

海外直接投資の技術伝播と輸出促進効果の検証：  
アジアにおける食品企業を例にして\*

山本拓也  
(住友商事)  
櫻井武司  
(一橋大学経済研究所)

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](mailto: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。なお、本稿の一部は山本拓也が一橋大学経済学研究科の修士論文として2012年1月に提出した。修士論文の段階では、一橋大学経済研究所の黒崎卓氏、有本寛准氏、木暮克夫氏から有益なコメントを得た。記して感謝する。

## 1. はじめに

開発途上国への海外直接投資（以下 FDI と表記）や、それに伴う多国籍企業の進出は、1960-70 年代には外国による「搾取」を引き起こすものとして途上国の政策担当者に否定的にとらえられる傾向にあったが、1980-90 年代になって、FDI による先進国の技術の伝播や国内の川上産業に対する需要増などのプラス面が評価されるようになった（戸堂、2008）。特に前者の FDI による先進国の技術の伝播（以下、スピルオーバーと表記）について、戸堂（2008）はこれを「技術的外部性効果（以下、スピルオーバー効果と表記）」と呼び、外資企業の工場視察、経営者・技術者の交流、外資企業労働者の他社への転職、技術指導などによってこの効果が生じると述べている。この技術的外部性効果の存在について、Barro and Sala-i-Martin（2004）は内生成長モデルより途上国の短期的な成長率や長期的な所得レベルは、途上国がいかに効率よく先進国技術を模倣できるかに依存する事を理論的に示した。

一方、実証分析においても企業レベルのマイクロデータを使用した FDI の地場企業への技術のスピルオーバー効果を検証する分析が、1990 年代半ばより各国のデータベースの整備と共に急増している。マイクロデータを用いたスピルオーバー効果の実証分析に関する先行研究では、必ずしも全ての FDI がスピルオーバー効果をもたらすわけではなく、それは地場企業の性質や FDI の種類に依存するということが近年の既存研究で明らかにされている（文献レビューで詳述する）。しかし先行研究では、開発途上国への FDI について現地志向型 FDI と輸出志向型 FDI とで地場企業に対するスピルオーバー効果が異なるかどうかはまだ解明されていない。ここで「輸出志向型 FDI」とは、開発途上国の安い人件費を求めて現地で生産し、製品を先進国へ輸出することを目的とする FDI であり、「現地志向型 FDI」は開発途上国の現地市場での販売を目的とする FDI であると定義する。現地志向型 FDI は輸出志向型 FDI に比べて、現地の国内市場で地場企業と競合し地場企業の既存の市場シェアを奪う可能性がある一方で、国内市場向けの製品開発をする事が地場企業へのスピルオーバーを生み出しやすい事も予想される。開発途上国でスピルオーバーが起こる条件として、地場企業が外資企業の技術を真似ることができる必要があることはいままでのない。したがって、地場企業に十分な技術吸収力がある、または外資企業の技術がそれほど高度でなく模倣が比較的容易である必要がある。アジア諸国における食品産業はその両者を満たす典型的な例であると考えられる。そこで、本稿は東・東南アジアのタイ、マレーシア、中国、香港の 4 国・地域の食品産業において、現地志向型 FDI と輸出志向型 FDI の地場企業に対するスピルオーバー効果を検証する。

食品産業における FDI の目的は時代とともに変遷している。阿久根（2009）によれば、世界的には 1980 年代から 1990 年代にかけては原材料確保を目的としたものが多く、また 1990 年代の東アジアにおいては、安い人件費を求めて現地で生産し、先進国へ輸出する、「輸出志向型 FDI」が主流であった。しかしながら近年では現地市場獲得を目的とする、いわゆる「現地志向型 FDI」が大半を占めるようになってきている。日本の食品産業にお

いても、櫻井・阿部・川崎・木附（2009）によれば、これまで日本国内の市場が大きく、消費者の嗜好の特殊性が高い事から典型的な内需型産業であったが、人口の高齢化や減少予測に伴う国内需要の低下を見越し、経済成長と人口増加が見込まれる新興市場を目指す傾向が高まっている。特に近年の急速な経済発展を遂げるアジア地域ではこの傾向は顕著であり、三浦・櫻井（2010）は、日本の食品関連企業のタイへの進出行動は、少なくとも2004年から2008年ではタイ市場が販売先として魅力的になった事が要因であったと述べている。タイにおいて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や雇用賃金の上昇に見られる購買力の向上などを踏まえ、新たな市場の開拓を狙い、日本の食品関連企業はタイへ進出していると言えよう。実際、岡本・塚田（2010）は、タイの水産冷凍加工業では、かつては大きな利点であった原材料及び労働力の確保が、今では逆にタイに拠点を置く水産加工企業の大きな課題となっている事を指摘している。このような問題は他の食品産業にも当てはまる事が予想されるため、従来のような労働コスト削減を目的としたFDIはタイに限らず、成長著しい他のアジア地域の食品産業においては減少傾向にあると考えられる。このように近年増加している現地志向型FDIが投資受入国の地場企業にどのような影響をもたらすのかを、従来型の輸出志向型FDIとの比較において検証する事は重要であろう。

また本稿では国内志向型FDI、輸出志向型FDIをそれぞれ日本企業による直接投資と日本以外の企業による直接投資かに分類し、投資主体によるスピルオーバーの効果の違いを検証する。現地法人の経営方針や地場企業との関係は、投資主体の国ごとに特徴があると考えられる。そこで、アジアにおける主要投資国である日本のFDIの効果が他の投資国と異なるかどうかを検証することは、FDIのスピルオーバー効果は地場企業の性質やFDIの種類に依存するとする先行研究にあたらぬ知見を提供することになる。もちろん、投資受け入れ国の観点からは、どの国からの直接投資が地場企業の振興に有効であるかを知ることが重要である。また、日本の政策的観点からは、アジアへのFDIが日本への輸出を増やすのか現地市場での売上げを増やすのか、さらには地場産業の振興につながるのかを知ることが必要である。

以上をまとめると、本稿の課題は、食品産業においてFDIは地場企業へのスピルオーバー効果をもたらすかどうか、タイ、マレーシア、中国、香港の4国・地域の食品企業のミクロデータを用いて解明することである。検証すべき仮説は、①現地志向型FDIの方が輸出志向型FDIと比べて、地場企業へのスピルオーバー効果が大きい。次に、現地志向型FDIに関して第一の仮説の成立を前提とすると、第二の仮説は、②現地志向型FDIは輸出志向型FDIと比べて、地場企業の輸出比率を低下させる。つまり、現地志向型FDIのスピルオーバー効果が生じた場合、地場企業は国内市場向けの技術を獲得するので、それを利用して国内市場向けの生産を相対的に増やすだろうという仮説である。国内市場の規模が十分に大きければ外資企業が参入しても国内市場シェアをそれ程奪う事は出来ないので、地場企業の国内市場シフト、つまり相対的な輸出比率の低下が観察されよう。そしてこの仮説①、②を日系食品企業とその他の食品企業による直接投資に分類する事で、日系食品

企業による直接投資が仮説①、②を成立させるか、その他の食品企業による直接投資に比べて、その効果は大きいかを検証する。

## 2. FDI のスピルオーバー効果の検証

企業レベルのマイクロデータを用いた初期の既存研究では、FDI からのスピルオーバー効果は必ずしも明確でない。Haddad and Harrison (1993), Kinoshita (2001) はそれぞれモロッコ、チェコの企業データを使用して分析した結果、FDI には地場企業の生産性を上昇させる効果が無いことを明らかにし、Aitken and Harrison (1999) においてはベネズエラの企業データから FDI の効果は負で有意である事を示した<sup>1</sup>。戸堂 (2008) は、FDI の正の効果을主張する論文の一方で、こうした研究結果が示された要因として推計方法やデータの取り扱いの違い、欠落変数による推計の偏りが考えられると述べている。Görg and Strobl (2001) は企業・産業レベルのデータで FDI からのスピルオーバーを推計した当時の 21 の既存論文の結果を用いたメタ回帰分析により、サンプルがクロスセクション・データよりもパネルデータを使った研究は FDI の係数の t 値が低くなる傾向にある事 (すなわち観察できない個々の企業の固定効果が産業レベルの FDI の大きさと正の相関がある事を示唆)、FDI の代理変数の選択によって結果が大きく異なる可能性がある事を明らかにした。なお、FDI の代理変数の作成については同一産業内における外資企業の生産高のシェア、あるいは労働者数のシェアが一般的に用いられ、外国資本比率でウェイト付けするのが主流となりつつある。また欠落変数による推計の偏りに関しては、特に初期の研究ではいわゆる「市場浸食効果 (FDI によって産業内の競争が激化した事により、地場企業の市場シェアが侵食される効果)」をコントロールしていないため、FDI の正のスピルオーバー効果が負の市場浸食効果によって相殺されてしまう可能性があった。実際 Keller and Yeaple (2009) は市場浸食効果をコントロールすると、FDI からのスピルオーバーが検出される事を米国の企業レベルのデータから明らかにした。

初期の実証分析では、上述のように FDI のスピルオーバー効果が検出されない理由として推計方法やデータの不備が指摘されたが、近年の研究では、そうした問題点を解消してもなお全ての FDI がスピルオーバー効果をもたらすわけではないことが明らかにされている。具体的には、受入国の地場企業の性質や FDI の種類がスピルオーバー効果の大きさを左右する要因としてあげられる。

---

<sup>1</sup> Haddad and Harrison (1993) は、モロッコの企業のクロスセクション・データを 18 の産業に分け、各産業区分内の総資産に占める外資企業の資産のシェアを FDI の代理変数として、FDI がその産業に属する地場企業 (外国資本比率が 0%の企業) の生産性 (同一産業内で全要素生産性の最大値をとる企業と当該企業のその値の差分で測定する) に正の効果があるかどうかを検定した。また Kinoshita (2001) は、チェコの企業のパネルデータを 15 の産業に分け、各産業区分内の外資企業の労働者数のシェアを FDI の代理変数として、生産関数推定によりスピルオーバー効果を検定した。さらに Aitken and Harrison (1999) は、ベネズエラの企業のパネルデータを ISIC のコード 3111 から 3999 によって産業分類し、各産業区分内の外資企業の労働者数のシェアを外国資本比率でウェイト付けしたものを FDI の代理変数として、また売上高の対数値を生産性指標として検定した。いずれの分析も市場浸食効果をコントロールできていない点が 1 つの大きな問題点と言える。

