

Discussion Paper Series A No.573

海外進出の決定要因及び現地法人のパフォーマンス
に関する実証分析：
日本の食品関連企業の海外直接投資

三浦憲

(一橋大学大学院経済学研究科)

櫻井武司

(一橋大学経済研究所)

チャン・ティ・トゥ・チャン

(一橋大学大学院経済学研究科)

2012年6月

Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan

海外進出の決定要因及び現地法人のパフォーマンスに関する実証分析：
日本の食品関連企業の海外直接投資*

三浦憲

(一橋大学大学院経済学研究科)

櫻井武司

(一橋大学経済研究所)

チャン・ティ・トゥ・チャン

(一橋大学大学院経済学研究科)

2012年6月

* 連絡先 櫻井武司 〒186-8603 東京都国立市中 2-1 一橋大学経済研究所
Email: sakurai@ier.hit-u.ac.jp

本研究は農林水産省農林水産政策研究所が農林水産政策科学研究委託事業として京都大学に委託した「食料農業企業による開発輸入と産業内貿易活動が我が国農業に及ぼす影響に関する実証分析（2009～11年、研究代表者：加賀爪優）」の一環として、一橋大学で実施した「食品農業部門における開発輸入・技術協力企業の進出行動を規定する要因のパネル分析」の成果である。タイの食品企業データの購入には一橋大学グローバル COE プログラム「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築（拠点リーダー：深尾京司）」からも支援を受けた。また、日本を含むアジア諸国の企業データの整理は、一橋大学経済研究所大規模データ支援室の協力を得た。

【要旨】

本研究は、日本の上場食品関連企業の海外直接投資先をタイ、タイ以外のアジア、その他海外、海外投資なしに分けて投資行動を分析し、どのような上場食品企業がタイへ進出する傾向にあるのかを分析した。その結果、生産性と収益性が相対的に低い企業がタイへ進出し、現在にいたるまで撤退せずに現地法人の経営を行っていることがわかった。この点への解釈として、タイへ進出している企業は国内のみに特化した経営戦略では業績が芳しくないため、当該国への進出を決定し現地法人への投資を続けているのではないかと考えられる。次にこうしたタイに進出した日本の親企業のパフォーマンスが、現地子会社の生産性に影響するかどうかを検討した。その結果、生産性が高い親会社ほど現地子会社の従業員一人あたり売上高も高いという結果を得た。しかも、現地子会社のパフォーマンスは、親企業の短期的な生産性ショックではなく長期的な親企業の生産性に依存している。

本研究の分析結果と総合すると、タイに進出する日系食品企業は、その他の日系食品企業と比べて生産性や収益性が低い企業であるが、タイに進出している企業間で比較すると、日本の親企業の生産性が高いほどタイの子会社の生産性も高いという関係が見いだせる。このことは、食品産業空洞化で日本の親会社の業績が低迷し、研究開発への投資を怠った結果として親企業の生産性が低迷すると、タイの現地小会社の業績も悪化するということを意味する。

1. はじめに

直接投資のタイプについては、従来より水平型と垂直型に大きく二分して論じられてきた（若杉 2007）。前者は、投資国と受入国との間で生産要素費用における差異はあまり無い一方、両国間で輸送費や貿易障壁が存在する場合、あるいは財に対する消費者の嗜好が異なる場合に観察されるタイプと特徴付けられる。これは、とりわけ先進国間における直接投資に見られる。後者は、両国間での輸送費用や貿易障壁は低い一方で、財・サービスの生産要素賦存量、ひいては生産要素価格に差がある場合に観察されるタイプと特徴付けられる。日本の製造業が低い労働賃金を求めて中国や東南アジア諸国に工場を移転した事例は、垂直型直接投資の典型例である。しかしながら、近年、日本における少子高齢化や人口停滞による商品需要の低迷、現地市場の成熟など様々な市場構造やビジネス環境の変化を背景として、中国や東南アジア諸国の現地市場への参入を目的とした直接投資が増えている。すなわち、中国や東南アジア諸国との関係が、垂直型から水平型へと変容しているといえよう。その典型的な例が、日本の食品関連企業¹である（櫻井他 2010）。そこで、本研究では、日本の食品関連企業の海外投資を例にとり、海外進出の要因や親企業と子会社の業績の関係を解明し、垂直型から水平型への変化が企業行動にもたらす意義について考察する。全産業ではなく、食品関連産業を対象を絞ることにより、産業の特性に基づいた詳細で具体的な分析を行うことができると考える。

本研究では、東南アジア諸国の中でもすでに中進国となり現地市場が成熟しているタイをケースとして取り上げる。タイへの食品関連企業の進出は、2004年から2008年までの期間に参入の波が観察されている（三浦・櫻井 2011）。その要因としては、物価水準の高騰といった制約要因を上回るほどの経済成長、並びに雇用賃金の上昇に見られるような購買力の向上や市場の成熟を背景に、日本企業にとってタイ市場は販売先として魅力的になったという点があげられる。より具体的な分析内容は以下の二点である。

第一に、どのような食品関連企業がタイへ進出しているかを定量的に解明する。特に、親企業のパフォーマンスに係る変数との関連を明らかにする。近年の直接投資に関する理論研究は生産性の高い企業ほど直接投資を行う傾向にあることを主張しているが、この仮説の検証を日本の食品関連企業について実施し定量的証拠を提供する。本稿では親企業のパフォーマンスを測る指標として、従業員一人当たり付加価値（あるいは営業利益）、資本収益率（Return on Assets: ROA）、及び全要素生産性（Total Factor Productivity: TFP）を用いる。これらを企業の海外進出状況と関連付けることで、親企業とのパフォーマンスとの関連を総合的に論ずる。またタイに着目しながらも、企業の海外進出に係る意思決定は、その他の国（例えば、中国やアメリカ）への進出という選択肢とともに、内生的に決定されていることを考慮する。この同時性の問題に対処し、他国への進出の決定要因との比較作業も行う。

¹ 本稿では、食料と農業に関わる様々な業態（食品製造、流通、販売、外食）を総称して食品関連産業とし、その産業に属する企業を食品関連企業と呼ぶ。

第二に、現地法人の市場におけるパフォーマンスは同時期の親会社のパフォーマンスからの影響を受けているかどうかを検証する。² 近年国際化の進展が著しく国家を跨いだ企業レベルでの繋がり強度も増していると考えられるが、定量的にもこのような波及が見られるかどうかは実証的な課題である。企業レベルのネットワークはどのように機能しているかを、タイの日系食品関連企業に焦点をあてて定量的に明らかにする。具体的には、タイ側現地法人の財務情報と日本側親企業の財務情報を関連付けて論ずる。

2. タイ進出食品関連企業の特徴

2.1 先行研究および仮説の提示

最近の直接投資に関する文献（例えば、若杉 2007）は、企業の生産性の格差が輸出や海外生産に関する経営戦略の選択に影響を与えていることを主張している。より具体的には、輸出や海外直接投資（foreign direct investment: FDI）を行っている企業は、国内市場への販売のみに従事している企業よりも、より生産性の高い企業であることが、理論的に主張されている（Helpman, Melitz and Yaepel 2004）。しかしながら、比較的最近の直接投資に関する実証研究は、その選択が生産性のみで決まるような単純なものではないこと、あるいは生産性の影響はとて小さいことを定量的に示している。例えば、Todo (2009) は日本の製造業からなるデータを用いて、企業の TFP と FDI あるいは輸出を行うという選択との関係は、統計的に有意ではあるが、TFP の影響は無視できるほどに小さいことを示している。すなわち、直接投資を行っている、あるいは海外市場への販売を行っている日本の企業の中には、生産性が低い企業も含まれており、それを許すような市場構造が存在していることを示唆している（Todo 2009）。

このような近年の研究動向が、日本の食品関連企業のタイへの進出においても成立しているのかどうかを検討することを本節の目的とする。以下では、企業の特性の違い、とりわけ企業間の生産性の差異に焦点を当てて、実際にどのような企業がタイへ進出しているのかを定量的に明らかにする。

2.2 データ

本節では、東証 1 部または 2 部に上場している食品関連企業 96 社を対象として、日経 NEEDS Financial Quest と『海外進出企業総覧 会社別編』をマッチングさせて独自に集計したデータセットを用いる。まず、日経 NEEDS Financial Quest より 1989 年度から 2010 年度までの 22 年間に関して親企業の属性を示す変数を収集した。次に、現地子会社の情報を得るため『海外進出企業総覧 会社別編』の 2011 年版を用いて食品関連企業 96 社が 2010

² 投資目的が日本への逆輸入の場合、親企業の業績は現地法人の業績に伝播すると考えられる。逆に投資目的が現地市場での販売であると、親企業の業績とは独立に当期の現地法人の売上業績は決定されると思われる。これを検定することにより現地法人の役割の推移を論ずることが可能であり非常に興味深い論点だが、データの制約上、本稿では取り扱わない。

年10月現在に持っている現地法人431社の情報を得た。³『海外進出企業総覧 会社別編』では設立年に関する情報も掲載されているため、日経 NEEDS で収集した22年間に関して進出の有無に関するパネルデータを企業ごとに作成することが可能である。⁴

表1は食品関連企業の現地法人保有数を国別に示している。アジア諸国にはタイを含む12カ国にかけて228社の日系食品関連現地法人が存在することが分かる。国別でみると中国108社、アメリカ72社が突出しているが、タイには三番目に多い40社の現地法人が存在する。

表1 食品関連企業の地域別現地法人数

アジア		北米		EU		その他	
タイ	40	アメリカ	72	フランス	13	オーストラリア	26
中国	108	カナダ	3	ドイツ	10	ブラジル	10
シンガポール	17			オランダ	7	チリ	9
台湾	14			ベルギー	5	メキシコ	9
香港	12			イギリス	5	ニュージーランド	8
インドネシア	10			デンマーク	2	アルゼンチン	3
マレーシア	8			イタリア	2	ポーランド	2
フィリピン	6			スペイン	2	南アフリカ	2
インド	5			ポルトガル	1	トルコ	2
韓国	4			オーストリア	1	ロシア	2
ベトナム	3					ハンガリー	1
カンボジア	1					ナイジェリア	1
						コスタリカ	1
						グアテマラ	1
						ケイマン諸島	1
						パナマ	1
						ペルー	1
計	228	計	75	計	48	計	80

