2)		(3)	
0 年	-0.078*	-0.03	-0.10	0.26**	-0.17*	0.14
	(0.046)	(0.059)	(0.067)	(0.11)	(0.091)	(0.097)
1 年後	-0.16***	0.30***	-0.26**	0.69***	-0.13***	0.13***
	(0.038)	(0.058)	(0.11)	(0.22)	(0.028)	(0.038)
2 年後	-0.11***	0.11**	-0.032	-0.0056	-0.11***	0.0064
	(0.024)	(0.042)	(0.067)	(0.083)	(0.017)	(0.028)
3 年後	-0.06	0.14*	-0.26	0.27	-0.11***	0.0084
	(0.086)	(0.087)	(0.17)	(0.17)	(0.025)	(0.031)
4 年後	-0.24***	0.15**	-0.31***	0.41***	-0.14***	-0.084***
	(0.066)	(0.071)	(0.033)	(0.078)	(0.015)	(0.026)
5 年後	-0.42***	0.25***	-0.74***	0.55***	-0.087***	-0.14***
	(0.046)	(0.048)	(0.12)	(0.13)	(0.022)	(0.037)

注. 北東アジアは、中国、韓国、台湾、香港を含む。PSW は propensity-score weighting の略。括弧は企業レベルでクラスターされた標準誤差を表示。***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%の優位水準を示す。

出所. 筆者による計算。

表 8. 製造業とその他産業における外資 M&A 効果の PSW 推定結果

被説明変数 説明変数	Log(売上)		Log(粗利益)		Log(従業者数)	
	外資 M&A	外資 M&A× 製造業	外資 M&A	外資 M&A× 製造業	外資 M&A	外資 M&A× 製造業
M&A 後の経過年	(1)		(2)		(3)	
0 年	0.13*** (0.038)	-0.30*** (0.065)	-0.13*** (0.050)	0.14 (0.089)	0.072* (0.037)	-0.29*** (0.10)
1 年後	0.11* (0.056)	-0.26*** (0.073)	-0.0058 (0.075)	-0.11 (0.13)	-0.03 (0.056)	-0.089 (0.067)
2 年後	0.12** (0.051)	-0.29*** (0.057)	-0.079 (0.049)	0.066 (0.090)	-0.040* (0.024)	-0.10*** (0.031)
3 年後	0.16*** (0.034)	-0.26** (0.10)	0.075 (0.073)	-0.40** (0.20)	-0.04 (0.025)	-0.086** (0.034)
4 年後	-0.14*** (0.023)	-0.099 (0.080)	-0.23*** (0.042)	-0.0083 (0.075)	-0.22*** (0.025)	0.083*** (0.031)
5 年後	-0.25*** (0.052)	-0.23*** (0.050)	-0.59*** (0.16)	-0.13 (0.16)	-0.11*** (0.029)	-0.0039 (0.032)

注. 製造業は企業活動基本調査における企業の産業が製造業の場合に 1 の値を取るダミー変数。PSW は propensity-score weighting の略。括弧は企業レベルでクラスターされた標準誤差を表示。***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%の優位水準を示す。

出所. 筆者による計算。

付表

付表1. 日本企業を合併買収した外資系企業の国籍別分布

国籍	外資系企業数
ベルギー	5
ブラジル	1
スイス	5
中国	20
ケイマン諸島	21
ドイツ	12
デンマーク	2
スペイン	2
フランス	12
イギリス	9
香港	10
インド	4
アイルランド	7
イスラエル	3
イタリア	4
ルクセンブルク	3
オランダ	18
大韓民国	10
シンガポール	8
スウェーデン	6
タイ	3
台湾	13
米国	50
米国ヴァージン諸島	4