地場企業の性質については、地場企業と外資企業の技術ギャップの大きさが問題とされている。イギリスの製造業の企業データを用いた **Görg and Hijzen (2004)** は、同一産業内の外資企業の売上高のシェアを FDI の代理変数として、生産関数推定によりスピルオーバー効果を分析した。その際、同一グループ内で無形資産の最大値をとる企業と当該企業の無形資産の差を技術吸収力と定義して FDI の代理変数とのクロス項を作成して説明変数に加えることにより、輸出型の地場企業についてスピルオーバー効果と技術吸収力に逆U字型の関係がある事を実証的に示した（すなわち技術力の小さい段階では後発性の利益からスピルオーバー効果をもたらされるも、技術力が大きくなるにつれ、外資企業との競争が激しくなり、スピルオーバーがもたらされにくくなる）。また **Girma (2005)** は全要素生産性 (TFP) の成長率を被説明変数とし、同一産業内での外資企業の労働者数のシェアを FDI の代理変数として、イギリスの企業データを用いて分析した。そして同一グループ内で TFP の最大値を取る企業と当該企業の TFP の差を技術吸収力として、内生的閾値回帰分析により、地場企業の技術吸収力がある程度大きい場合のみ FDI のスピルオーバー効果が正で有意になる事を明らかにした。

さらに FDI の種類によってもスピルオーバー効果は異なる事を多くの論文が指摘している。**Todo and Miyamoto (2006)** や **Todo et al. (2011)** は現地において企業単位で研究開発活動を行っている外資企業は地場企業にスピルオーバー効果をもたらすが、現地で研究開発活動を行っていない外資企業はそのような効果を持たない事をそれぞれインドネシア、北京の中関村科学技術圏内の企業データから実証的に示した。なお、**Todo and Miyamoto (2006)** では、TFP の対数値の成長率を被説明変数とし、同一産業内での外資企業の労働者数（ミンサー方程式による効率労働単位で測った労働投入量）のシェアを外国資本比率でウェイト付けしたものを FDI の代理変数としている。また **Todo et al. (2011)** では同一産業内における外資企業の総資本ストック量のシェア、外資企業の総研究開発ストック量のシェアを FDI の代理変数とし、生産関数推定により分析を行っている。またイギリスの企業データを用いた **Girma (2005)** は外資企業の現地での研究開発支出額の対生産高比率 (R&D intensity) がその企業の出身国の同一産業の R&D intensity より大きいかどうかで FDI を分類し、サンプルを輸出企業に絞った場合、出身国のよりも値の小さい技術利用型の FDI はスピルオーバー効果を示したものの、値のより大きい技術習得型 FDI にその効果は見られなかった事を明らかにした（前者は主として先進国からの投資の場合であり、投資受入国の技術を利用しようとする事が考えられる。他方、後者は主として中後進国からの投資の場合であり、投資受入国の技術を学ぼうとする投資であると考えられる）。

さらに **Girma (2005)** は外資企業と地場企業の地理的距離によっても分類を試み、ある地場企業と同じ地域にある外資企業の産業内シェアとは別に、それ以外の地域にある外資企業の規模を表す FDI 変数も作成した。そして距離的に離れている FDI からのスピルオーバー効果は無い事を示した。またブルガリアの企業データを用いた **Monastiriotes and Alegria (2011)** は同一産業内での外資企業の労働者数のシェアを FDI の代理変数として生産関数推

定を行ったが、その際 FDI を出身国で分類し、技術的にもそれ程先進的でなく、ブルガリアの国内生産構造と近いギリシャの FDI によるスピルオーバー効果が正に有意になることを明らかにした。

このように、受入国の地場企業の性質や FDI の種類によってスピルオーバー効果の有無は変わってくるという実証研究の成果は蓄積されてきている。しかし、受入国の地場企業の性質や FDI の種類については、依然として未解明の重要な課題が残されている。まず FDI の種類では、前章でも述べた現地志向型 FDI と輸出志向型 FDI の分類である。両者ではターゲットとする市場が異なることから、製品開発における技術にも違いが生じると考える事は自然であろう。また、その中で日本企業による FDI のスピルオーバー効果についても、まだ知られていない点である。

本稿では食品産業に絞った分析しているが、食品産業は一般的に労働集約的な軽工業と位置付けられ、途上国にとって比較優位が働く産業の 1 つであるということが挙げられる。そのため地場企業が一定の規模で存在すると同時に、現地志向型 FDI と輸出志向型 FDI が共存している事が考えられる。また食品産業では特に最終財の場合、商品への食文化の影響が大きいと考えられ、輸出市場向けと国内市場向けの製品開発は大きく異なる事が予想される。その結果、現地志向型 FDI と輸出志向型 FDI のスピルオーバー効果の違いが顕著に現れることが期待できる。

他方、地場企業の性質については、同一産業内での製造技術の違いという観点に本稿は着目している。既存研究では全産業を分析対象として扱い、産業区分に基づき同一産業内のスピルオーバーを推計する分析手法がほとんどである。その場合、同一産業内においては生産物の種類によらず同一の技術を利用していると仮定している点に問題があると言えよう。例を挙げると、水産加工物を製造している企業と、清涼飲料水を製造している企業では製品製造技術が異なる事は容易に想像出来る。しかし既存研究では清涼飲料水を製造する企業に外国資本が流入して、食品産業全体の外資企業のプレゼンスが高まった場合、水産物加工にも技術移転が生じたと想定して推計するのである。本稿では食品産業という 1 つの産業に絞ることにより、同一産業内の企業を生産物の種類により区分して FDI のスピルオーバー効果の検証を試みた。具体的には、本稿では食品産業を食料品製造業と飲料製造業に区分している。

さらに、上で述べたように、本稿は、タイ、マレーシア、中国、香港の 4 国・地域の食品産業を分析の対象にした。既存研究が 1 カ国内の複数の産業を対象にするのに対して、本稿では複数の国・地域の食品産業を同時に分析するため、東アジア・東南アジア地域の食品産業における FDI のスピルオーバーについて包括的に議論する事を可能とした。これらは既存の研究にはない新規な点であると言えよう。

### 3. データ

本稿の課題は、経済発展度合いや国内市場の大きさが異なるが、他方で共通する輸出市

場を持つ複数の国・地域を同時に検証する事で、対象地域全体の食品産業における FDI のスピルオーバーについて包括的に議論する事である。その観点から東アジアのタイ、マレーシア、中国、香港の 4 カ国・地域を分析対象とした。データは、アジア圏総合企業情報データベース“EOL Asia One”から入手したタイ、マレーシア、中国、香港の上場食品企業の財務情報と年次報告書である

“EOL Asia One”は、2000 年から 2010 年までの企業データをカバーするが、1 年分でも掲載され分析対象となりうる上場食品企業の数は 4 カ国・地域で合計 214 社であった(表 1)。11 年分のデータが全てある企業数は少ないものの、多くの企業で複数年のデータが利用可能であるため、総観察数は 1421 となった(表 1)。従って、分析に用いるデータの構造は、214 社、11 年の非バランス・パネルデータである。なお、中国は総企業数が他と比べて多いが、総観察数は他と比べ少ない。これは“EOL Asia One”に掲載されている中国企業のデータは全て 2007 年から 2010 年までしかなかったためである。

表 1 分析対象の上場食品企業数

国・地域	データ期間	上場食品企業数 <sup>1)</sup> (うち外資企業 <sup>2)</sup> )	総観察数 (うち外資企業)
タイ	2000 - 2010 年	38 (15)	388 (74)
マレーシア	2000 - 2010 年	46 (15)	425 (125)
中国	2007 - 2010 年	82 (8)	279 (18)
香港	2000 - 2010 年	48 (17)	318 (82)
合計	2000 - 2010 年	214 (55)	1410 (299)

注 1：食品以外に事業を多角化している企業は含まない

注 2：上位 10 位までの株主に外国企業が 1 社でもあれば外資企業とする

出所：著者による集計

なお、本稿が分析の対象とする食品企業には、食品以外の製品の製造も行う企業や食品以外に不動産業、ホテル業などに事業を多角化している企業は含まない。純粋な食品産業のみのデータを利用してスピルオーバー効果を検証する事が本稿の目的だからである。しかし食品製造に加え、それらの流通業・販売業を行っている企業は含めている。マーケティング力を駆使した商品開発（コピー商品も含めた）の技術は流通・販売業からももたらされるからである。表 1 ではこうして得られた食品企業を、外資企業とそうでない企業（地場企業）に分類している。ここで外資企業とは、外国企業により株式が保有されている企業である。各企業の年次報告書よりその年の株主を調べ、外国企業が上位 10 位までの株主に含まれる場合、その年のその企業を外資企業と定義した。ここでいう外国企業は食品企業に限らないが、製造業や商社に限定しており、投資銀行、証券会社の様な金融機関および個人株主は含まない。既存研究では外国株主の属性に関する詳細な説明はなされていないが、本稿では株主を製造業とそれ以外に区別する。金融機関や個人による株式保有によるスピルオーバー効果は、製造業や商社の株式保有によるスピルオーバー効果と異なる事

が予想されることから、株主の属性を区別することは、FDI のスピルオーバー効果を検証する際に重要であろう。

このように外資企業を定義した上で、本稿は FDI の代理変数を「外国企業の持ち株比率で重み付けした食品企業の純売上げ（実質値）」とする。具体的には、ある国・地域  $c$  における  $t$  年の FDI の代理変数  $FDI_{ct}$  は、次の式(1)により求められる。

$$FDI_{ct} = \sum_{i \in c} F_{it} \times FS_{it} \quad (1)$$

なお、 $i$  は国・地域  $c$  に属する企業であり、 $F_{it}$  は企業  $i$  の  $t$  年の純売上高(各国・地域の消費者物価指数より実質化)、 $FS_{it}$  は企業  $i$  の  $t$  年の外資企業による持ち株比率を表す。さらに、本稿の問題意識に従い、FDI の代理変数を、輸出志向型と現地志向型に分類する。輸出志向型 FDI の代理変数 ( $FDI_{E_{ct}}$ ) は、外資企業の純売上高のうち輸出額、国内志向型 FDI の代理変数 ( $FDI_{D_{ct}}$ ) は、外資企業の純売上高のうち国内販売額である。輸出額と国内販売額の和が純売上高となる。輸出額と国内販売額は、式(1)の企業  $i$  の  $t$  年の純売上高に以下のように企業  $i$  の  $t$  年の輸出比率 ( $EXP_{it}$ ) あるいは国内販売比率 ( $DOM_{it}$ ) をかけることで求まる。

$$\begin{aligned} FDI_{E_{ct}} &= \sum_{i \in c} F_{it} \times EXP_{it} \\ FDI_{D_{ct}} &= \sum_{i \in c} F_{it} \times DOM_{it} \\ \text{where } EXP_{it} + DOM_{it} &= 1 \end{aligned} \quad (2)$$