註：数字は現地法人の数。

出所：『海外進出企業総覧 会社別編』2011年版

³『海外進出企業総覧 会社別編』の掲載基準は、「出資比率20%以上の現地法人を1社以上持つ日本企業」である。また2010年10月に実施されたアンケート調査に基づいているが、回収率は53%であることに注意が必要である。但し、現地法人の出資企業がいずれも未回答の場合は前年版データの掲載及びプレスリリース、有価証券報告書、電話取材などを用いた捕捉を行っている。

⁴但し、2010年10月現在で存続しているということを前提にしているため、撤退の情報を含めることが出来ない。このような条件付きのもとで以下の分析を行うため、本稿は進出および存続に焦点を当てた分析である。

表 2 食品関連企業の投資目的

投資目的	タイ	アジア	北米	EU	その他
現地市場の確保	7 (33)	29 (36)	7 (32)	13 (45)	13 (25)
海外ネットワーク構築	6 (29)	19 (23)	8 (36)	4 (14)	15 (29)
労働力の確保・利用	2 (10)	12 (15)	2 (9)	1 (3)	3 (6)
ロイヤリティ取得、情報収集	1 (5)	5 (6)	1 (5)	2 (7)	4 (8)
新規事業への進出	1 (5)	3 (4)	0 (0)	1 (3)	1 (2)
日本への逆輸入	1 (5)	2 (2)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
第三国への輸出	1 (5)	1 (1)	0 (0)	2 (7)	0 (0)
資源・素材の確保・利用	0 (0)	2 (2)	0 (0)	0 (0)	6 (12)
その他	2 (10)	8 (10)	4 (18)	6 (21)	9 (18)
合計	21 (100)	81 (100)	22 (100)	29 (100)	51 (100)

註：数字は企業数。括弧内はパーセンテージ。

出所：『海外進出企業総覧 会社別編』2011年版

『海外進出企業総覧』では現地法人へのアンケートの中で、投資目的を質問している。そこで海外直接投資の目的は地域別に差があるのかどうかを検討する。但し、多くの企業については回答を得られていないため、地域別の投資目的の割合を比較することにする。投資目的の地域別分布は表 2 に要約している。⁵

タイを含むアジア諸国への進出は現地市場の獲得を目した投資であること、北米への進出は現地市場の獲得に加えて海外生産ネットワークの構築という側面も重要であること、EU への進出は主に現地市場の確保を目指した投資であることが分かる。また、タイに設立している現地法人に関して「労働力の確保・利用」の回答割合がその他のアジア諸国と比べて少ない。この表の元になっているアンケート調査は 2010 年時点のものであり、現在は現地市場志向型の経営戦略がタイにおいて主流になりつつあることを示唆している。『海外進出企業総覧』の同様の項目を用いて投資目的の時系列的な変化を分析している高橋 (2011) も、食品関連企業における海外進出の目的が、日本への逆輸入から現地市場における販売に移行しつつあると同時に、日本への逆輸入を投資目的とする海外進出企業の一部が撤退したことを示している。高橋 (2011) は地域別の時系列的推移を示したわけではないが、表 1 が示しているように食品関連企業の直接投資の多くがアジア諸国向けであることを鑑みると、垂直型から水平型への移行はアジア諸国、特に古くから投資が行われてきたタイにおいて顕著であると推測される。

このように直接投資目的は時代とともに大きく変化してきたが、どのような特徴を持った企業がタイへの進出を決定するのかについて、次節以降論ずる。

⁵ アンケートは投資目的の複数回答を許容している。また、その他に分類した投資目的は「資金調達・運用・為替リスク対策」「取引先や関連企業に随伴」「地域統括機能の強化」である。

3. 実証モデル

3.1 推計式

日系食品関連企業の直接投資の決定要因を探るための実証モデルを提示する。企業によるタイへの現地法人の設立あるいは存続は、その他の国への投資状況に強く依存していると考えられる。意思決定の同時性を考慮するため、二変量プロビット (bivariate probit) モデルまたは三変量プロビット (trivariate probit) モデルによる定式化を考える。基本的な構造は両モデルで同じのため、以下では二変量プロビットモデルに沿って説明を進める。まず、企業 i が t 年に国 1 (例えばタイ) に現地法人を保有している確率は潜在変数 D_{1it}^* を用いて次の式(1)のように、国 2 (例えばタイ以外のアジア諸国) に現地法人を保有している確率は潜在変数 D_{2it}^* を用いて次の式(2)のように表わせると仮定する。

$$D_{1it}^* = Prod_{it-1}\beta_p + x'_{it-1}\beta_x + \sum_t d_t\beta_t + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

$$D_{2it}^* = Prod_{it-1}\beta_p + x'_{it-1}\beta_x + \sum_t d_t\beta_t + \varepsilon_{2it} \quad (2)$$

$$D_{jit} = 1[D_{jit}^* > 0] \quad j=1, 2 \quad t=1, 2, \dots, T \quad (3)$$

被説明変数 D_{jit} は企業 i が t 年に国 (あるいは地域) j に実際に進出している場合 1 を取るダミー変数である。また式(1)及び(2)において、 $Prod_{it}$ は企業 i の t 年における生産性または収益性を示し、 x_{it} は制御すべき企業特性を表わす変数から構成されるベクトルであり、強外生的 (strictly exogenous) であると仮定する。さらに d_t は時間固定効果を捉える年ダミーであり、 ε_{jit} は確率的誤差項である。 ε_{1it} と ε_{2it} は時間を通じて独立ではあるが、二変量正規分布に従い共分散は ρ とする。

3.2 説明変数

以下、実際に用いる変数を説明していく。

本稿では、企業のパフォーマンスを示す指標として 3 つの変数すなわち、全要素生産性 (TFP)、労働生産性、使用総資本営業利益率 (ROA) を用いる。TFP の計測については後に詳述する。

労働生産性として、従業員 1 人当たり営業利益 (以下 LP1 と略記) および従業員 1 人当たり付加価値 (以下 LP2 と略記) を求める。⁶ LP2 の実際の計算においては、まず付加価値を営業利益に人件費、減価償却費及び税金の合計と定義した。⁷ 計算された付加価値を従業員数で割った値を、企業の労働生産性として算出した。計算過程における実質化は経済産業研究所『日本産業生産性データベース (Japan Industrial Productivity Database、以下 JIP データベースと略) 2011』の産業別デフレーターを投入、算出を区別して使用した。

⁶ すぐ後に述べる経済産業研究所『日本産業生産性データベース 2011』の中間投入デフレーターおよび産出デフレーターは 2008 年までしか利用可能でない。また次の脚注で述べるように、税金と減価償却費は欠損が甚だしいため内挿を行っている。そのため計算された付加価値の妥当性を確かめ結果の頑健性をチェックするために、従業員 1 人当たり営業利益 (LP1) も労働生産性の指標として用いることにする。

⁷ 税金 (製造原価および一般管費双方に関する税金)、減価償却費は欠損があるため、利用可能なデータを用いて内挿を行った。内挿に用いた予測式の説明変数は三変数あるいは四変数であり、決定係数はどの予測式においても 0.85 を上回った。ゆえに、分析に耐えうる予測力はあると考えられる。

TFP および労働に関する生産性に加えて、近年の企業の収益性の程度を表わす指標として、使用総資本営業利益率（ROA）を使用する。営業利益は、JIP データベースの産出デフレーターで、総資本ストックは国民経済計算体系（SNA）の設備デフレーターを用いてそれぞれ実質化を行っている。収益性が高い企業は、より多くの販売に成功していることを意味しているため、積極的な直接投資を行っている可能性が高いと考えられる。これら企業のパフォーマンスに関連する変数の係数の統計的有意性とその符号、ならびに絶対値に興味があるが、より生産性の高い企業が海外進出を選択するならば、係数の符号は正で統計的に有意となるはずである。ただし、そのような企業はタイを投資先に選ぶのかどうかは明らかではなく実証課題である。

次に説明変数 x_{it} を構成する変数を説明する。

まず企業の規模を制御する変数として、国内における期末従業員数を使用する。企業規模と輸出との関係は、理論的にも実証的にも明白な関係性は論じにくい。というのも食品製造業には多様性があり、規模の経済が働く分野とそうでない分野が含まれているからである。一般的には、規模が大きいほどコストがかかるような構造の場合、リスクの伴う輸出や直接投資を控えるであろうし、逆に規模の経済性が働くのであれば、その関係性は逆となるだろう。したがって、企業規模の影響は、タイで生産することが有利な食品の製造プロセスが規模の経済性を持つのか否かに依存する。

企業の特徴を表わす指標として、研究開発の集約度も加味する。具体的には、売上高に対する研究開発費の比率を用いることとする。研究開発費に代理されるイノベーションへの投資は企業の競争力を規定すると考えられるが、ここでの文脈では投資先での市場獲得への意欲という側面が強いだろう。海外の現地企業と比較した場合、日本企業の側に研究開発に対する比較優位が見出されれば、研究開発に力を入れている企業ほど、直接投資を行う可能性が高い。タイとの比較を考えれば、一般的には日本企業の方が研究開発において比較優位を持っているといえる。

さらに、企業の投資状況を考慮するため、売上高に対する設備投資の比率を説明変数に加える。国内の設備投資を精力的に行っている企業は、経営戦略として国内市場への販売に力を入れていると考えられるが、タイとタイ以外の国のどちらに投資を行うかについて、この変数がどのような影響を持つかは事前にはまったく予測ができない。なお、この変数は、企業の経営戦略と非常に密接な関連性を持っており、内生変数の疑いが強い。それへの対処として、1期前の値を説明変数として推計を行うが、将来まで見越した戦略を採っていると考えるのが普通であり、内生バイアスが生じてしまう可能性は高い。しかしながら、適当な操作変数がないため、本稿では先決変数として扱う。

海外事業への積極性を輸出比率（輸出額/売上高）により捉えることにする。⁸ 輸出を行っている企業は海外市場に関する情報を蓄積することができ、海外での事業展開にも有利に働くと考えられる。このようなシナジー効果を考慮すると、予想される符号の係数は正

⁸ 輸入量と海外直接投資の関連性も非常に興味深いですが、データの制約上扱えない。

であるが、輸出比率の高い企業が投資先としてどの国を選ぶかは先験的には判断できない。

直接投資を行ううえで発生する初期費用を調達できるかどうか、一般的には進出を選択するかどうか大きく影響を与える。そのため、直接投資をするかどうかの意思決定には企業が信用制約にどの程度直面しているかも考慮しなければならない。本稿では、バランスシート上の制約要因を示す代理変数として、総資産に占める負債の比率を用いる。信用制約に直面している企業は、初期費用を賄うことが難しいため、直接投資自体を控えることになると考えられる。