注. 合併買収の期間は2001年から2019年。
出所. 経済産業省外資系企業動向調査

付表2. 日本企業を買収した外資系企業の産業別分布

産業	企業数	産業	企業数
水産食料品製造業	1	インターネット附随サービス業	8
その他の食料品製造業	3	出版業	1
染色整理業	1	その他の運輸業	1
織物・ニット製衣服製造業	1	衣服・身の回り品卸売業	4
家具・装備品製造業	1	農畜産物・水産物卸売業	1
パルプ・紙製造業	1	食料・飲料卸売業	1
紙加工品製造業	2	化学製品卸売業	2
印刷・同関連業	2	石油・鉱物卸売業	1
医薬品製造業	7	産業機械器具卸売業	4
その他の化学工業製品製造業	1	自動車卸売業	4
石油精製業	1	電気機械器具卸売業	11
プラスチック製品製造業	4	その他の機械器具卸売業	5
ガラス・同製品製造業	3	家具・建具・じゅう器等卸売業	1
その他の窯業・土石製品製造業	1	医薬品・化粧品等卸売業	5
銑鉄・粗鋼・鋼材製造業	1	その他の卸売業	1
鍛造品・その他の鉄鋼製品製造業	1	織物・衣服・身の回り品小売業	5
非鉄金属加工品製造業	5	飲食料品小売業	2
建設用・建築用金属製品製造業	1	自動車・自転車小売業	6
その他の金属製品製造業	9	機械器具小売業	2
その他の機械・同部分品製造業	1	医薬品・化粧品小売業	1
ポンプ圧縮機器製造業	1	燃料小売業	1
一般産業用機械・装置製造業	2	その他の小売業	3
その他のはん用機械・同部品製造業	2	無店舗小売業	2
金属加工機械製造業	4	事務用機械器具賃貸業	1
特殊産業用機械製造業	8	自動車賃貸業（レンタルを除く）	2
事務用・サービス用機械器具製造業	2	学術・開発研究機関	1
計量器・測定器・分析機器・試験機・測量 機製造業	2	エンジニアリング業	1
医療用機械器具・医療用品製造業	2	その他の専門サービス業	1
光学機械器具・レンズ製造業	1	広告業	1
電子部品・デバイス・電子回路製造業	21	機械設計業	2
産業用電気機械器具製造業	2	計量証明業	3
電子応用装置製造業	1	旅館・ホテル・その他の宿泊所	3
その他の電気機械器具製造業	2	一般飲食店	5
通信機械器具・同関連機械器具製造業	5	ゴルフ場	3
自動車・同附属品製造業	9	廃棄物処理業	1
その他の輸送用機械器具製造業	4	機械等修理業	1
その他の製造業	3	労働者派遣業	4
水道業	1	建物サービス業	1
ソフトウェア業	9	テレマーケティング業	1
情報処理・提供サービス業	5	その他の事業サービス業	1

注. 合併買収の期間は2001年から2019年。

出所. 経済産業省外資系企業動向調査

付表3. ロジットモデルの記述統計

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
外資 M&A ダミー変数 (k=0 期)	312,908	0.0003	0.017	0	1
外資出資ダミー変数 $t-1$	312,908	8.63	1.36	0	16.35
輸出ダミー変数 $t-1$	312,908	0.01	0.18	-4.76	3.76
企業年齢	312,908	5.30	1.04	3.91	11.80
企業年齢の二乗	312,908	0.01	0.16	-4.25	4.94
Log(従業者一人当たり固定資産) $t-1$	312,908	0.13	0.12	0	1
売上成長率 $t-1$	312,908	1.94	1.29	-7.88	7.73
Log(特許権所有) $t-1$	312,908	0.78	6.06	0	1,705

注. 記述統計のサンプルは、外資企業による合併買収ダミー変数 (k=0)を被説明変数とするロジットモデルである。

出所. 経済産業省企業活動基本調査

付表4. 処置群と対照群の共変量のバランス (外資 M&A から 1 年後のケース)

	標準化差		分散比	
	マッチなし	マッチあり	マッチなし	マッチあり
外資出資ダミー変数 $t-1$	0.365	-0.080	20.921	1.836
輸出ダミー変数 $t-1$	0.662	0.351	1.041	0.997
企業年齢	-0.229	0.074	1.160	0.772
企業年齢の二乗	-0.155	0.001	1.109	0.254
Log(従業者一人当たり固定資産) $t-1$	0.497	0.076	0.641	0.560
売上成長率 $t-1$	-0.039	-0.036	2.288	1.688
Log(特許権所有) $t-1$	0.498	0.358	3.652	1.985

注. 外資 M&A ダミー変数 (k=1 期) を被説明変数とする推定モデルのサンプルを使って計算している。マッチなしは OLS 推定のサンプルで、マッチありは PSW 推定のサンプルである。

出所. 筆者による計算。

付表5. 代替的な経営指標のPSW推定結果

推定方法	OLS	PSW	OLS	PSW	OLS	PSW
被説明変数	Log(一人当たり売上)		Log(一人当たり粗利益)		粗利益率	
M&A 後の経過年	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0年	-0.076 (0.050)	0.048 (0.075)	0.022 (0.058)	0.11 (0.093)	0.0097 (0.010)	0.0061 (0.0040)
1年後	-0.079* (0.040)	0.012 (0.030)	-0.0043 (0.058)	0.0081 (0.080)	0.014 (0.012)	0.0026 (0.0072)
2年後	-0.037 (0.040)	0.026 (0.026)	0.0037 (0.049)	0.079 (0.061)	0.0062 (0.011)	0.034*** (0.012)
3年後	0.014 (0.038)	0.072 (0.081)	0.0092 (0.051)	-0.12 (0.15)	-0.0046 (0.011)	-0.016* (0.0090)
4年後	-0.034 (0.046)	-0.059 (0.063)	0.022 (0.062)	-0.084** (0.034)	0.016 (0.013)	-0.00066 (0.011)
5年後	-0.064 (0.045)	-0.27*** (0.057)	-0.09 (0.068)	-0.56*** (0.13)	-0.00037 (0.014)	-0.036*** (0.012)

注. PSWは propensity-score weighting の略。括弧は企業レベルでクラスターされた標準誤差を表示。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の優位水準を示す。
出所. 筆者による計算。