このようにして計算した各国・地域の食品産業における輸出志向型 FDI と国内志向型 FDI の推移を図 2 から図 5 に示した。国・地域や年によるサンプル企業数の違いを調整するため、1 社あたりに変換してある。これらの図から、何れの国・地域においても現地志向型 FDIの方が輸出志向型 FDI よりも規模でも成長率でも大きい事が分かる。つまり、これらのアジア地域では、食品産業の外国資本は国内市場でより売上げをあげており、国内市場の売上げの伸びの方が大きい。このことは、アジア地域では FTA などの自由貿易協定により農産物を含む貿易が拡大しているという通念に反するが、国内市場との相対的な比較の問題であり、輸出がまったく増えていないというわけではない。それよりもこの結果は、第 1 章でも述べたように、当該地域がいわゆる中進国に分類され、国内の加工食品市場が十分に発展している事を示唆している。

次に式(1)で定義した FDI 代理変数を、分析対象の 4 国・地域に進出する外資企業の出身国ごとに集計し、上位 5 位までを示したのが表 2 である。また表 3 と表 4 では式(2)で定義した輸出志向型 FDI の代理変数と現地志向型 FDI の代理変数でもそれぞれの国・地域に進



出する外資企業の出身国ごとに集計している。なお式(1)~(3)では各年で  $FDI$ 、 $FDI_D$ 、 $FDI_E$ の値が導出されるが、表 2~4 ではそれらを全て合計し、出身国ごとの比率を求めた。これらの表から、香港では台湾企業、中国では香港企業、マレーシアではシンガポール企業のプレゼンスが大きい事がわかる<sup>2</sup>。つまり、 $FDI$ は投資国と投資受入国の地理的な距離も影響している事がうかがえる。また 4 国・地域いずれにおいても日本企業が一定のプレゼンスを保っている事も見て取れよう。特にタイにおける輸出志向型  $FDI$  は日本が最も大きな割合を占めており、この結果は輸出先が日本とは限らないものの、加賀爪・田和 (2010) が指摘する様に、依然として開発輸入型のビジネスモデルの形態を取る日本企業が存在する事を示しているかもしれない。分析対象の全ての国・地域で日本企業のプレゼンスが相対的に高い事は、日本企業の  $FDI$  が地場企業に何らかの影響を与えられていると考えられる。

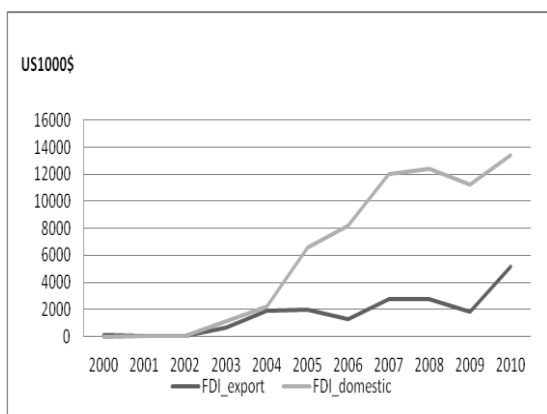


図 2 タイ上場食品企業の FDI

出所：著者作成

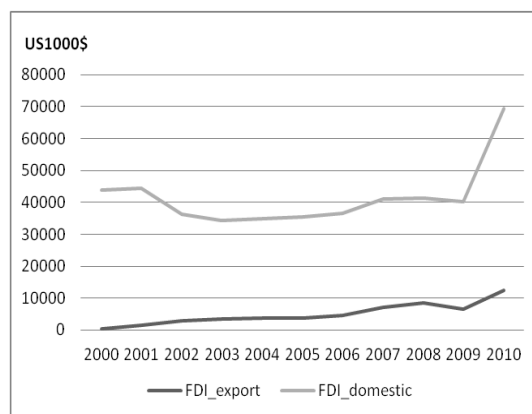


図 3 マレーシア上場食品企業の FDI

出所：著者作成

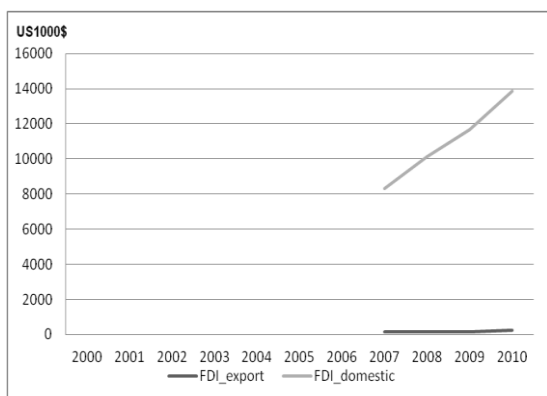


図 4 中国上場食品企業の FDI

出所：著者作成

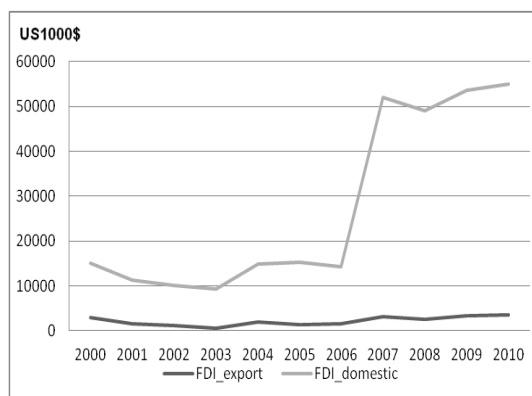


図 5 香港上場食品企業の FDI

出所：著者作成

<sup>2</sup> マレーシアはスイスやイギリスの外資企業のプレゼンスが大きいですが、これはスイスに関しては Nestle、イギリスに関しては British American Tobacco が単独で大きな割合を占めているからである。この様に特定の多国籍企業による FDI のプレゼンスが大きい事がマレーシアの 1 つの特徴と言える。

表 2 FDI の出身国別割合

	1位	%	2位	%	3位	%	4位	%	5位	%
タイ	アメリカ	40	日本	29	香港	22	マレーシア	7	韓国	2
マレーシア	スイス	31	シンガポール	29	イギリス	25	日本	9	オランダ	3
中国	香港	52	日本	38	韓国	5	デンマーク	5		
香港	台湾	54	マレーシア	12	日本	11	タイ	7	オランダ	5

注: 各年の値を合計してから比率を求めた  
出所: 著者作成

表 3 輸出志向型 FDI の出身国別割合

	1位	%	2位	%	3位	%	4位	%	5位	%
タイ	日本	85	香港	7	マレーシア	4	アメリカ	3	中国	1
マレーシア	スイス	48	シンガポール	47	日本	3	アメリカ	2		
中国	香港	60	日本	40						
香港	台湾	39	マレーシア	26	インド	20	タイ	4	オランダ	4

注: 各年の値を合計してから比率を求めた  
出所: 著者作成

表 4 現地志向型 FDI の出身国別割合

	1位	%	2位	%	3位	%	4位	%	5位	%
タイ	アメリカ	49	香港	26	日本	14	マレーシア	7	韓国	4
マレーシア	スイス	29	イギリス	28	シンガポール	27	日本	9	オランダ	4
中国	香港	52	日本	38	韓国	5	デンマーク	5		
香港	台湾	55	日本	12	マレーシア	11	タイ	7	オランダ	5

注: 各年の値を合計してから比率を求めた  
出所: 著者作成

既に述べたように、本稿では、各国・地域の食品企業を、食料品を製造する企業と飲料を製造する企業に分類する。各国・地域の食品企業を食料品製造業と飲料製造業に分けるので、全部で 8 つのグループになる。各グループの特性を見るために、輸出比率と資本装備率を表 5 と表 6 にまとめた。

まず表 5 から輸出比率の平均値を見てみると、タイ、マレーシア、中国ではいずれも食料品製造業の方が飲料製造業よりも大きい。このことから飲料製造業は食料品製造業に比べて現地志向型であるという特性が見てとれる。なお、香港においては食料品製造業よりも飲料製造業の方が輸出比率の値が大きくなっているが、これは香港の市場が小さく、飲料製造業においても中国を中心に輸出をしているためだと考えられる。

表 6 の資本装備率については、標準偏差からも分かるように、企業間の格差が大きいため、平均値でなく中央値に注目する。タイ、マレーシア、香港においては飲料製造業が食

料品製造業よりも資本装備率の中央値が大きい事が分かる。つまり飲料製造業は食料品製造業に比べて資本集約的である事がこの結果から分かる。なお、理由は説明できないが、中国の飲料製造業に比較的規模の小さい企業が多い事が分かる。Appendix1-4 を見ると、他国・地域と比べて中国の上場食品企業に占める飲料製造業の割合が高く、しかもアルコール飲料が多いという特徴があり、傾向が異なる事を示している。また他国・地域と比較してタイは資本装備率が平均値、中央値で見ても低い事も表から読み取る事が出来る。

表5 各グループの輸出比率

	グループ	観察数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
タイ	食料品製造業	279	0.51	0.53	0.40	0.00	1.00
	飲料製造業	27	0.06	0.00	0.13	0.00	0.37
マレーシア	食料品製造業	347	0.13	0.00	0.19	0.00	0.85
	飲料製造業	48	0.07	0.02	0.08	0.00	0.30
中国	食料品製造業	132	0.15	0.00	0.26	0.00	0.97
	飲料製造業	125	0.05	0.00	0.16	0.00	0.92
香港	食料品製造業	206	0.18	0.00	0.29	0.00	1.00
	飲料製造業	103	0.19	0.02	0.32	0.00	1.00

注: ここでの輸出比率とは金額ベースで見た純売上高に占める輸出高の割合。なお、各企業の財務諸表のデータが連結データであるため、グループ会社が海外で生産して輸出している場合も輸出額に含んでいる。また企業によっては、輸出額ではなく、地域別の売上高として掲載しているものもあり、その場合は海外の売上高を輸出額とみなした。

出所:著者作成

表6 各グループの資本装備率

	グループ	観察数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
タイ	食料品製造業	252	17.21	9.64	21.16	1.00	114.34
	飲料製造業	26	11.52	10.98	3.62	6.60	20.8
マレーシア	食料品製造業	204	34.08	27.21	24.84	0.01	137.06
	飲料製造業	31	62.71	48.93	27.62	27.21	117.21
中国	食料品製造業	136	63.23	32.15	105.03	8.73	793.79
	飲料製造業	138	32.80	27.25	19.95	4.05	101.59
香港	食料品製造業	180	66.77	32.41	121.08	0.01	1209.36
	飲料製造業	93	78.31	57.46	73.71	0.37	305.78

注:資本装備率はドル換算し、実質化した有形固定資産額を労働者数で除したもの

出所:著者作成

以上をまとめると、飲料製造業は製造技術の観点からより資本集約的で、かつ国内市場向けに製品開発をしている傾向が強いと言えよう。現地志向型であれば、FDI による地場企業へのスピルオーバー効果は大きいと予測できる。他方で資本集約的であれば、地場企業であっても先進国の製造機械を採用するなどすることで、先進国との技術ギャップが小

さい可能性があり、スピルオーバー効果もあまりないという事も考えられる。いずれにしても地場企業のこうした特性の違いが、スピルオーバー効果の大きさに影響を与えると考え、本稿の分析では食料品製造業と飲料製造業に各国の食品産業を分類した。