最後に、企業年齢または創業年も説明変数の中に含める。直接投資を行う際は、立地選択などに関わる情報をどれだけアクセス出来るかも重要な要因と考えられる。その意味では、歴史が古い企業は多くの情報を蓄積している可能性が高い。タイは食品関連企業の投資先としては、中国などと比べて長い歴史のある国である。したがって、創業年の古い企業ほどタイへの進出を行っている可能性がある。しかし一方で、昔から存在している企業は保守的な側面が存在し非効率的な傾向があれば、比較的新しい企業と比して、海外市場への進出に消極的かも知れず、その場合は、新興投資先の中国やベトナムを選ぶ可能性があり、負の符号を取ることになる。実際はどちらの効果のほうが大きいかは、推計結果より判断することとする。

以上が企業の特徴を捉えるために説明変数として用いる変数群であるが、企業側の要因のほかに市場構造の変化等のマクロ要因を考慮する必要もある。その具体的な例としては、日本とタイの為替価格の変動、両国の賃金率の格差、直接投資に伴う固定費の大きさを示す代理変数として考えられる一般物価水準などである。さらに理想的には、タイ以外の主要な投資先国のマクロ指標も説明変数に含むべきである。しかし、本稿では被説明変数に直接投資のダミー変数を採用しており、しかも以下で説明するように分析対象期間の1993年から2010年ではすでに多くの企業が進出を済ませているため、こうしたマクロ要因で進出を説明するのは難しい。実際、上記のマクロ指標を採用した定式化も試したが、マクロ指標変数群は有意な結果をもたらさなかった。そこで、本節では企業の特性と海外進出に焦点を当て、企業に共通のマクロ要因は年ダミーを用いてコントロールするという実証戦略を採ることとする。

しかしながら、推計上は以下の内生性を考慮すべきである。すなわち、観察不可能な企業特性が企業の海外進出と企業の特徴を示す変数（例えばパフォーマンス）と相関しており、見せかけの相関が生じる場合である。また、集計ショックは年次ダミーにより制御されているが、企業特有の生産性ショックは上記の変数の変動に含まれており、バイアスが生じる可能性が高い。さらには、海外市場への参入コストが企業間において異なっているという可能性もある。そこで、本稿では上記の観察不可能な企業間の異質性を時間に対して不変の固定効果とみなし、それはサンプル期間内で計測された企業変数の平均値と相関していると仮定する。すなわち、(1)式において、説明変数群の企業ごとの平均値も追加した

推計も実施し、企業の個体内変動に依拠した推計も行う。⁹

以上をまとめると、被説明変数として、当該企業が当期にタイに進出しているか否かを示すダミー変数およびタイ以外のアジア諸国に進出しているか否かを示すダミー変数の二つを用いる。説明変数としては、TFP、労働生産性、ROA といった企業のパフォーマンス指標、総雇用者数、そして研究開発集約度、設備投資比率、輸出比率、負債－資産比率、企業年齢を用いる。これらは、全て 1 期前の値を用いることとする。これら企業側の要因のほかに、市場構造の変化等のマクロ的な要因を考慮する必要があるため、時間固定効果も入れて、二変量プロビットモデルにより同時推計する。

3.3 TFP の計測

Levinsohn and Petrin (2003) の方法に従い、TFP (全要素生産性) を計測する。企業の生産関数を推計する際には、観察不可能な生産性ショックと投入量との間の相関を考慮する必要がある。この同時性の問題に対処するために、Levinsohn and Petrin (2003) は、生産性ショックの代理指標として中間投入財を使用して企業レベルの TFP を計測する方法を採用している。¹⁰ここでは推計の概要のみを述べる。

まず生産関数の形状は次のコブ・ダグラス型を考える。

$$v_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ここで、 v_{it} は企業 i の財政年 t の実質付加価値の対数値、 l_{it} は企業 i の財政年 t の期初における総従業員数の対数値、 k_{it} は企業 i の財政年 t の期初における実質有形固定資産額の対数値を示している。付加価値は、営業利益、ホワイトカラー及びブルーカラーの賃金、税金、および減価償却費の和として定義した。労働投入量に関する変数は、JIP データベースの中間投入デフレーター、有形固定資産額は SNA の民間企業設備デフレーターを用いて実質化している。また誤差項は、生産性に対応する ω_{it} および投入量の決定とは相関を持たない ε_{it} に二分される。双方とも観察不可能であるが、 ω_{it} は状態変数であり投入量に関する企業の意思決定へ影響を及ぼす。この同時性を考慮するために、以下の二つの識別に必要な仮定を導入する。まず中間投入財を考え、その需要が資本と生産性の二つの状態変数に依存していると想定する。Levinsohn and Petrin (2003) が論ずるように、一定の仮定の下ではこの需要関数は ω_{it} に関して単調増加であることが導けるため、 ω_{it} の逆需要関数を導ける。これが一つ目の仮定である。次に、同時性問題の根源となる ω_{it} の生成過程に関して、 ω_{it} が

⁹ 同様の定式化を順序プロビットに応用した研究に Contoyannis, Jones and Rice (2004) や Kawaguchi (2008) がある。

¹⁰ 関連文献に設備投資額を代理指標として用いた Olley and Pakes (1996) がある。しかしながら、設備投資額は調整費用の影響を受けるため、中間投入財よりもショックに円滑に反応にしない可能性が高い。また、Olley and Pakes (1996) は、市場から撤退する企業の存在も推計の際に考慮に入れることが可能であるが、本稿で用いるデータに関しては、全ての企業がサンプル期間内で存続しているため、サンプルセレクションは問題とならない。これらの理由により、本稿は設備投資額ではなく、Levinsohn and Petrin (2003) に従い、中間投入財を使用した。

1 階のマルコフ過程に従うと想定する。¹¹これが二つ目の仮定である。

推計は、まず先の第一の仮定を用いて、労働投入に係る係数を OLS により求める。次に推計された労働投入に係る係数および ω_{it} の生成過程に関する仮定を用いて、生産関数の残差の予測値を資本投入の係数に関して最小化するように GMM 推計を行う。¹²

推計上の実践的な問題は、中間投入量としてなにを使用するかである。これはデータの利用可能性に大きく依存するが、Levinsohn and Petrin (2003) が使用した中間投入財は、燃料費、電力費及び原材料費であった。本稿が使用するデータセット内では燃料費および原材料費が利用可能であるため、二つの変数の妥当性を比較するために Levinsohn and Petrin (2003) で提案されている特定化のテストを行った。具体的な検証法は、資本をコントロールした上で、生産性が中間投入財の単調増加関数になっていることを確かめることである。これは単純に、まず上記の推計手順により TFP (すなわち $\hat{\omega}_{it}$) を計測し、次に得られた TFP を資本投入量に回帰し、残差の予測値を保存し、最後に当該の中間投入量に回帰し、係数の統計的有意性と符号を確認すればよい。この特定化テストの結果は割愛するが、燃料費を使用した場合、有意水準 5% で正の係数を得たのに対して、原材料費を使用した場合、係数の符号は負となり統計的有意性も検出されなかった。すなわち、燃料費の方が生産性ショックを円滑に代理しているといえる。

よって、本稿では中間投入として燃料費を用いることにする。こうして得られた TFP を以下の分析で用いる。

4. 記述統計

まず使用する変数の基本統計量を掲載する (表3)。アジア以外地域進出ダミーとは、アジア以外の国に直接投資を行っていれば、1を取るダミー変数であり、北米進出ダミー、EU 進出ダミー、その他地域進出ダミーのどれかが1をとれば、正の値をとる。この変数の平均値が北米進出ダミーの平均値とさほど差が無いことから分かるように、EUやオーストラリアへ進出している企業はアメリカにも進出している。

企業変数の観察数にばらつきがあるのは、日経NEEDS Financial-QUESTに何らかの理由で掲載されていない場合があるためである。TFPも同様に、燃料費や有形固定資産額の欠損が比較的多いため、計測された実際の観察数は977である。他の先行研究 (例えばTodo 2009) と比べると、小さい値が計測されたが標準偏差も大きく企業間の生産性の格差は大きいと考えられる。¹³

次に進出地域に応じて親会社の属性が異なっているかどうかを検定するため、投資先に応じて次の三つのグループを定義する。グループ 1 は 2010 年 10 月時点でタイに事業所・

¹¹ 推計の際には多項式による近似を行う。

¹² 詳しい議論は、Levinsohn and Petrin (2003) 及びその Stata 上における推計コマンドを説明している Petrin et al. (2004) を参照して頂きたい。

¹³ Todo (2009) が計測した TFP の対数値の平均は 1.836、標準偏差は 0.517 であった。但し Todo (2009) は Olley and Pakes (1996) の手法を用いていること、製造業にサンプルを限定した推計である。

現地法人を持っていた企業群であり、グループ 2 はタイには事業所・現地法人を持っていないがタイ以外の国に最低 1 つの現地法人を持っている企業群であり、グループ 3 は海外に全く事業所・現地法人を持たない企業群である。各グループの企業数は、グループ 1 が 23 社、グループ 2 が 28 社、グループ 3 は 45 社である。こうして分けられたグループ間での企業特性に違いがあるのかを平均値の検定より考察する。表 4 は 2009 年の企業変数を取り上げている。但し TFP 及び LP2 は付加価値を用いて算出するため、2007 年の財政年の変数を関連付けている。なお、表 4 に示したのはある 1 時点の変数との関連であり、当時の景気などを反映している可能性がある。企業のパフォーマンスや特徴を長期的に計測するため、企業ごとのサンプル期間内の平均値を用いて同様の作業を行い、結果を表 5 にまとめた。

表 3 基本統計量

変数名	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
タイ進出ダミー	1941	0.19	dummy	0	1
アジア進出ダミー (タイは除く)	1941	0.32	dummy	0	1
北米進出ダミー	1941	0.30	dummy	0	1
EU 進出ダミー	1941	0.16	dummy	0	1
その他地域進出ダミー (オーストラリア、東欧、ロシアなど)	1941	0.15	dummy	0	1
アジア以外地域進出ダミー	1941	0.32	dummy	0	1
従業員数(人)	1840	3149.99	5602.86	35	49665
売上高(億)	1630	2173.58	4984.34	18.69	54031.88
営業利益(億)	1711	556.33	1093.67	-8.24	9953.76
企業年齢	2128	54.95	20.84	1	116
負債—資産比率	1508	0.50	0.20	0.10	0.95
研究開発比率	1630	0.01	0.01	0.00	0.08
設備投資比率	1630	0.02	0.03	0.00	0.47
輸出比率	1630	0.02	0.05	0.00	0.42
TFP(対数値)	977	0.67	0.91	0.13	17.40
資本収益率(ROA)	1324	0.38	0.19	0.08	1.32
従業員 1 人あたり営業利益 (LP1)	1559	18.30	8.66	-3.08	67.26
従業員 1 人あたり付加価値 (LP2)	1153	27.86	11.59	7.80	94.00