#### 4. 分析方法

本稿の課題は FDI の地場企業に対するスピルオーバー効果を検証することである。具体的には、FDI の多い産業グループでは同じグループに属する地場企業（定義上、FDI を受け入れていない）の生産性が上昇しているかどうかを検定する。ここで産業グループとは、前章で定義したように 4 国・地域の食料品製造業と飲料製造業の計 8 グループを指す。FDI については、産業グループごとに FDI の多寡を比較する必要があることから、各産業グループに属する企業の純売上高の合計に対するその産業グループの FDI（前章で定義したように外国企業の持ち株比率で重み付けした純売上高）の比率を代理変数とする。なお、前章の式(2)では国・地域ごとに輸出志向型 FDI と現地志向型 FDI を定義したが、この章の分析ではさらにグループのレベルにまで細分化して輸出志向型 FDI と現地志向型 FDI を計算する。そして、企業の生産性の指標としては全要素生産性（TFP）を用いる。また、関連する仮説の検定のため、企業の純売上高における輸出額の比率もスピルオーバー効果を検定する指標として用いる。

以上の分析の枠組みをすでに提示した仮説にあてはめると、まず FDI の多いグループに属する地場企業ほど TFP が高ければ、同一グループ内の外資企業から地場企業へスピルオーバーが生じたと結論できる。さらに、TFP を上昇させる効果が現地志向型の FDI の方より強ければ、現地志向型 FDI の方がスピルオーバー効果は生じやすいということが出来る。「はじめに」で述べた様に、食品産業では商品への食文化の影響が大きくなると一般的に考えられるので、輸出先の食文化を考慮した輸出志向型 FDI からは地場企業が技術を模倣する事が困難だからである。輸出比率をスピルオーバーの指標として用いた場合は、現地志向型 FDI の多いグループに属する地場企業ほど輸出比率が小さくなれば、外資企業から地場企業へのスピルオーバー効果を間接的に確認することができる。地場企業は外資企業の国内市場向けの技術を模倣して国内市場向けの生産を相対的に重視していると考えられるからである。

以上が FDI のスピルオーバー効果の検証方法の概要であり、具体的には次の分析モデルを推計することで仮説を検定する。

$$S_{it} = a_0 + a_1 FDIS_{ijt-1} + a_2 FS_{it-1} + a_3 M_{ijt-1} + u_i + a_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)で  $i$  は企業、 $t$  は年、 $j$  は企業  $i$  の属するグループを表す。被説明変数 ( $S_{it}$ ) は、企業  $i$ 、年  $t$  のスピルオーバー指標であり、TFP または輸出比率である。説明変数のうち  $FDIS_{ijt-1}$

は年  $t-1$  のグループ  $j$  の FDI の代理変数（純売上高の合計に対する FDI の比率）である。その他の説明変数は、 $FS_{it-1}$  が企業  $i$  の年  $t-1$  における外国企業の持ち株比率、 $M_{ijt-1}$  が年  $t-1$  におけるグループ  $j$  に属する企業  $i$  のグループ  $j$  内の純売上高シェアである。さらに、企業  $i$  の固定効果  $u_i$  と年  $t$  の年次効果  $a_t$  を加えてある。

まず式(3)で仮説の検定に必要な説明変数は  $FDIS_{ijt-1}$  である。冒頭で説明したように、これはグループ  $j$  に属する企業の年  $t-1$  の純売上高の合計に対する企業  $i$  の年  $t-1$  の FDI の比率であり、FDI の求め方はすでに前章で説明した。しかし本稿では上述したように、FDI を日系企業による直接投資と非日系外資企業による直接投資に分類する事でスピルオーバー効果に違いがあるかどうかを検証する。したがって前章で説明した FDI を求める際に  $FS_{it-1}$  の代わりに日本企業の持ち株比率（ $JS_{it-1}$  とする）を使って  $FDIS_{ijt-1}$  を計算したものを日系企業による直接投資の代理変数とする（ $JDIS_{ijt-1}$  と名付ける）。同様に非日系外資企業の持ち株比率（ $NJS_{it-1}$  とする）を使って  $FDIS_{ijt-1}$  を計算したものを非日系外資企業による直接投資の代理変数とする（ $NJDIS_{ijt-1}$  と名付ける）。また  $FDIS_{ijt-1}$  では、 $FDI_{ijt-1}$  の中から企業  $i$  自身の外国企業の持ち株分に相当する純売上高は除いてある。企業  $i$  が地場企業の場合は、外国企業の持ち株はゼロなのでこの操作は関係ないが、企業  $i$  が外資企業の場合、自分自身からのスピルオーバー効果を排除するためである。本稿では、FDI のスピルオーバー効果を、地場企業に限定せず、外資企業を含むグループ内の企業に対して考えるので、外資企業の自分自身へのスピルオーバー効果を除かないと、スピルオーバー効果を過剰に推定してしまうことになる。以上より、 $FDIS_{ijt-1}$  は以下の式により計算される。

$$FDIS_{ijt-1} = \begin{cases} JDIS_{ijt-1} = (\sum_{i \in j} F_{ijt-1} \times JS_{ijt-1} - F_{ijt-1} \times JS_{ijt-1}) / \sum_{i \in j} F_{ijt-1} \\ NJDIS_{ijt-1} = (\sum_{i \in j} F_{ijt-1} \times NJS_{ijt-1} - F_{ijt-1} \times NJS_{ijt-1}) / \sum_{i \in j} F_{ijt-1} \end{cases} \quad (4)$$

同様にして、式(4)で分子にあたる部分を、国内の純売上高（純売上高から輸出額を除いた金額）に変更して「現地志向型 FDI」の代理変数（ $FDID_{ijt-1}$ ）とした。分母は式(4)と同じである。したがって、 $FDID_{ijt-1}$  は企業  $i$  が属する  $j$  グループ内の  $t-1$  年における外資企業の国内販売額によるプレゼンスを表している。 $FDID_{ijt-1}$  についても  $FDIS_{ijt-1}$  と同様に、 $FS_{it-1}$  の代わりに  $JS_{it-1}$  や  $NJS_{it-1}$  を使って導出したものをそれぞれ  $JDID_{ijt-1}$ 、 $NJID_{ijt-1}$  とする。つまり  $JDID_{ijt-1}$  は企業  $i$  が属する  $j$  グループ内の  $t-1$  年における日系企業の国内販売額によるプレゼンスを表し、 $NJID_{ijt-1}$  が企業  $i$  が属する  $j$  グループ内の  $t-1$  年における非日系外資企業の国内販売額によるプレゼンスを表している。このプレゼンスは当該グループに属する自分自身を除く企業の外資比率の上昇あるいは当該グループの自分自身を除く外資企業の国内販売額の増加によって高まる。

次に被説明変数  $S_{it}$  について説明する。被説明変数は、スピルオーバーの指標となるもので

あるが、本稿では上述したように各企業の TFP と輸出比率を用いる。TFP については Levinsohn and Petrin (2003) による TFP 推計法を採用した。この推計方法はコブ＝ダグラス型生産関数を仮定した上で、中間投入費を使って資本と労働の内生性をコントロールして弾力性を推計する方法である。その手法の詳細と Stata を利用した推計方法については Petrin, Poi, and Levinsohn (2004) を参照していただきたい。概念的に書くと、次の 2 段階の推計により TFP の推計値を得る（ただし、ここでは  $\ln TFP$ ）。

$$\ln F_{it} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \beta_c \ln C_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln TFP_{it} = \hat{\omega}_{it} = \ln F_{it} - \hat{\beta}_k \ln K_{it} - \hat{\beta}_l \ln L_{it} \quad (6)$$

ここで、 $F_{it}$  は企業  $i$  の  $t$  年の純売上高、 $K_{it}$  は企業  $i$  の  $t$  年における有形固定資産額、 $L_{it}$  は企業  $i$  の  $t$  年における給料、退職金、福利厚生費を含めた人件費である。また  $C_{it}$  は企業  $i$  の  $t$  年における売上原価を表しており、本稿の分析ではこれを Levinsohn and Petrin (2003) および Petrin, Poi, and Levinsohn (2004) における中間投入費として利用する。なお、各変数は 2000 年の各国・地域の消費者物価指数より実質化し、生産関数の推計は、国・地域別でおこなった。

またもう一つのスピルオーバー効果の指標は、企業の輸出比率である。輸出比率 ( $EXP_{it}$ ) は企業  $i$  の  $t$  年の純売上高に占める輸出額の比率である。

以上の 2 種類の被説明変数の各グループの平均値の推移を示したのが、図 6 から図 13 である。TFP に関しては、理由は不明であるが、香港を除くタイ、マレーシア、中国の 3 国の飲料製造業は概ね右下がりの傾向が見て取れる。一方、食料品製造業については、マレーシアが生産性の低下傾向にあるのに対し、残りの 3 国・地域は概ね右上がりの傾向となった。次に輸出比率の各グループの平均値の推移であるが、TFP が概ね右上がりのタイの食料品製造業、中国の食料品製造業、香港の食料品製造業・飲料製造業では輸出比率の右下がりの傾向が見て取れる。図 2～5 で示した通り、同国・地域では国内志向型 FDI が増加傾向にあることから、外資企業からのスピルオーバー効果の恩恵を受け、国内市場向けの生産にシフトしていつている可能性も考えられよう。

最後に式(3)のその他の説明変数について説明する。 $M_{ijt-1}$  は  $t-1$  年における純売上高で見た  $j$  グループに属する企業  $i$  の  $j$  グループ内のシェアであるが、いわゆる「市場浸食効果」をコントロールするために説明変数に加えてある。Keller and Yeaple (2009) や Todo and Miyamoto (2006) を参考にした。

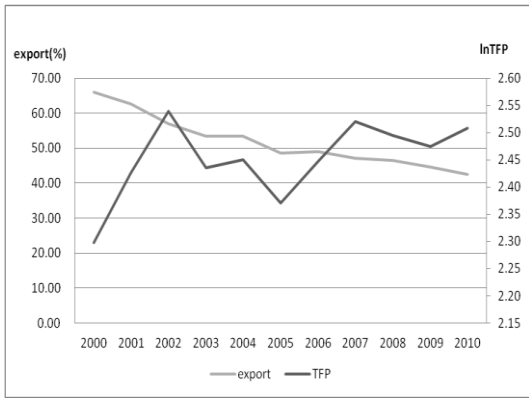


図6 タイ食料品製造業の生産性指標  
出所: 著者作成

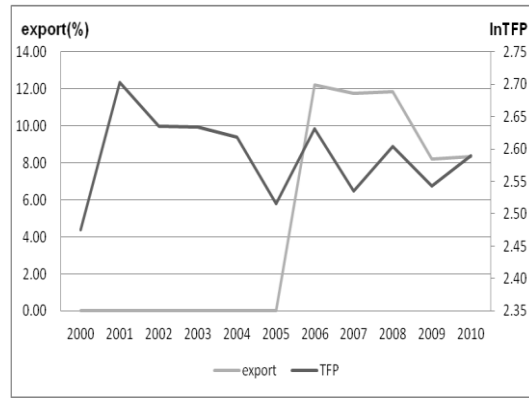


図7 タイ飲料製造業の生産性指標  
出所: 著者作成

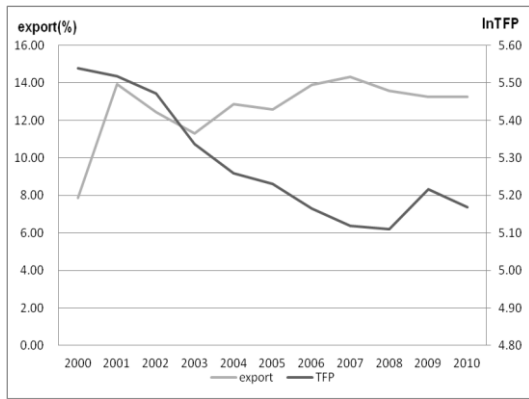


図8 マレーシア食料品製造業の生産性指標  
出所: 著者作成

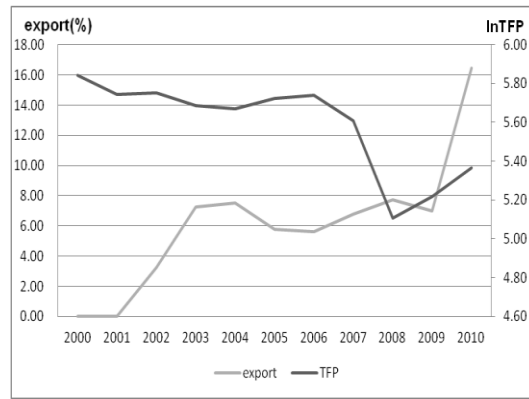


図9 マレーシア飲料製造業の生産性指標  
出所: 著者作成

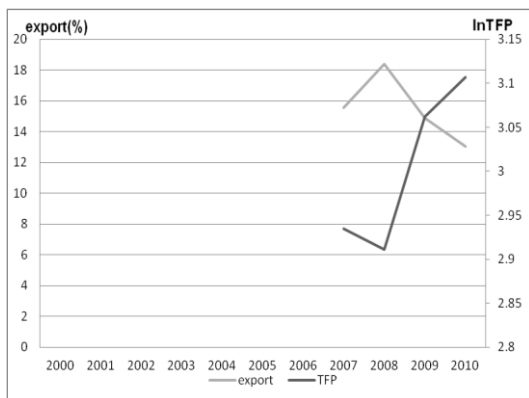


図10 中国食料品製造業の生産性指標  
出所: 著者作成

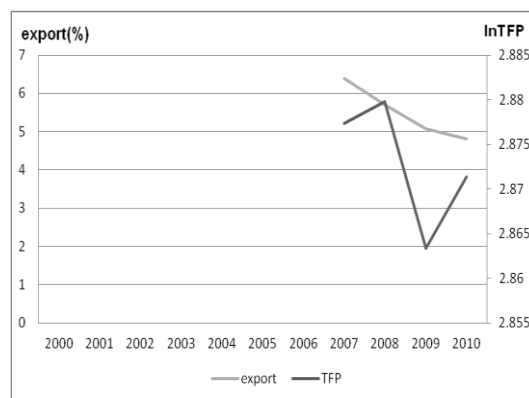


図11 中国飲料製造業の生産性指標  
出所: 著者作成

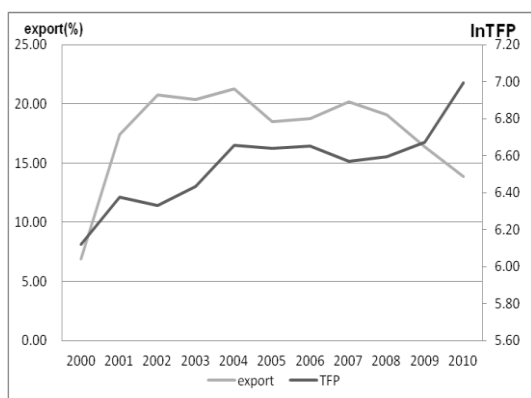


図 12 香港食料品製造業の生産性指標  
出所: 著者作成

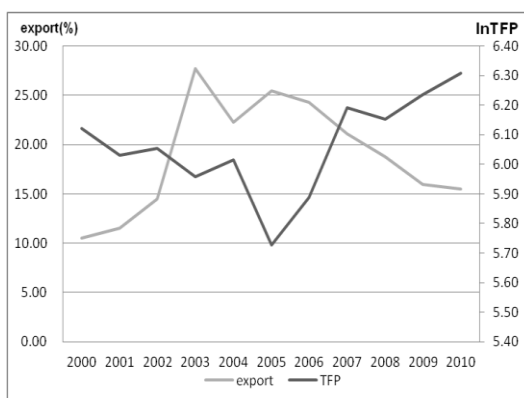


図 13 香港食料品製造業の生産性指標  
出所: 著者作成

仮説の検定は以下のように行う。まず TFP を被説明変数として式(3)を推計し、 $a_1$  が正で有意であれば、FDI がスピルオーバー効果を持つと結論できる。しかし、本稿の分析の主眼は地場企業へのスピルオーバー効果である。従って FDIS の他に、FDIS に地場企業ダミー（地場企業であれば 1、それ以外は 0 とするダミー変数）を掛け合わせたクロス項（FDIS × 地場企業）を追加する。仮説の検定は、FDI 変数とそのクロス項の両者によって行う。しかし、図 6 から図 13 や表 5 と表 6 から分かるように各グループの特性は異なっており、スピルオーバー効果もグループにより違う可能性がある。そこで、FDIS とそのクロス項にグループ別ダミー変数を掛け合わせたクロス項を作成して説明変数とする。これによりグループごとにスピルオーバー効果を検証する事が可能となる。第一の仮説は現地志向型 FDI の方がスピルオーバー効果は大きいということであり、式(3)の FDIS を FDID に変更して、 $a_1$  の大きさを比較する。FDID の他に、FDID と地場企業ダミーのクロス項を加えるのは FDIS の場合と同じであり、さらにグループ別ダミー変数を掛け合わせたクロス項も利用する。

輸出比率（EXP）を被説明変数にした場合は、 $a_1$  が負で有意であれば、FDI がスピルオーバー効果（国内販売促進効果）を持つと結論できる。TFP の場合と同様に、説明変数は、FDIS および FDIS と地場企業ダミーのクロス項である。さらに、グループごとの違いを見るためにグループ別ダミー変数を掛け合わせたクロス項も加える。第二の仮説は、FDI のスピルオーバー効果（国内販売促進効果）は、現地志向型 FDI の方が大きいというものである。その検定のためには、TFP の場合と同様に、FDIS を FDID に変更して、 $a_1$  の大きさを比較する。

以上の分析において FDIS は JDIS と NJDIS に、FDID は JDID と NJDID に分類する事で、上記の議論が日系企業による直接投資と非日系外資企業による直接投資のスピルオーバー効果の違いについて検証する。

各変数の基本統計量を表 7 に載せた。



表7 基本統計量

タイ食料品製造業						タイ飲料製造業				
変数	観察数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
TFP	336	2.45	0.65	0.63	4.63	34	2.59	0.48	1.82	3.19
EXP	279	0.51	0.40	0	1	27	0.06	0.13	0	0.37
FS	110	0.15	0.23	0	0.70	17	0.18	0.20	0	0.42
M	341	0.03	0.06	0	0.36	34	0.32	0.31	0.79	0.91
FDIS	353	0.04	0.03	0	0.08	35	0.13	0.14	0	0.30
FDIS_D	353	0.03	0.02	0	0.05	35	0.13	0.14	0	0.30
マレーシア食料品製造業						マレーシア飲料製造業				
変数	観察数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
TFP	345	5.27	0.70	3.37	8.28	54	5.54	0.88	3.17	6.46
EXP	347	0.13	0.19	0	0.85	48	0.06	0.08	0	0.3
FS	369	0.11	0.21	0	0.61	55	0.26	0.30	0	0.73
M	348	0.03	0.06	0	0.42	54	0.20	0.21	0	0.62
FDIS	370	0.19	0.04	0.07	0.30	55	0.41	0.16	0.09	0.56
FDIS_D	370	0.17	0.03	0.07	0.26	55	0.35	0.13	0.08	0.56
中国食料品製造業						中国飲料製造業				
変数	観察数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
TFP	132	3.02	0.75	0.54	4.69	130	2.87	0.66	1.26	4.36
EXP	132	0.15	0.26	0	0.97	125	0.05	0.16	0	0.92
FS	137	0.02	0.06	0	0.32	138	0.009	0.04	0	0.30
M	132	0.03	0.06	0	0.29	126	0.03	0.04	0	0.19
FDIS	132	0.15	0.553	0	0.02	130	0.04	0.628	0	0.04
FDIS_D	132	0.15	0.528	0	0.02	130	0.04	0.617	0	0.04
香港食料品製造業						香港飲料製造業				
変数	観察数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
TFP	180	6.63	0.85	2.92	8.5	97	6.09	0.75	4.33	8.67
EXP	206	0.18	0.29	0	1	103	0.19	0.32	0	1
FS	182	0.95	0.21	0	1	94	0.20	0.30	0	1
M	197	0.06	0.09	0	0.49	98	0.11	0.10	0.06	0.40
FDIS	215	0.04	0.03	0	0.19	103	0.27	0.19	0	0.52
FDIS_D	215	0.03	0.02	0	0.15	103	0.27	0.19	0	0.51

出所:著者作成

## 5. 分析結果

### 5.1 投資国を区別しない場合

まず、外資の食品企業に投資している外国企業の国籍を区別しないで分析を行う。初めは、食品企業の生産性を指標にして FDI のスピルオーバー効果を計測した。結果は表 8 である。現地志向型 FDI と輸出指向型 FDI を区別しない場合が列 1 である。食品産業全体では FDI は生産性に有意な影響を持たないが、地場企業に限ると有意に生産性を低下させることがわかる。列 3 では、現地志向型 FDI と輸出指向型 FDI を区別し現地志向型 FDI に限定して同様の分析を行った結果である。FDI は食品産業全体の生産性を有意に上昇させるが、地場企業の実生産性は有意に低下させることが示された。