出所: 日経 NEEDS Financial-QUEST 及び『海外進出企業総覧 会社別編 2011 年版』より筆者作成。

表 4 と表 5 を合わせてみると、まず従業員数、売上高、営業利益率の比較により、タイに現地法人を持つ企業は、その他地域に進出している企業や国内市場に特化している企業

と比して、企業規模が大きいことがわかる。同様の傾向は、輸出比率にも現れている。

表 4 海外進出カテゴリー間における企業変数の比較 (2009 年)

変数名	グループ	グループ	グループ	差 (1)-(2)		差(1)-(3)	
	プ 1 (23 社)	プ 2 (27 社)	プ 3 (43 社)	平均	標準誤差	平均	標準誤差
従業員数	8870	3157	2047	5713	*** 2062	6823	*** 2229
売上高(億)	4906	2194	2068	2712	** 1218	2838	1769
営業利益(億)	1565	646 ^c	453	918	** 447	1112	** 479
企業年齢	65.74	55.07 ^c	63.71	10.67	7.30	2.03	0.77
負債・資産比率	0.488	0.448	0.473	0.041	0.048	0.015	0.045
研究開発 集約度	0.015	0.026	0.029	-0.011	0.006	-0.014	* 0.007
設備投資比率	0.035	0.012	0.018	0.023	*** 0.004	0.017	*** 0.004
輸出比率	0.101	0.020	0.011	0.081	** 0.033	0.090	*** 0.032
TFP (2008) ^a	0.320 ^b	0.452	0.768	-0.132	** 0.060	-0.448	*** 0.153
ROA	0.355	0.439	0.390	-0.084	* 0.042	-0.035	0.036
従業員 1 人あたり 営業利益	18.61	19.39	21.20	-0.77	2.31	-2.58	2.22
従業員 1 人あたり 付加価値 ^a	24.75 ^b	25.15	30.16	-0.40	2.91	-5.41	* 2.22
事業所数(タイを 除くアジア)	5.65	2.07	0.00	3.58	** 1.48		
事業所数(北米)	2.35	0.75	0.00	1.60	*** 0.51		
事業所数(EU)	1.78	0.25	0.00	1.53	** 0.57		
事業所数(その他)	3.00	0.39	0.00	2.61	*** 0.83		

グループ 1 : 2010 年 10 月時点でタイに事業所・現地法人を持っていた企業

グループ 2 : 2010 年 10 月時点でタイには事業所・現地法人を持っていないがタイ以外の国に最低 1 つの現地法人を持っている企業

グループ 3 : 2010 年 10 月時点で海外に全く事業所・現地法人を持たない企業

註 : ^a 2007 年度のデータを使用、^b 観測数は 21 社、^c 観測数は 28 社。* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

出所: 日経 NEEDS Financial-QUEST 及び『海外進出企業総覧 会社別編 2011 年版』より筆者作成。

ところが生産性に関しては、既存の研究の主張と反する結果が示されている。すなわち、海外進出している企業（グループ 1 及びグループ 2）の TFP や労働生産性は、海外進出を果たしていない企業よりも低く、特に TFP に関してはその差は統計的に有意である。関連して研究開発集約度も 2009 年に限ってはタイに進出している企業の方が有意に低い。以上のことは、タイに投資した企業は日本国内での研究開発を低下させ、生産性も低下させて

いる可能性を示している。タイ市場向けの研究開発をあまりしていないか、タイの現地法人で行っているかであろう。本稿は、食品関連産業に分析を限定しているために上記の結果が生じた可能性が高い。三浦・櫻井（2011）は、典型的な装置産業である飲料企業が 1 社もタイに進出していないことを例に取り、各企業が生産する食品および製造方法固有の特徴に理由を求めている。その説明は、タイ以外の国への進出を考える際も当てはまるだろう。

表 5 海外進出カテゴリ間における企業変数の比較（サンプル期間の平均値）

変数名	グループ	グループ	グループ	差 (1)-(2)		差(1)-(3)	
	1	2	3				
	(23 社)	(27 社)	(43 社)	平均	標準誤差	平均	標準誤差
従業員数	7243 ^a	2760	1840	4483 ***	1526	5403. ***	1650
売上高(億)	3879	1857	1574	2022 **	994	2305 *	1249
営業利益(億)	955 ^a	460 ^b	355	494 *	271	600 **	286
負債・資産比率	0.528	0.499	0.495	0.030	0.049	0.034	0.045
研究開発 集約度	0.007	0.004	0.005	0.003	0.002	0.002	0.002
設備投資比率	0.018	0.021	0.021	-0.003	0.004	-0.003	0.003
輸出比率	0.046	0.006	0.006	0.040 **	0.014	0.040 **	0.014
TFP	0.375	0.535	0.822	-0.160 **	0.076	-0.447 ***	0.162
ROA	0.327	0.424	0.384	-0.097 **	0.046	-0.057	0.037
従業員 1 人あ たり営業利益	17.99	18.18	18.92	-0.19	2.15	-0.92	1.82
従業員 1 人あ たり付加価値	26.61	26.08	29.93	0.53	2.63	-3.32	2.43

グループ 1：2010 年 10 月時点でタイに事業所・現地法人を持っていた企業

グループ 2：2010 年 10 月時点でタイには事業所・現地法人を持っていないがタイ以外の国に最低 1 つの現地法人を持っている企業

グループ 3：2010 年 10 月時点で海外に全く事業所・現地法人を持たない企業

注：^a 観測数は 23 社、^b 観測数は 28 社。* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

出所：日経 NEEDS Financial-QUEST 及び『海外進出企業総覧 会社別編 2011 年版』より筆者作成。

また表 4 では地域別の事業所数の比較も示している。各地域の具体的な構成国は以下の通りである。タイを除くアジア：中国、シンガポール、ベトナム、韓国、インド、マレーシア、香港、台湾、インドネシア、フィリピン、カンボジア（11 カ国）。北米：アメリカ、カナダ（2 カ国）。EU：オランダ、スペイン、フランス、イギリス、デンマーク、ドイツ、ベルギー、オーストリア、イタリア、ポルトガル（10 カ国）。その他：ロシア、トルコ、ハ

ンガリー、ポーランド、ニュージーランド、オーストラリア、アルゼンチン、ブラジル、チリ、ペルー、メキシコ、グアテマラ、パナマ、コスタリカ、ケイマン諸島、南アフリカ、ナイジェリア（17カ国）。どの地域においてもタイに進出している企業は、タイに進出していない企業よりも多くの現地事業所を保有し、広範な海外生産及び販売ネットワークを構築していることがわかる。

これらの議論が、様々な企業特性を制御した上でも認められるかを確かめるために、前節で示した実証モデルの推計結果を次節において考察する。

5. 推計結果

企業のパフォーマンス指標として、TFP、労働生産性、さらにROAを用いる。上述のように労働生産性に関しては、頑健性をチェックするため、従業員一人当たり営業利益および従業員一人当たり付加価値を用いる。理論的に、例えば労働の限界生産性は要素投入比率（例えば労働者1人当たり総資本）のみならず、TFPからの影響を受ける。¹⁴よって、まず実際のデータでも3つの変数の相関の程度を確かめておく必要がある。

表6は用いる変数間における単相関係数を示している。表が示しているように、これら三種の指標は互いに強く相関している。そのため、企業パフォーマンスを示す指標は順に推計式の中に入れていくことにする。

まず二変量プロビットによる推計結果を考察する。被説明変数に使用した二つのダミー変数は、タイに事業所を持っていれば1を取るタイ進出ダミーと、その他アジア諸国に事業所を持っていれば1を取るアジア進出ダミーである。¹⁵

表6 パフォーマンス指標間の相関

	TFP	LP1	LP2	ROA
TFP	1			
従業員1人当たり営業利益(LP1)	0.1403***	1		
従業員1人当たり付加価値(LP2)	0.2329***	0.9634***	1	
ROA	0.0407	0.2876***	0.2358***	1

注：* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

推計結果は表7に示している。ここでは推計された係数の値を示しているため、特に係数の符号および統計的有意性に焦点をあてる。まず、TFPはタイ進出およびアジア進出に関していずれも有意水準1%で負の符号をとった。これは、生産性の高い企業が海外直接投資を行うという理論的予測と反している。次に労働生産性も、営業利益を用いた定義およ

¹⁴ 生産関数にコブ・ダグラス型 $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ を想定すれば、労働の限界生産性は $\frac{\partial Y}{\partial L} = (1-\alpha)A\left(\frac{K}{L}\right)^\alpha$ となる。

¹⁵ 具体的なその他アジア諸国とは以下の11カ国である：中国、シンガポール、ベトナム、韓国、インド、マレーシア、香港、台湾、インドネシア、フィリピン、カンボジア。

び付加価値を用いた定義双方においてタイ進出に関しては有意に負の符号を得た。その他アジア諸国への進出については有意ではない。他方、資本収益率はタイへの進出に関しては統計的に有意な負の符号を示すが、その他アジア諸国への進出に関しては統計的に有意な正の符号を得ており、対照的な結果となった。

以上の結果から、生産性と収益性が低い企業がタイへ進出し現地法人を撤退させずに経営を行っていることが明らかとなった。この点への解釈として、タイへ進出している企業は国内のみに特化した経営戦略では業績が芳しくないため、当該国への進出を決定し現地法人への投資を続けているのではないかと考えられる。すなわち国内の業績が順調であるから、事業拡大としてタイへの進出を決定したのではなく、タイに生産拠点や販売拠点を置くことは企業にとって国内事業よりも魅力的な経営上の選択であったと考えられる。中国やインドといった新興投資先に比べて、タイは海外直接投資という点では長い歴史がある。三浦・櫻井(2011)が論じているように、従来は低賃金および安い原材料費といった安価な生産要素費用を求めてタイに進出していたが、近年はタイ市場向けの販売から販路拡大を狙った進出というように投資目的が変化している。TFP や労働生産性の係数が総じて負であるのは、タイに進出することの利点が多い企業が扱う製品および製造技術は労働集約的な性質を伴うものが多く、そのため従来型の進出動機である低賃金を理由にタイへの進出を決定したケースが多いと考えられる。一方で、収益性を示す ROA も負で有意なことから、日本社会における少子高齢化や人口停滞による食品需要の低迷による日本国内での販売業績の悪化を経験した企業、あるいは取り扱っている商品の性質上食品需要の低迷を経験しやすい企業がタイにおける現地法人を通じた販路拡大を狙い、現地法人への投資を継続しているのではないかと解釈できる。