次に FDI の受け手の企業を製品と立地により 8 つのグループに分けて同様の分析を行った。列 2 は、FDI を現地志向と輸出指向に区別せずに分析した結果である。食品企業全体では、タイの食料品製造業と香港の飲料製造業で FDI の生産性上昇効果が見られるが、マレーシアと中国の食料品製造業では逆に FDI は生産性を低下させている。地場企業とのクロス項では、FDI はタイの食料品製造業、香港の食品と飲料製造業で有意に負、中国の食料品製造業では有意に正となった。FDI の地場企業に対する影響は、食品企業全体の係数と地場企業とのクロス項の係数の和であるが、F 検定の結果、タイの食料品製造業で有意に正 (0.12)、香港の食料品と飲料製造業で有意に負 (それぞれ-0.02 と-0.01) となった。最後の列 4 では、FDI を現地志向型 FDI に限定した。食品企業全体の生産性については、有意に正の影響が見られるのはタイの食料品製造業と香港の食料品製造業と飲料製造業である。マレーシアと中国の食料品製造業では有意に負の影響が見られる。しかし、地場企業とのクロス項では、現地志向型 FDI の効果は、タイの食料品製造業、香港の食料品と飲料製造業、いずれも有意水準 1% で負である。係数の和を求めて F 検定を行うと、列 2 と同じく、タイの食料品製造業で有意に正 (0.13)、香港の食料品と飲料製造業で有意に負 (それぞれ-0.03 と-0.01) となった。

以上より、タイの食料品製造業について、FDI が地場企業の実生産性を有意に高めることが示され、スピルオーバー効果が確認された。第一の仮説は、現地志向型 FDI の方が輸出志向型 FDI よりも地場企業へのスピルオーバー効果が強いというものであった。上に示したように、現地志向と輸出志向を区別しない FDI が地場企業の実 TFP を増加する効果は約 0.12、現地志向に限定すると約 0.13 となるので、わずかではあるが現地志向型 FDI のスピルオーバー効果が強い。したがって、第一の仮説は支持された。香港では、食料品製造業、飲料製造業いずれも FDI は地場企業の実生産性を有意に下げている。香港では図 12 と図 13 に示したように、TFP は増加傾向にある。しかし、この章の分析結果から、これは外資企業同士によるスピルオーバーであり、地場企業は外資企業の進出により弱体化（生産性の低下）しているといえよう。マレーシアと中国については、FDI が食料品製造業の実生産性を有意に低下させているという結果が得られたが、地場企業に限ると F 検定の結果、有意な影響ではない。

表 8 FDI の TFP に対するスピルオーバー効果

被説明変数	TFP				
	FDI 代理変数	現地志向・輸出志向型 FDI		現地志向型 FDI	
	列番号	1	2	3	4
FDI シェア		0.36(0.27)		0.47(0.24)**	
タイ×食料品製造業			18.00(0.92)***		25.29(1.32)***
×飲料製造業			-3.69(3.91)		-3.28(3.85)
マレーシア×食料品製造業			-1.42(0.82)*		-1.42(0.81)*
×飲料製造業			0.68(0.97)		1.12(0.74)
中国×食料品製造業			-47.2(23.49)**		-45.06(24.47)*
×飲料製造業			-48.09(59.43)		-42.22(58.44)
香港×食料品製造業			-0.16(1.27)		1.51(1.65)**
×飲料製造業			0.50(0.21)**		0.57(0.26)***
FDI シェア×地場企業ダミー		-1.36(0.50)***		-1.50(0.46)***	
タイ×食料品製造業			-6.21(2.54)**		-12.09(3.86)***
×飲料製造業			0.59(1.00)		0.31(1.16)
マレーシア×食料品製造業			0.24(0.88)		-0.15(1.21)
×飲料製造業			0.01(0.48)		0.05(0.49)
中国×食料品製造業			36.17(21.78)*		36.31(24.99)
×飲料製造業			11.33(7.90)		9.11(9.02)
香港×食料品製造業			-2.19(1.23)*		-4.55(1.63)***
×飲料製造業			-1.65(0.25)***		-1.72(0.29)***
地場企業ダミー		0.05(0.17)	-0.25 (0.21)	0.05(0.16)	-0.18(0.25)
外国資本比率		-0.34(0.31)	-0.59(0.30)**	-0.37(0.32)	-0.52(0.32)
同一グループ内の純売上高シェア		-0.69(0.42)	-0.64(0.40)	-0.73(0.43)*	-0.67(0.38)*
飲料製造業ダミー		No	No	No	No
国ダミー		No	No	No	No
年ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes
定数項		4.96(0.20)***	5.35(0.33)***	4.96 (0.19)***	5.28 (0.36)***
観察数		831	831	831	831
観察グループ数		170	170	170	170
モデル		FE	FE	FE	FE
F 検定		F(169,647)=12.22 Prob>F=0.00	F(169,633) =10.44 Prob>F=0.00	F(169,647)=12.25 Prob>F=0.00	F(169,633) =10.58 Prob>F=0.00
Hausman 検定		chi2(13)=57.92 Prob>chi2=0.00	chi2(27)=91.04 Prob>chi2=0.00	chi2(13)=60.29 Prob>chi2=0.00	chi2(28)=67.50 Prob>chi2=0.00

注:TFP は対数値。括弧内は 8 つの産業グループでクラスター化した標準誤差。\*は 10%水準、\*\*は 5%水準、\*\*\*は 1%水準で有意である事を示す。Hausman 検定と F 検定より、いずれも固定効果モデル(FE)を採択。

表9 FDIの輸出比率に対するスピルオーバー効果

被説明変数	輸出比率				
	FDI代理変数	現地志向・輸出志向型 FDI		現地志向型 FDI	
	列番号	1	2	3	4
FDI シェア	-0.09(0.11)			-0.05(0.08)	
タイ×食料品製造業		-1.57(0.29)***		-2.22(0.36)***	
×飲料製造業		-1.36(0.41)***		-1.33(0.38)***	
マレーシア×食料品製造業		-0.59(0.15)***		-0.72(0.21)***	
×飲料製造業		-0.40(0.11)***		-0.38(0.06)***	
中国×食料品製造業		-3.35(2.59)		-4.43(2.72)	
×飲料製造業		0.33(2.21)		-0.03(2.01)	
香港×食料品製造業		-0.78(0.32)**		-0.98(0.39)**	
×飲料製造業		0.009(0.03)		0.01(0.03)	
FDI シェア×地場企業ダミー	0.09(0.13)		0.04(0.11)		
タイ×食料品製造業		-0.80(0.48)*		-0.73(0.60)	
×飲料製造業		-0.01(0.10)		0.01(0.10)	
マレーシア×食料品製造業		0.47(0.23)**		0.61(0.27)**	
×飲料製造業		0.05(0.04)		-0.01(0.04)	
中国×食料品製造業		7.16(2.63)***		7.60(2.67)***	
×飲料製造業		-0.76(0.78)		-0.52(0.79)	
香港×食料品製造業		0.66(0.19)***		0.83(0.24)***	
×飲料製造業		-0.04(0.05)		-0.04(0.05)	
地場企業ダミー	0.04 (0.06)	0.01 (0.05)	0.03 (0.06)	0.004 (0.05)	
外国資本比率	0.09(0.08)	-0.02(0.08)	0.04(0.09)	-0.03(0.08)	
同一グループ内の純売上高シェア	0.16(0.20)	0.11(0.22)	0.11(0.21)	0.10(0.22)	
飲料製造業ダミー	No	-0.09(0.04)**	-0.04(0.08)	-0.04(0.07)	
国ダミー	No	Yes	Yes	Yes	
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	
定数項	0.13 (0.06)**	0.18 (0.04)***	0.11 (0.06)*	0.10 (0.04) ***	
観察数	850	850	850	850	
観察グループ数	164	164	164	164	
モデル	FE	RE	RE	RE	
F 検定	F(163, 672) =51.52 Prob>F=0.00				
Hausman 検定	chi2(13)=-2.60	chi2(28)=28.41 Prob>chi2=0.44	chi2(14)=12.04 Prob>chi2=0.60	chi2(26)=10.76 Prob>chi2=0.996	
Breusch and Pagan LM 検定		chi2(1) =1272.43 Prob>chi2=0.00	chi2(1) =1326.96 Prob>chi2=0.00	chi2(1) =1282.71 Prob>chi2=0.00	

注: TFP は対数値。括弧内は 8 つの産業グループでクラスター化した標準誤差。\*は 10%水準、\*\*は 5%水準、\*\*\*は 1%水準で有意である事を示す。Hausman 検定と LM 検定より、列 6,7,8 は変量効果モデル(RE)を採択(列 5 は  $\chi^2$  統計量が負になり FE を採択)。

表 9 は輸出比率を被説明変数にした結果である。列 1 と列 3 は、FDI の受け手の食品企業をグループ分けせずに分析した結果であり、列 3 では現地志向型 FDI に限っている。いずれも FDI が食品企業の輸出比率に及ぼす影響は見いだせなかった。一方、列 2 と列 4 では、食品企業を 8 つのグループに分けた。第一の仮説が支持されたタイの食料品製造業について見ると、FDI は輸出比率を有意に低下させており、地場企業に限るとなお輸出比率低下の程度が大きい。係数の和は-0.024 で、1%有意である。さらに、現地志向型 FDI にすると係数の絶対値が大きくなる（地場企業について計算すると-0.029 で 1%有意）。これは同グループ内での外資企業のプレゼンスが高いほど、そのグループに属する地場企業が相対的に国内販売にシフトするという第二の仮説を支持する結果である。タイの食料品製造業では現地志向型 FDI のスピルオーバー効果がより大きいという結果とあわせて考えると、輸出比率の減少においても現地志向型 FDI の効果が FDI の効果よりも大きくなった事は、タイの地場の食料品製造企業は、現地志向型 FDI のスピルオーバー効果により国内市場向けの技術を獲得し、それを利用して国内市場向けの製品の販売比率を高めていったと解釈できる。

なお、他の多くのグループでは FDI の係数が負で有意になっている一方で、地場企業と FDI のクロス項の係数は正で有意になっている。しかし、両係数を足し合わせて地場企業への影響を検定すると、有意になるのはマレーシアの飲料製造業だけであり、しかも FDI は地場企業の輸出比率を低下させていた。表 8 に示したように、マレーシアの飲料製造業への FDI は地場企業の生産性に対して正・負ともに影響を及ぼしていない。しかし、地場企業の輸出を有意に減少させていることから、地場企業に不利に働いている可能性がある。ここまで取り上げなかったその他のグループでは、地場企業に限ると影響は見いだせないものの、タイの飲料製造業、マレーシアの食料品製造業、香港の食料品製造業では FDI が輸出比率を有意に低下させていることがわかる。

## 5.2 日系企業のスピルオーバー効果

表 10 は FDI の投資国を区別してスピルオーバー効果を TFP により計測した結果である。投資国を日本に限定した場合と、日本以外の国に限定した場合、それぞれについて回帰分析を行った。投資先国については区別していない。その結果、日本の FDI は外資企業を含む対象国の食品産業全体にも、対象国の地場企業にも有意な影響を与えていない。しかし、日本以外の国の FDI は、外資企業を含む産業全体には正のスピルオーバー効果を示すものの、地場企業への負の効果がそれを上まっている。つまり、一般的には地場企業の市場を奪う傾向があると考えられる。