この点に関して、その他アジア諸国への進出についても、生産性に関してはタイの場合と同じように解釈できる。しかし、収益性に関しては両者は逆になる。すなわち、中国やインドといった国への投資はリスクが高く、ある程度の損失も計算しなければならない。そのようなリスクに対応できる企業は、(生産性のレベルをコントロールした上で)国内の収益性が高い企業であるといえる。逆に、タイへの投資は古くから日系の現地法人が多く存在し現地市場の獲得という観点からも競争相手が多いためリターンは低いが、以前より進出しているため情報は蓄積されており事業に失敗するリスクも少ないと認識されているのではないかと予想される。

その他の変数に関する推計結果も考察する。前節の平均値の差の検定でも明らかになったように、タイを含むアジア諸国への進出は規模の大きい企業が果たしていることが示されている。企業年齢に関しては、タイ進出のみに関して有意に負であり、1990年以前よりタイに進出している企業が多いことと整合的な結果となった。負債—資産比率はタイへの直接投資に関して正の影響を持ち、この傾向は定式化に限らず頑健であった。これはバランスシート上で健全でない企業がタイに現地法人を持っている傾向を示しており、この結果は先のタイは低収益・低リスクと特徴付けられる投資先として認識されているという解

積の傍証となるだろう。研究開発に力を入れている企業ほど、その他のアジア諸国に投資を行っていることが明らかとなった。中国への投資が 2005 年以降 35 件行われたことから、新興投資国の現地市場で一定のプレゼンスを確保するため研究開発費用への配分を高めている企業が新興国への投資を行うという直感的な説明が可能である。次に設備投資比率は、先の生産性の議論と同様に、労働集約的な食品を扱っている企業は国内ではなくタイに生産拠点を持っているとして解釈できる。他方で飲料を取り扱っている企業は、タイに進出していない。ビールや缶ジュースの製造などは資本集約的な装置産業であり、設備投資比率も高くなるのが背景にあり、製品の特徴に大きく依存している変数であることが分かる。最後に、輸出比率に関する結果、タイを含むアジア諸国への海外進出と当該企業の輸出行動は補完的な役割を果たしているといえる。

しかしながら、以上の推計結果は内生性の問題を考慮していないため、それへの対処戦略としてサンプル期間内の平均値を追加した前述の“固定効果”付きの二変量プロビットモデルの推計を行った。この推計の利点は内生性を考慮している点のみならず、個体内変動の係数は短期的な反応を、平均値にかかる係数は長期的な反応を示していると解釈できる点である。その結果は表 8 である¹⁶。

TFP の係数は有意ではなく、平均値においては有意水準 1% で負の値を得ている。すなわち、TFP のタイ進出への影響は短期的な変動よりも、より長期の企業特有の生産技術などに依存していることが分かる。他方で、アジアへの進出に関しては短期的な生産性ショックも有意に現地法人の設立および存続に影響を及ぼしている。この結果は、タイよりも中国やインド、ベトナムといった国への進出が新しい傾向であることと整合的である。

労働生産性に関しては、前述の通り労働集約的な産業がタイへ進出している傾向が見取れるが、統計的に有意ではない。¹⁷ またアジア諸国への投資は短期的な労働生産性の変動からの影響を受けるようだが、従業員数を制御していることから短期的な景気変動に起因する業績悪化を通じた影響と考えられる。ROA に関する結果より、平均的に収益性の低い企業がタイへ進出していることが明らかとなり、先の結果の解釈を支持している。

その他の変数に対しては概ね、固定効果を考慮していない結果と整合的な結果が得られている。¹⁸ 研究開発や設備投資は、企業の長期的な戦略変数であることから短期的な変動にはほとんど反応しないことが分かる。一方で輸出は、短期と長期で異なる様相を見せている。すなわち短期的に輸出活動は海外事業と代替的な関係にあるが、長期的にはアジア進出と補完的な関係にあることが明らかとなった。

今までの議論は全て係数の統計的有意性および符号に着目した議論を展開してきたが、どの程度各変数の上昇が海外進出への確率を高めるかという点も同様に重要である。表 8 のモデル 1 は、共分散が 0 であるという帰無仮説の対数尤度比検定を行った結果 10% 有意

¹⁶ “固定効果”付き二変量プロビットモデルの特定化では企業年齢の代わりに、創業年を用いる。

¹⁷ ここでは、各企業が扱う製品の性質は固定効果として考えられる。

¹⁸ 創業年の係数の解釈は企業年齢の係数の解釈と逆になることに注意を要する。

水準でも棄却できないため、各々の式についてプロビット推計を行った方が効率的な係数が得られる。そこで、モデルをプロビット推計し、各変数の平均値において限界確率を求めた。するとサンプル期間内の TFP の平均が 1 標準偏差分(0.814)上昇すると、タイに進出する確率は 22.2%、タイ以外へのアジアへ進出する確率は 26.4%それぞれ減少することが明らかになった。¹⁹ 産業や取り扱う製品の違いに起因する生産技術の差異が、アジア諸国への海外進出に大きな影響を与えていることが確認された。

次に今までのモデルを拡張して、北米や EU 地域で主に構成されるその他地域への直接投資も分析の中に組み込む。そのために、被説明変数は今までの 2 つに加えて、アジア地域以外の国に現地法人を持っていれば 1 をとるダミー変数を加えて、三変量プロビットモデルを行う。先に示した通り、圧倒的にアメリカへの投資が多く、オーストラリア、フランスがそれに続く。故にこのダミー変数は様々な国を混合しているが、主に欧米諸国を扱っていると考えて解釈を行っていく。²⁰ 用いる説明変数は二変量プロビットモデルと同様である。

表 9 および表 10 はその結果を示している。タイ進出に関しては、二変量プロビットモデルを使用した結果と定性的に同じ結果を得た。よって、ここでは新たに加えたアジア諸国以外への海外進出のダミー変数に関する推計結果と対比しながら論ずることにする。まず表 9 より、TFP および ROA に関して考察しよう。TFP の係数はアジア諸国と同様に、アジア諸国以外への海外進出の推計式においては 1%水準で有意に負の符号を得た。すなわち、日本の食品関連企業は投資先に関係なく TFP で見たときの生産性が低い企業が直接投資を行っており、技術レベルの高い企業は国内に留まることを示している。ROA に対する係数は有意な結果を得られなかった。

労働生産性に関しても TFP と同様にアジア諸国以外への海外進出の推計式において負の符号を得ている(表 10 のモデル 4)。但し係数の絶対値は、アジア諸国よりも低いことから、海外進出をしている企業の中では資本集約的な性質を持つ産業が欧米諸国に進出している傾向を示唆するが、国内企業のほうがより資本集約度は高いことが明らかとなった。

その他の企業特性に関しては、負債—資産比率が負で有意となり、タイへ進出している企業は財政面で健全とはいえない企業が多いこととは対照的に、資金繰りに余裕のある企業が欧米への投資を行っていることがわかる。また輸出比率に係る係数はアジア諸国同様に、直接投資と輸出行動が補完的な役割にある事が認められる。²¹

¹⁹ タイ以外へのアジア進出ダミーを被説明変数にしたプロビット推計は、個体内変動に関する TFP の係数も有意に負となった。1 標準偏差(0.910)の TFP の上昇はアジアへ進出する確率を 28.6%減少させる。タイ進出ダミーに関しては、二変量プロビット推計結果と同様にこの係数は有意とならなかった。

²⁰ 北米地域および EU 地域に絞ったダミー変数を用いた場合も、後の推計結果と定性的に同じ結果を得ている。

²¹ 以上の議論が企業の異質性を考慮してでもなお成立するか否かを調べるため、説明変数のサンプル期間内における平均値も説明変数群に追加した推計を行ったが、計算量の負荷がかかり推定できなかった。よって、三変量プロビットの結果は内生性の問題に対処しきれていない可能性が高い。但し、本稿がタイへの進出行動の理解に重きを置いているという観点からは、頑健性の確認の意味合いが強い作業であり、結果が変わらないことから、二変量プロビットモデルの結果は信頼度の高いものだと考える。

表 7 海外進出の決定要因(二変量プロビット推計)¹

	モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4	
	タイ	アジア	タイ	アジア	タイ	アジア	タイ	アジア
TFP	-1.345*** [0.274]	-1.716*** [0.282]						
LP1			-0.032*** [0.005]	0.002 [0.004]				
LP2					-0.027*** [0.005]	-0.012*** [0.004]		
ROA							-0.804*** [0.209]	0.504*** [0.189]
従業員数 (1000 人)	0.053*** [0.011]	0.032** [0.016]	0.099*** [0.010]	0.079*** [0.016]	0.081*** [0.010]	0.056*** [0.015]	0.096*** [0.011]	0.079*** [0.016]
企業年齢	0.007*** [0.003]	-0.003 [0.002]	0.010*** [0.002]	-0.0002 [0.0021]	0.010*** [0.003]	-0.0001 [0.0021]	0.008*** [0.002]	0.001 [0.002]
負債-資産比率	0.561** [0.279]	-0.422* [0.235]	0.511** [0.226]	-0.154 [0.203]	0.931*** [0.256]	0.008 [0.221]	0.395* [0.211]	-0.116 [0.210]
研究開発集約 度	8.163 [6.044]	19.387*** [6.258]	6.880 [5.823]	19.219*** [5.906]	10.043* [5.905]	19.410*** [6.035]	6.725 [5.716]	19.941*** [5.942]
設備投資 比率	-6.843*** [2.524]	-1.644 [1.384]	-5.317** [2.250]	-0.383 [1.346]	-5.162** [2.190]	-0.540 [1.270]	-5.861*** [2.211]	-0.086 [1.352]
輸出比率	3.556*** [0.902]	3.256*** [0.997]	3.249*** [0.838]	3.168*** [1.166]	3.878*** [0.860]	4.380*** [1.109]	3.210*** [0.810]	3.372*** [1.172]
H ₀ : $\rho=0$ ²		0.02		0.00		0.00		0.00
擬似対数尤度		-828.73		-1148.08		-913.03		-1154.58
有意水準		0.00		0.00		0.00		0.00
標本数		968		1266		1041		1266

注：¹括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差。全てのモデルで年次ダミーを含む。* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

²誤差項間の共分散が 0 を帰無仮説とする対数尤度比検定の p-値。定式化 1 では有意水準 5%、その他の定式化では有意水準 1%で帰無仮説は棄却された。すなわち、全ての定式化で誤差項間に結合分布を想定し同時にプロビット推計した方が推計上、効率性が高まることを示唆する。

表 8 海外進出の決定要因（“固定効果”二変量プロビット推計）¹

	モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4	
	タイ	アジア	タイ	アジア	タイ	アジア	タイ	アジア
TFP	-0.222 [0.536]	-0.973** [0.433]						
LP1			-0.018 [0.015]	-0.030*** [0.010]				
LP2					-0.011 [0.012]	-0.025*** [0.009]		
ROA							0.748 [0.725]	-0.124 [0.700]
従業員数 (1000 人)	0.096* [0.056]	0.157** [0.078]	0.065 [0.055]	0.026 [0.093]	0.039 [0.063]	0.094 [0.090]	0.076 [0.054]	0.049 [0.086]
創業年	-0.004 [0.003]	0.008*** [0.003]	-0.008*** [0.003]	0.001 [0.002]	-0.008*** [0.003]	0.002 [0.002]	-0.005* [0.003]	0.000 [0.002]
負債-資産比率	1.564* [0.842]	-1.603* [0.820]	1.097* [0.627]	-0.160 [0.590]	1.253* [0.699]	-0.799 [0.648]	1.200* [0.653]	0.018 [0.577]
研究開発集約 度	-3.918 [13.958]	-9.172 [14.433]	8.078 [9.898]	1.359 [10.381]	3.860 [13.074]	6.453 [12.715]	10.170 [9.706]	3.215 [10.879]
設備投資 比率	0.228 [2.762]	2.300 [1.647]	-0.371 [2.323]	1.410 [1.668]	0.609 [2.345]	1.637 [1.639]	-0.035 [2.091]	1.225 [1.754]
輸出比率	-0.832 [2.278]	-7.426** [3.526]	-0.283 [1.443]	-6.960** [2.890]	0.451 [2.221]	-5.904 [3.749]	-0.525 [1.421]	-7.016** [2.968]
TFP(平均)	-1.817*** [0.621]	-1.010** [0.473]						
LP1(平均)			-0.017 [0.016]	0.036*** [0.011]				
LP2(平均)					-0.021 [0.013]	0.015 [0.010]		
ROA(平均)							-1.761** [0.765]	0.937 [0.730]
従業員数 (平均)	-0.053 [0.055]	-0.133* [0.078]	0.034 [0.053]	0.048 [0.095]	0.049 [0.063]	-0.041 [0.092]	0.021 [0.053]	0.025 [0.087]
負債-資産比率 (平均)	-1.743* [0.942]	1.083 [0.880]	-0.884 [0.695]	0.251 [0.637]	-0.725 [0.775]	0.883 [0.715]	-1.185* [0.715]	0.197 [0.627]
研究開発集約 度(平均)	25.690 [24.589]	51.254* [27.073]	-0.282 [16.620]	23.024 [17.444]	14.308 [22.851]	15.948 [22.534]	-2.931 [16.286]	22.070 [18.208]
設備投資比率 (平均)	-50.325*** [8.771]	-19.951*** [5.423]	-28.532*** [5.938]	-3.848 [4.464]	-35.417*** [8.037]	-7.946 [4.852]	-31.055*** [5.259]	-1.039 [4.460]
輸出比率 (平均)	6.761 [4.156]	21.007*** [6.257]	6.871*** [2.510]	21.526*** [4.509]	6.059 [4.058]	21.210*** [6.519]	6.623*** [2.412]	22.709*** [4.654]
H ₀ : ρ=0 ²		0.18		0.00		0.00		0.00
擬似対数尤度		-786.93		-1089.48		-883.57		-1094.50
有意水準		0.00		0.00		0.00		0.00
標本数		968		1266		1041		1266

註 ¹ 括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差。全てのモデルで年次ダミーを含む。* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

² 誤差項間の共分散が 0 を帰無仮説とする対数尤度比検定の p-値。

表9 TFP及びROAと海外進出（三変量プロビット推計）¹

	モデル1			モデル2		
	タイ	アジア	その他	タイ	アジア	その他
TFP	-1.326*** [0.256]	-1.643*** [0.271]	-1.814*** [0.264]			
ROA				-0.845*** [0.207]	0.513*** [0.197]	0.180 [0.202]
従業員数(1000人)	0.053*** [0.010]	0.036** [0.017]	0.038** [0.017]	0.094*** [0.011]	0.079*** [0.017]	0.085*** [0.018]
企業年齢	0.006** [0.003]	-0.003 [0.002]	0.001 [0.003]	0.006*** [0.002]	0.000 [0.002]	0.004* [0.002]
負債・資産比率	0.666** [0.272]	-0.340 [0.235]	-0.826*** [0.270]	0.499** [0.210]	-0.131 [0.215]	-0.668*** [0.213]
研究開発集約度	9.179 [6.125]	17.786*** [6.472]	4.454 [6.467]	7.360 [5.814]	19.567*** [5.870]	4.509 [6.259]
設備投資比率	-6.690*** [2.553]	-1.729 [1.502]	-0.929 [1.452]	-6.050*** [2.262]	0.120 [1.344]	-0.045 [1.482]
輸出比率	3.528*** [0.877]	3.519*** [0.995]	4.376*** [0.987]	3.214*** [0.820]	3.408*** [1.197]	4.057*** [1.251]
Ho: $\rho=0$ ²		0.00			0.00	
擬似対数尤度		-1175.15			-1656.80	
有意水準		0.00			0.00	
標本数		968			1266	

註：¹括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差。全てのモデルで年次ダミーを含む。* $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$

²誤差項間の共分散が全て0であるという帰無仮説を持つ対数尤度比検定のp-値。

以上の推計結果は次のように要約される。タイへ進出している企業は、生産性、収益性が共に低い企業と特徴付けられる。このような企業は国内の売上業績が順調であるから事業拡大を目してタイへ進出したのではなく、タイに現地法人を置く事は企業にとって経営上国内事業への投資よりも魅力的な選択肢であったといえる。生産性の結果は、タイ進出企業の多くが労働集約的な性質を伴う製造技術に立脚した商品を扱っており、安い人件費を求める必要があったことを定量的に示しているといえる。また、収益性の結果は、日本国内での販売実績の悪化を経験した企業がタイへの販路拡大を目して、進出を行っていることを定量的に示しているといえる。残念ながら、この二つの動機の時間を通じた影響力の大きさの変容を検証することは出来なかったが、本節の結果は次なる分析の足がかりとなる。

最後に、推計モデルの改善点を記しておく。Todo (2009) が指摘するように、海外直接投資に関しては強い状態依存性 (state dependence) が存在する。実際、我々のデータでも海外直接投資を行ってれば 1 をとるダミー変数の当期と前期の単相関係数は 0.94、二期前とのそれは 0.88 と非常に高い (どちらも有意水準 1% で有意)。このような海外直接投資の粘着性に対処するためには、動学的な推計構造を持つ定式化が必要である。²² この点を考慮した海外進出の決定要因の推計は今後の課題である。

表 10 労働生産性と海外進出 (三変量プロビット推計)¹

	モデル 3			モデル 4		
	タイ	アジア	その他	タイ	アジア	その他
従業員一人当たり営業利益(LP1)	-0.034*** [0.006]	0.001 [0.005]	0.000 [0.004]			
従業員一人当たり付加価値(LP2)				-0.029*** [0.005]	-0.013*** [0.004]	-0.009** [0.004]
従業員数(1000人)	0.097*** [0.010]	0.085*** [0.018]	0.085*** [0.018]	0.081*** [0.009]	0.061*** [0.016]	0.060*** [0.016]
企業年齢	0.009*** [0.002]	0.000 [0.002]	0.004* [0.002]	0.008*** [0.003]	-0.001 [0.002]	0.003 [0.003]
負債-資産比率	0.612*** [0.223]	-0.165 [0.203]	-0.680*** [0.211]	1.019*** [0.253]	-0.007 [0.219]	-0.380 [0.235]
研究開発集約度	7.783 [5.921]	18.673*** [6.105]	4.295 [6.267]	11.516* [6.057]	19.527*** [6.433]	6.832 [6.405]
設備投資比率	-5.491** [2.261]	-0.793 [1.448]	-0.139 [1.477]	-4.974** [2.139]	-0.915 [1.368]	0.303 [1.398]
輸出比率	3.224*** [0.849]	3.253*** [1.215]	3.986*** [1.255]	3.692*** [0.857]	4.436*** [1.108]	5.331*** [1.083]
$H_0: \rho=0$ ²		0.00			0.00	
擬似対数尤度		-1648.93			-1284.73	
有意水準		0.00			0.00	
標本数		1266			1041	

注：¹ 括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差。全てのモデルで年次ダミーを含む。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

² 誤差項間の共分散が全て 0 であるという帰無仮説を持つ対数尤度比検定の p -値。

²² 例えば、Devicienty and Poggi (2011) はイタリアの家計調査データを用いて貧困状態と社会的排除との関連性を、状態依存を考慮した動学的二変量プロビットモデルにより実証している。観察不可能な異質性に関しては、本稿と同様にサンプル期間内の平均により制御している。

6. 親会社のパフォーマンスは現地法人のパフォーマンスに影響を与えるか

6.1 タイへの進出動向

前節までは、親企業のタイへの進出及び現地法人の存続の決定要因を考察してきたが、本節より現地法人の経営パフォーマンスに焦点を移す。まず、日本の食品関連企業のタイ現地法人の情報を東洋経済新報社の『海外進出企業総覧 国別編』の各年版に基づいてパネルデータにまとめた。作成したパネルデータは、1993年版から2011年版までの18年間、97社をカバーし、以下の項目を含む：現地法人名、操業開始年、資本金、現地従業員数、日本人従業員数、売上、事業内容、日本側出資企業名とその出資比率、現地企業名とその出資比率、さらにその他の出資企業名とその出資比率。この『海外進出企業総覧』は、日本の食品関連企業の海外進出の現状と時系列的な変化を捉えるのには最適なものだと考えられるが、同書への情報の提供は企業にとって任意なので、幾つかの問題点がある。一点目は売上等の幾つかの変数において、欠損が甚だしいことである。二点目は全ての日系食品関連企業を網羅しているデータベースではないことである。とりわけ、比較的規模の大きな会社と現地法人の情報は含まれているが、中小企業の動向は完全には反映されていないと思われる。他にも、現地法人の創業年と掲載年が異なる、あるいは撤退していないにもかかわらず途中で情報が掲載されなくなるなどの問題点もある（櫻井他 2010、高橋 2011）。