次に、投資受け入れ国ごと、かつ食品製造業と飲料製造業に分けてスピルオーバー効果を計測した。結果は表 11 である。まず、タイの食品製造業全体については、日本か日本以外かを問わず、また現地志向型か輸出志向型かを問わず、非常に強いスピルオーバー効果が確認できた。これは表 8 の結果と整合的である。地場企業へのスピルオーバー効果に限

定すると（食品製造業全体への効果と地場企業への和を求めると）、現地志向型と輸出志向型の区別をしない場合（列 5 と列 6）は、日本企業とその他の国の企業の FDI の効果はほとんど同じである。しかし、現地志向型に限定すると（列 7 と列 8）、日本企業による FDI の地場企業へのスピルオーバー効果は、その他の国の企業による効果よりもずっと大きい（ほぼ 3:2 の比率）。つまり、日本企業のタイ市場を目標にした食品製造業の現地志向型 FDI は、タイの地場の食品製造業の生産性を有意に高めていることがわかる。日本企業の FDI が正のスピルオーバー効果を持つのは、タイの食品製造業以外には、中国の地場の飲料製造業だけであり、日本企業の FDI が常に技術伝播を引き起こしているわけではない。同様に日本以外の国の企業の FDI が正のスピルオーバー効果を示すのも、タイの食品製造業以外では香港とマレーシアの飲料製造業に限られる。このように正のスピルオーバー効果は非常に限られたケースで確認できる。タイの食品製造業で顕著に正のスピルオーバー効果があるのは、国内市場が非常に発達している、地場企業の技術受容能力が高いなどの理由によるものであろう。

負のスピルオーバー効果で日本の投資に特徴的なのは、マレーシアの食品産業に対するものである。FDI 全体でも、現地志向型 FDI でも強い負のインパクトを持つ。日本以外の投資では、中国向けと香港向けの現地志向型 FDI が、やはり有意に負の影響を示している。

本稿の仮説は、もし現地の国内市場を目標にした現地志向型 FDI が地場企業に正のスピルオーバー効果をもたらすならば、地場企業は国内市場にシフトするため総売上高のうち輸出の比率を低下させるというものである。そこで、被説明変数を輸出比率にして FDI の効果を検定した。その結果が表 12 と表 13 である。

表 12 は FDI の投資国を区別するが、投資先国については区別していない。TFP に関する分析結果の表 10 に対応する。表 12 では、日本の FDI が地場企業の輸出比率を有意に高めている。しかし、表 10 からわかるように、日本の FDI（現地志向型と輸出志向型の合計）は地場企業の TFP の上昇という形のスピルオーバーは引き起こしていない。この結果は、一般的には日本企業の食品産業への FDI は日本への輸出を目的としており、そのような日系企業が設立されると地場企業もまねして日本に輸出を始めるという状況を反映しているものと思われる。そのような輸出振興的なスピルオーバー効果は、日本以外の国では見いだせない。表 10 で見たように、日本以外の国からの FDI は地場企業の TFP に対して負の影響が顕著であった。しかし、表 12 では輸出比率について有意な影響を示さない。このことは日本以外の国の FDI は、当該国の国内市場を侵食する傾向があることを意味しており、日本の FDI とは対照的である。

輸出比率に対するスピルオーバー効果を投資受け入れ国ごとに区別した結果が表 13 である。タイの食品製造業は FDI が有意に輸出比率を低下させている。タイの食品製造業については表 11 に示したように FDI は技術伝播を引き起こしており、その効果は現地志向型 FDI の方が強い。表 13 から、輸出比率の低下も現地志向型 FDI の方でより強いので、両者をあわせると仮説の通り FDI が現地志向型の技術革新を促し、売上げの国内比率を高め

る効果があったと考えられる。さらに投資国別に見ると、現地志向型 FDI が輸出比率を低下させる効果は日本の FDI の方が強く、しかも地場企業に対する効果の方が大きい。このことは、日本の現地志向型 FDI はスピルオーバー効果が強いという分析結果と整合的である。

表 11 で、スピルオーバー効果が正で有意になった例は、タイの食品製造業以外には、日本の FDI では中国の地場の飲料製造業、日本以外の FDI については香港の飲料製造業とマレーシアの地場の飲料製造業だけである。しかし、それらに対応する輸出比率の結果は、表 13 を見ると、有意でないか正で有意であり、スピルオーバーが国内売上げ比率を増やすという傾向は確認できない。以上より、仮説が支持されるのがタイの食品製造業に限っていること、さらにタイの食品製造業については日本企業の FDI の地場企業へのスピルオーバー効果と輸出抑制効果が他の国の FDI と比べて顕著であることがわかった。

表 10 日本企業の FDI の TFP に対するスピルオーバー効果・その 1

被説明変数	TFP			
	FDI 代理変数	現地志向・輸出志向型 FDI (日本のみ)	現地志向・輸出志向型 FDI (日本以外)	現地志向型 FDI (日本のみ)
列番号	1	2	3	4
FDI シェア	9.33(8.19)	0.28(0.24)	4.63(5.84)	0.42(0.18)**
FDI シェア×地場企業ダミー	-9.69(6.95)	-1.26(0.45)***	-6.66(4.50)	-1.49(0.36)***
地場企業ダミー	0.009(0.23)	0.009(0.16)	-0.05(0.20)	0.01(0.14)
外国資本比率	-0.51(0.26)**	-0.32(0.30)	-0.42(0.21)**	-0.32(0.28)
同一グループ内の純売上高シェア	-0.004(0.01)	-0.007(0.004)*	-0.003(0.007)	-0.008(0.004)*
飲料製造業ダミー	No	No	No	No
国ダミー	No	No	No	No
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	4.90(0.24)***	4.98(0.21)***	4.96(0.22)***	4.98(0.19)***
観察数	831	831	831	831
観察グループ数	170	170	170	170
モデル	FE	FE	FE	FE
F 検定	F(169, 647) = 11.79 Prob > F = 0.00	F(169, 647) = 12.23 Prob > F = 0.00	F(169, 647) = 11.60 Prob > F = 0.00	F(169, 647) = 12.30 Prob > F = 0.00
Hausman 検定	chi2(13) = 53.32 Prob > chi2 = 0.00	chi2(13) = 58.58 Prob > chi2 = 0.00	chi2(13) = 47.75 Prob > chi2 = 0.00	chi2(13) = 71.03 Prob > chi2 = 0.00

注:TFP は対数値。括弧内は 8 つの産業グループでクラスター化した標準誤差。\*は 10%水準、\*\*は 5%水準、\*\*\*は 1%水準で有意である事を示す。Hausman 検定と F 検定より、いずれも固定効果モデル(FE)を採択。

表 11 日本企業の FDI の TFP に対するスピルオーバー効果・その 2

被説明変数	TFP			
	FDI代理変数	現地志向・輸出志向型 FDI (日本のみ)	現地志向・輸出志向型 FDI (日本以外)	現地志向型 FDI (日本のみ)
列番号	5	6	7	8
FDI×タイ×食品製造業	25.61(1.94)***	34.07(2.24)***	56.39(4.01)***	36.25(2.35)***
同×飲料製造業	(dropped)	-3.26(4.24)	(dropped)	-3.05(4.42)
FDI×マレーシア×食品製造業	-26.66(12.50)**	-0.72(0.83)	-26.07(14.09)*	-1.17(0.85)
同×飲料製造業	(dropped)	0.32(0.78)	(dropped)	-1.03(0.18)***
FDI×中国×食品製造業	-153.11(204.78)	-41.23(25.62)	-156.22(205.30)	-39.47(27.49)**
同×飲料製造業	-9.65(5.13)*	-4.50(29.93)	-8.97(5.83)	-2.84(31.80)***
FDI×香港×食品製造業	(dropped)	-0.40(1.54)	(dropped)	-3.67(1.74)***
同×飲料製造業	5.14(3.43)	0.56(0.19)***	4.97(3.65)	0.59(0.22)
FDI×地場企業×タイ×食品	-4.11(4.02)	-12.97(5.03)***	-25.49(6.98)***	-15.69(5.71)
同×飲料	(dropped)	0.46(1.10)	(dropped)	0.37(1.25)
FDI×地場企業×マレー×食品	0.70(6.77)	0.11(1.14)	-0.07(7.79)	-0.04(1.34)
同×飲料	(dropped)	0.15(0.42)	(dropped)	0.80(0.37)**
FDI×地場企業×中国×食品	165.47(131.45)	32.87(34.28)	165.59(133.74)	35.43(36.76)
同×飲料	7.26(4.02)*	6.86(33.51)	6.55(4.87)	5.05(35.74)
FDI×地場企業×香港×食品	(dropped)	-2.69(1.48)*	(dropped)	0.13(1.74)
同×飲料	-5.87(2.60)**	-1.66(0.21)***	-6.36(3.22)**	-1.69(0.25)***
地場企業ダミー	-0.27(0.18)	-0.21(0.24)	-0.24(0.12)	-0.20(0.24)
外国資本比率	-0.70(0.39)	-0.46(0.32)	-0.70(0.43)	-0.49(0.34)
同一グループ内の純売上高シェア	-0.001(0.007)	-0.007(0.004)	-0.001(0.007)	-0.006(0.004)
飲料製造業ダミー	No	No	No	No
国ダミー	No	No	No	No
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	5.25(0.20)	5.10(0.22)	5.26(0.22)	5.14(0.21)
観察数	831	831	831	831
観察グループ数	170	170	170	170
モデル	FE	FE	FE	FE
F 検定	F(169,639) =10.93 Prob > F = 0.00	F(169, 633) =10.65 Prob > F = 0.00	F(169, 639) =10.95 Prob > F = 0.00	F(169, 633) =10.82 Prob > F = 0.00
Hausman 検定	chi2(10) =29.68 Prob>chi2 =0.001	chi2(19)=93.53 Prob>chi2 =0.00	chi2(10)=28.08 Prob>chi2 =0.002	chi2(19)=78.04 Prob>chi2 =0.00

注:TFP は対数値。括弧内は 8 つの産業グループでクラスター化した標準誤差。\*は 10%水準、\*\*は 5%水準、\*\*\*は 1%水準で有意である事を示す。Hausman 検定と F 検定より、いずれも固定効果モデル(FE)を採択。