以上のような問題点があるため、正確にタイへの進出動向を反映するためのサンプル企業の選別条件を次のように設定した。

条件 1. 設立が 1993 年以前の場合で、かつ 2010 年までデータがあれば採用。

条件 2. 設立が 1993 年以前の場合で、かつ途中からデータが掲載されなくなった場合は、解散・廃業を確認できれば採用。確認できない場合は不採用とし、サンプルから落とす。

条件 3. 設立が 1993 年以降の場合で、かつ設立年かその翌年程度から 2010 年までのデータがあれば採用。

条件 4. 設立が 1993 年以降の場合で、かつ途中からデータが掲載されなくなった場合は、解散・廃業が確認できれば採用。確認できない場合は不採用とし、サンプルから落とす。

なお、条件 2 と条件 4 における解散・廃業の確認には出資企業のウェブページないしは有価証券報告書により判断した。以上の条件で採用された企業は、106 社のうち、67 社となった。選ばれた 67 社の企業を扱うことで、各変数に対して、市場への参入及び市場からの退出を考慮した時系列のグラフを作成することが可能となる。

まず、現地法人総数の推移を示したのが図 1 である。幾つかの期間で市場からの撤退が参入を上回っているが、サンプル期間を通して総じて日系現地法人の数は増えていることが分かる。より詳細に図 1 をみていくと、まず 1993 年から 1997 年、すなわち通貨危機が起きる頃まで順調に増加したことが分かる。次に、通貨危機が起きた 1997 年以降の約 5 年

間は横ばい、あるいは減少傾向にあった。そして、2002年から徐々に増加傾向に転じ始め、とりわけ2004年から2006年にかけては10社ほど企業数が増加したことが分かる。近年はまた横ばいの状況が続いたが、2009年から2010年にかけて再び参入の傾向にある。

図2は、タイ市場への参入状況並びに退出状況を年度別に示した図である。1993年以前に設立された企業は61社中半数の30社であった。また、最も設立年が古い企業は砂糖の製造を行っているCholburi Sugar & Trading Co., Ltd.であり、1960年に創業している。

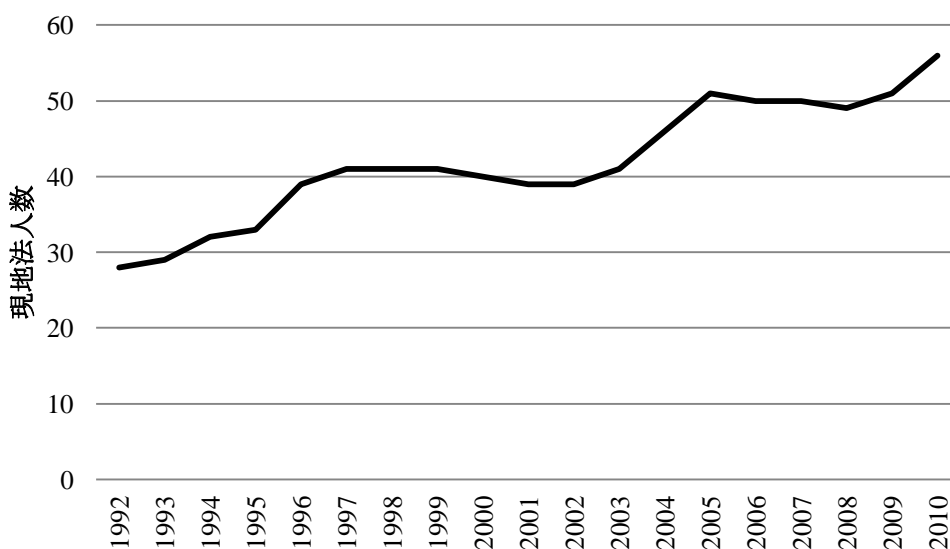


図1 タイ日系食品関連現地法人の推移

出所：『海外進出企業総覧 国別編』より筆者作成

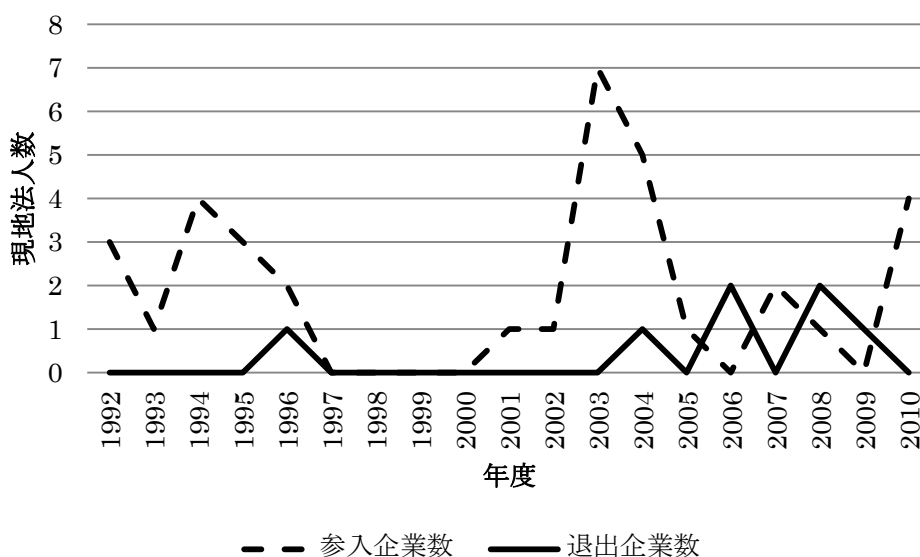


図2 日系食品関連企業のタイへの参入及び退出

出所：『海外進出企業総覧 国別編』より筆者作成

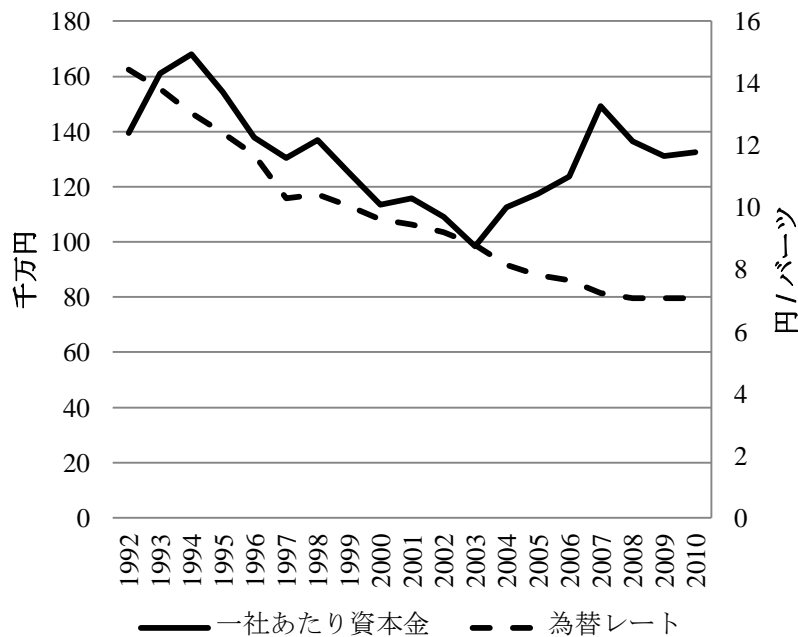


図3 一社あたり資本金と為替レートの推移

出所：『海外進出企業総覧 国別編』より筆者作成

図2が示すとおり、図1と同様、参入の第一波は1993年から1995年に見え、第二波は2002年から2005年にかけて見える。一方で、図2は近年ではタイ市場からの退出が増えていることを示しており、その結果、見かけ上では企業数が横ばいに見えることがわかる。

次に条件を満たした67社の現地法人のデータを用いて、年毎の一社当たり資本金の推移を求めた。タイに設立された現地法人の規模がどのように推移したかを見るのが目的である。計算にあたっては、IMFのInternational Financial Statistics (IFS) により入手した為替レート (PPP 換算) を用いて、全てのデータを円に換算している。それを示したのが図3である。使用した為替レートも同時に図示しているが、近年まで一貫してパーツに対して円高傾向であるが、直近3年間は安定した推移を示している。まず、1992年から1994年にかけては、円高傾向であったにも関わらず、増加傾向を示しており、この期間に参入した企業が平均を引き上げた可能性が高い。次に1994年から2003年にかけて対象期間中一社あたり資本金は減少傾向にあったが、企業規模が縮小したというよりは、円高を反映したものであろう。そして、2003年から2007年にかけて現地法人の規模は拡大していることが伺える。この時期も図2が示しているように、参入の大きな波があったため、これらの企業は以前より存在したタイの現地法人の規模よりも相対的に大きかったと思われる。近年は再び減少傾向がみられるが、為替レートが安定的な動きを見せていることから事業の縮小及び比較的事業規模の大きい現地法人がタイ市場から退出したことに起因しているだろう。しかし、図2が示しているように直近の2010年度は参入傾向にあり、今後平均的

な事業規模も回復傾向に転じる可能性が高い。

6.2 記述統計および回帰分析

本節では、既にタイに設立された食品関連の日系現地法人の財務データを用いて、親企業のパフォーマンスが現地子会社のパフォーマンスに伝播しているかどうかを定量的に検証する。

実証戦術は単純であり、被説明変数に子会社のパフォーマンスを測る指標として従業員1人あたり売上高を用いて、それを同じ決算期の親会社のパフォーマンス指標および現地法人の特性に回帰する。ここでの従業員数は現地従業員数と日本人従業員数の和である。親会社の業績を示す変数として、第2節同様 TFP、労働生産性(従業員一人当たり付加価値)、ROA を用いる。現地法人の特性として、資本金(千万円)、企業年齢、総従業員数の3つの変数を導入する。

親企業の変数は日経 NEEDS Financial-QUEST より得るため、本分析は東証1部または2部に上場している比較的規模の大きい食品関連企業を親会社に持つ現地法人に限られる。また売上高のデータは欠損値が多く存在しており、また調査年度は異なるが、掲載されている売上高の記録は同じ決算期のデータというケースも多い。そのため、実際に使用するサンプル数は非常に少ない。しかし、本分析からも一定の傾向は見て取ることが出来るだろう。

推計で用いる変数の基本統計量は表11にまとめた。従業員1人あたり売上高が35万円以下になるサンプルは異常値として判断し、分析から除外している。

表11 基本統計量

変数	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数					
従業員1人あたり売上高(万円)	92	5427.74	6725.32	38.44	35468.13
説明変数					
親会社に関する変数					
TFP	46	0.47	0.28	0.17	1.27
TFP(1989年から2010年までの平均値)	70	0.47	0.24	0.18	0.84
従業員一人当たり付加価値	50	22.48	8.55	8.74	41.72
ROA	62	0.33	0.13	0.16	0.67
現地法人に関する変数					
資本金(千万円)	89	153.51	259.89	2.83	1884.32
企業年齢	92	10.86	5.36	1	23
総従業員数	92	424.20	563.57	9	2924

出所：日経 NEEDS Financial-QUEST および『海外進出企業総覧 国別編』より筆者作成。

推計結果は表 12 に示している。親企業のパフォーマンス指標に関して、1 つずつ推計式に導入した(モデル 1-3 およびモデル 4-6)定式化と 3 つの指標全てを導入した定式化(モデル 7)に大別される。モデル 1-3 とモデル 4-6 の違いは、年ダミーを含むか否かである。どのモデルにおいても、ハウスマン検定は変量効果モデルを支持したため、その結果のみを掲載している。

親企業のパフォーマンス指標に関しては、モデル 1、4、7 の結果より TFP が高い企業ほど現地子会社の従業員一人あたり売上高も高いという結果を得た。一方で親企業の労働生産性や収益性を示す ROA は頑健な結果を得ることが出来ず、現地法人のパフォーマンスに影響していないといえる。

表 12 現地子会社の生産性の決定要因¹

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4	モデル 5	モデル 6	モデル 7	モデル 8
親企業のパフォーマンス								
TFP*1000	2.848			14.231***			12.217***	-0.794
	[1.995]			[3.783]			[4.121]	[4.920]
TFP*1000 (平均)								21.481***
								[7.609]
LP2		47.327			123.848		11.376	87.771
		[58.141]			[92.015]		[104.798]	[92.443]
ROA*1000			-5.848			-14.557***	-7.329	1.417
			[6.307]			[5.072]	[5.449]	[6.650]
現地法人の特性								
資本金(千万円)	2.027	4.939	2.427	-0.134	-5.214	-2.485	-2.353	2.525
	[3.592]	[3.590]	[3.323]	[4.193]	[7.210]	[5.360]	[5.511]	[4.412]
企業年齢	-1.873***	-1.211***	-1.804***	-11.392***	-9.962*	-7.750	-11.769***	-12.577***
	[0.671]	[0.455]	[0.569]	[4.058]	[5.920]	[5.284]	[4.088]	[3.018]
従業員数	-3.172*	-2.551*	-4.386***	1.772	-1.369	-1.076	1.827	4.815**
	[1.867]	[1.494]	[1.534]	[1.508]	[1.395]	[0.776]	[1.814]	[1.987]
定数項	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
時間固定効果	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES	YES
Wald 統計量	20.66	27.09	25.74	81.07	50.87	82.98	116.16	198.44
有意水準	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
観察グループ数	9	9	11	9	9	11	9	9
標本数	44	48	60	44	48	60	43	43

註：¹ 括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差。推計は全て変量効果モデルを使用。* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

そこでマクロ的な景気変動や企業個別的なショックに起因する親企業の生産性の変動からの影響を現地法人が被るかどうかを検証するため、親企業のサンプル期間内の TFP 平均値も入れて推計を行った。その結果は、モデル 8 の列である。これが示すとおり、現地子会社の業績は親企業の短期的な生産性ショックではなく、長期的な親企業の生産性に依存していることがわかった。

現地子会社の変数の結果では、企業年齢が全ての定式化で負の符号を示しており、統計的有意性も総じて高いという結果を得た。これは近年参入した企業が高い業績をあげているなか、古くからタイで営業している現地法人は低い業績に甘んじていることになる。先に示したとおり、参入がある一方で退出する現地法人も多いという事実も、結果の妥当性を支持するだろう。

以上の単純な分析より、現地法人のパフォーマンスは親企業の生産性に依存していることが分かる。前節で得られた結果と総合すると、食品関連企業に限定すればタイにはそもそも生産性の低い企業が進出する傾向にあるが、設立された現地法人の業績は親企業の生産性と強く相関している。すなわち、進出した企業の中では相対的に生産性の高い親企業を持つ現地子会社が高いパフォーマンスをあげていることになる。

しかしながら、ここでの分析結果は逆の因果関係、すなわち現地子会社の存在が親企業の生産性にもたらす効果を捉えている可能性も否定できない。よって、ここでは親企業の業績と現地法人の業績の間に正の相関があるということしか結論付けられない。どのようなメカニズムが背後にあるかを探るためには、より詳細な分析が必要である。

7. 結論

本稿は、まず日本の上場食品関連企業のうちどのような企業がタイへ進出しているのかを分析した。その結果、生産性と収益性が低い企業がタイへ進出し現地法人を撤退させずに経営を行っていることがわかった。この点への解釈として、タイへ進出している企業は国内のみに特化した経営戦略では業績が芳しくないため、当該国への進出を決定し現地法人への投資を続けているのではないかと考えられる。すなわち国内の業績が順調であるから、事業拡大としてタイへの進出を決定したのではなく、タイに生産拠点や販売拠点を置くことは企業にとって国内事業よりも魅力的な経営上の選択であったと考えられる。中国やインドといった新興投資先に比べて、タイは海外直接投資という点では長い歴史がある。三浦・櫻井 (2011) が論じているように、従来は低賃金および安い原材料費といった安価な生産要素費用を求めてタイに進出していたが、近年はタイ市場向けの販売から販路拡大を狙った進出というように投資目的が変化している。TFP や労働生産性の係数が総じて負であるのは、タイに進出することの利点が多い企業が扱う製品および製造技術は労働集約的な性質を伴うものが多く、低賃金を理由にタイへの進出を決定したケースが多いと考えられる (垂直型)。一方で、収益性を示す ROA も負で有意なことから、日本社会における少子高齢化や人口停滞による食品需要の低迷により日本国内での販売業績の悪化を経験した

企業がタイにおける現地法人を通じた販路拡大を狙い、現地法人への投資を行っていると解釈できる（水平型）。すなわち、現時点では、タイへ進出している日本の食品関連企業には、両者が混在しているといえよう。

次に、こうした日本の親企業のパフォーマンスが、現地子会社の生産性に影響するかどうかを検討した。その結果、TFPが高い親会社ほど現地子会社の従業員一人あたり売上高も高いという結果を得た。しかも、現地子会社のパフォーマンスは、親企業の短期的な生産性ショックではなく長期的な親企業の実績に依存している。一方で親企業の労働生産性や収益性を示すROAの現地子会社のパフォーマンスに対する影響は頑健には見出せなかった。

以上の結果と総合すると、食品関連企業に限定すればタイにはそもそも生産性の低い企業が進出する傾向にあるが、設立された現地法人の実績は親企業の実績と強く相関していることになる。このことは、食品産業空洞化で日本の親企業の実績が低迷し、研究開発への投資を怠る結果、生産性が低迷すると、タイの現地子会社の業績も悪化するということの意味する（ただし、日本の親企業がタイの現地子会社と比べて十分に大きく、タイ側から日本への影響は小さいと仮定する）。親会社とは独立にパフォーマンスが上昇するよう、タイの現地法人の研究開発機能を強化するなどの対策が必要になるだろう。

参考文献

- 櫻井武司・阿部安茂・川崎理洋・木附晃実（2010）、「日系食料農業企業の活動とその影響：タイとベトナムを中心に」農林水産省農林水産製作研究所研究委託事業『食料農業企業による開発輸入と産業内貿易活動が我が国農業に及ぼす影響に関する実証分析』，pp.121-209.
- 高橋大輔（2011）、「日本の食品関連産業による海外進出と撤退の動向」『2011年度日本農業経済学会論文集』，pp.134-141.
- 三浦憲・櫻井武司（2011）、「日本の食品関連企業の海外直接投資：タイへの進出要因とその変化」農林水産省農林水産製作研究所研究委託事業『食料農業企業による開発輸入と産業内貿易活動が我が国農業に及ぼす影響に関する実証分析』，pp.125-160.
- 若杉隆平（2007）、『現代の国際貿易 ミクロデータ分析』岩波書店.
- Contoyannis, P., A. M. Jones, and N. Rice (2004), “The Dynamics of Health in the British Household Panel Survey,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol.19, pp.473-503.
- Devicienti, F. and A. Poggi (2011), “Poverty and Social Exclusion: two sides of the same coin or dynamically interrelated processes?,” *Applied Economics*, Vol. 43, pp.3549-3571.
- Helpman, E., M. J. Melitz, and S. R. Yeaple (2004), “Export versus FDI with

- heterogeneous firms,” *American Economic Review*, Vol. 94, pp.300-316.
- Kawaguchi, D. (2008), “Self-Employment Rents: Evidence from Job Satisfaction Scores,” *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 49, pp.35-45.
- Olley, G.S. and A. Pakes (1996), “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications equipment industry,” *Econometrica*, Vol. 64, pp.1263-1297.
- Levinsohn, J. and A. Petrin (2003), “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables,” *Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 2, pp.317-342.
- Petrin, A., Brian P. Poi, and J. Levinsohn (2004), “Production Function Estimation in Stata using Inputs to Control for Unobservables,” *Stata Journal*, Vol.4, No. 2, pp. 113-123.
- Todo, Y. (2009), “Qualitative Evaluation of Determinants of Export and FDI: Firm-Level Evidence from Japan,” RIETI Discussion Paper Series 09-E-019.

データ

東洋経済 『海外進出企業総覧 国別編』、各年版

東洋経済 『海外進出企業総覧 会社別編』、2011年版

『日経 NEEDS Financial-QUEST』

<http://finquest.nikkeidb.or.jp/ver2/online/>

International Monetary Fund “International Financial Statistics”

<http://www.imfststatistics.org/imf/>

内閣府 『平成 22 年度国民経済計算』

http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/kakuhou/kekka/h22_kaku/h22_kaku_top.html

経済産業研究所 『JIP 2011 データベース』

<http://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2011/index.html>