表 12 日本企業の FDI の輸出比率に対するスピルオーバー効果・その 1

被説明変数 FDI 代理変数	輸出比率			
	現地志向・輸出 志向型 FDI (日本のみ)	現地志向・輸出 志向型 FDI (日本以外)	現地志向型 FDI (日本のみ)	現地志向型 FDI (日本以外)
列番号	1	2	3	4
FDI シェア	-1.41(0.88)	-0.07(0.10)	-1.09(0.88)	-0.03(0.07)
FDI シェア×地場企業ダミー	1.30(0.75)*	0.07(0.12)	1.27(0.83)	0.07(0.13)
地場企業ダミー	0.03(0.06)	0.04(0.06)	0.03(0.06)	0.04(0.06)
外国資本比率	0.10(0.06)	0.082(0.08)	0.10(0.06)	0.073(0.07)
同一グループ内の純売上高シェア	0.002(0.002)	0.002(0.002)	0.002(0.002)	0.002(0.002)
飲料製造業ダミー	No	No	No	No
国ダミー	No	No	No	No
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	0.14(0.06)**	0.13(0.06)**	0.14(0.06)**	0.13(0.06)
観察数	850	850	850	850
観察グループ数	164	164	164	164
モデル	FE	FE	FE	FE
F 検定	F(163,672) = 50.94 Prob>F = 0.00	F(163, 672) =51.52 Prob > F = 0.00	F(163, 672) =50.63 Prob >F = 0.00	F(163, 672) =51.46 Prob > F = 0.00
Hausman 検定	chi2(13) =148.20 Prob>chi2 =0.00	chi2(13) =117.61 Prob>chi2 =0.00	chi2(13) =129.91 Prob>chi2 =0.00	chi2(13) =251.11 Prob>chi2 =0.00

注:TFP は対数値。括弧内は 8 つの産業グループでクラスター化した標準誤差。\*は 10%水準、\*\*は 5%水準、\*\*\*は 1%水準で有意である事を示す。Hausman 検定と F 検定より、いずれも固定効果モデル(FE)を採択。

表 13 日本企業の FDI の輸出比率に対するスピルオーバー効果・その 2

被説明変数	輸出比率			
	FDI代理変数	現地志向・輸出志向型 FDI (日本のみ)	現地志向・輸出志向型 FDI (日本以外)	現地志向型 FDI (日本のみ)
列番号	5	6	7	8
FDI×タイ×食品製造業	-2.40(0.18)***	-2.68(0.59)***	-5.50(0.23)***	-3.16(0.58)***
同×飲料製造業	(dropped)	-1.36(0.36)***	(dropped)	-1.23(0.34)***
FDI×マレーシア×食品製造業	-3.17(1.17)***	-0.76(0.18)***	-3.56(1.13)***	-0.74(0.19)***
同×飲料製造業	(dropped)	-0.41(0.09)***	(dropped)	-0.003(0.02)
FDI×中国×食品製造業	-30.76(23.55)	-2.43(2.93)	-30.20(23.47)	-4.56(4.04)
同×飲料製造業	1.34(0.70)*	3.22(1.89)	1.13(0.79)	2.60(2.39)
FDI×香港×食品製造業	(dropped)	-0.98(0.36)***	(dropped)	-0.59(0.49)
同×飲料製造業	0.34(0.13)***	0.005(0.03)	0.43(0.12)***	0.009(0.03)
FDI×地場企業×タイ×食品	-3.96(0.94)***	-1.34(0.74)*	-5.54(1.54)***	-0.99(0.82)
同×飲料	(dropped)	0.002(0.08)	(dropped)	0.005(0.10)
FDI×地場企業×マレー×食品	2.92(1.71)*	0.63(0.24)***	3.37(1.86)*	0.71(0.30)**
同×飲料	(dropped)	0.07(0.04)*	(dropped)	0.09(0.03)***
FDI×地場企業×中国×食品	-4.78(20.59)	7.89(2.76)***	-4.17(20.73)	7.25(2.86)***
同×飲料	-0.98(0.94)	-3.54(2.12)*	-0.76(1.05)	-2.83(2.69)
FDI×地場企業×香港×食品	(dropped)	0.920(0.24)***	(dropped)	0.47(0.34)
同×飲料	0.22(0.19)	-0.05(0.04)	0.31(0.21)	-0.04(0.04)
地場企業ダミー	0.04(0.04)	0.004(0.04)	0.03(0.04)	0.005(0.05)
外国資本比率	0.05(0.05)	-0.03(0.08)	0.05(0.05)	-0.02(0.08)
同一グループ内の純売上高シェア	0.002(0.002)	0.001(0.002)	0.002(0.002)	0.001(0.002)
飲料製造業ダミー	No	-0.04(0.06)	No	-0.08(0.07)
国ダミー	No	Yes	No	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	0.14(0.04)***	0.52(0.07)	0.15(0.04)	0.52(0.07)
観察数	850	850	850	850
観察グループ数	164	164	164	164
モデル	FE	RE	FE	RE
F 検定	F(163, 664) = 49.26 Prob > F = 0.00	F(163, 658) = 49.80 Prob > F = 0.00	F(163, 664) = 49.33 Prob > F = 0.00	F(163, 658) = 49.67 Prob > F = 0.00
Hausman 検定	chi2(10) = 17.51 Prob > chi2 = 0.0638	chi2(19) = 24.03 Prob > chi2 = 0.1948	chi2(10) = 24.20 Prob > chi2 = 0.0071	chi2(19) = 22.16 Prob > chi2 = 0.2763

注:TFP は対数値。括弧内は 8 つの産業グループでクラスター化した標準誤差。\*は 10%水準、\*\*は 5%水準、\*\*\*は 1%水準で有意である事を示す。Hausman 検定と F 検定より、列 5,7 は固定効果モデル(FE)、列 6,8 は変量効果モデル(RE)を採択。

## 6. 結論

本稿では東アジア・東南アジアの4国・地域の食品産業における外国企業によるFDIの地場企業へのスピルオーバー効果を検証し、さらに外国企業を日本とそれ以外に分けることで日本企業のFDIのインパクトを明らかにした。

分析の結果、タイの食料品産業ではスピルオーバー効果が確認され、タイ国内での製品の販売を目的とした「現地志向型FDI」の方が他国の市場で販売することを目標とする「輸出志向型FDI」よりも、スピルオーバー効果は顕著であった。食品産業では商品への食文化の影響が大きいため、地場企業にとって輸出志向型FDIから技術を習得する事は、現地志向型FDIから技術を習得する事と比べて困難であるからと考えられる。またタイの食料品製造業においては、現地志向型FDIが地場企業の輸出比率を低くする事も示された。現地志向型FDIからのスピルオーバー効果により、地場企業は国内市場向けの技術を獲得するため、それを利用した国内市場向けの生産を相対的に増やしたと解釈出来る。

外国企業を日本とそれ以外の国に分けて、同様の分析をした結果、タイの食料品産業でも食料品製造業において、日本のFDIのスピルオーバー効果と輸出抑制効果が、他の国のFDIの同効果よりも顕著であることが判明した。日本企業の意図することはどうかは不明であるが、日本企業によるタイの食品製造業への投資、とりわけ国内市場を目標にした現地志向型の投資が、タイの地場の食品製造業の生産性向上に貢献していることわかる。しかも、その結果、それらの地場の食品製造業は売上げのうち輸出の比率を下げ国内販売比率を伸ばしている。

タイの食料品製造業以外のグループでスピルオーバー効果が検証されなかった要因として、以下の事が考えられる。マレーシア、香港においては国内市場の規模の小ささが問題である。実際、地場企業のみへのスピルオーバー効果を検証すると、香港では負で有意な結果となり、国内市場の規模の小ささから、地場企業が外資企業に国内市場を奪われた事が想像される。また飲料製造業でスピルオーバー効果が見られなかったのは、食料品製造業に比べ資本集約的であり、先進国との技術ギャップが小さい事が理由として考えられる。

今後アジア地域の経済成長が続く限り、現地志向型FDIが増加すると考えられる。では、本稿の分析結果から、どの様な事がインプリケーションとして得られるだろうか。まず1つ言える事は、食品産業においても国・地域、製造技術の違い、さらには投資国の違いにより投資受入国の地場企業へのスピルオーバー効果が異なるという事である。特に国・地域については国内市場の規模がスピルオーバー効果を決定する重要な要素となり、規模が小さいと外資企業による市場シェアの獲得が地場企業に与える負の影響が大きく、結果として生産性の低下を引き起こしてしまう。他方、製造技術については、資本集約的な飲料製造業においてスピルオーバー効果が生じにくい事も分かった。他方で、投資国については、今回は日本とそれ以外という区別しかできなかったが、日本の現地市場での販売を目的にしたFDIが、地場企業に正のスピルオーバー効果を与えていることが明らかとなった。スピルオーバー効果自体がタイの食品産業でしか検出できなかったため、日本の投資の影

響もタイに限定されるが、日本企業の FDI の特性であると考えてよいであろう。投資受入国は自国の食品産業の発展に繋がる外資企業の参入の在り方について、今回のこの様な結果も踏まえながら、さらなる検証が必要ではないだろうか。

本稿は、タイ、マレーシア、香港、中国の 4 カ国・地域の上場食品企業に限定して分析を行った。アジアには他にも特性の異なる多くの国があるが、それらを分析対象に出来なかった事は残念な点である。また、中国は国土が大きく、各地に無数の非上場食品企業があるので、上場企業に絞った今回の分析では全容がつかめていない可能性がある。これについても本稿の不十分な点として認めておく。

## 参考文献

- 阿久根優子(2009) 『食品産業の産業集積と立地選択に関する実証分析』筑波書房
- 岡本郁子・塚田和也(2010) 「タイの水産冷凍加工企業の現状と課題」『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』農林水産省農林水産政策研究所研究委託事業 2010 年度報告書
- 加賀爪優・田和昌洋(2010) 「日系食品企業による海外事業展開の日本農業への影響—動学的 CGE モデルの適用による検討—」『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』農林水産省農林水産政策研究所研究委託事業 2010 年度報告書
- 櫻井武司・阿部安茂・川崎理洋・木附晃実(2009) 「日系食糧農業企業の活動とその影響：タイとベトナムを中心に」『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』農林水産省農林水産政策研究所研究委託事業 2009 年度報告書
- 戸堂康之(2008) 『技術伝播と経済成長』勁草書房
- 三浦憲・櫻井武司(2010) 「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—」『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』農林水産省農林水産政策研究所研究委託事業 2010 年度報告書
- Aitken, Brian J. and Ann E. Harrison (1999) “Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela,” *The American Economic Review*, Vol.89, No.3, pp.605-618
- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin (1997) “Technological Diffusion, Convergence, and Growth,” *Journal of Economic Growth*, Vol.2, No.1 pp.1-26
- Girma, Sourafel (2005) “Absorptive Capacity and Productivity Spillovers from FDI: A Threshold Regression Analysis,” *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, Vol.67, No.3, pp.281-306
- Görg, Holger and Eric Strobl (2001) “Multinational Companies and Productivity Spillovers: A Meta-Analysis,” *The Economic Journal*, Vol.111, No.475, pp.723-739

- Görg, Holger and Alexander Hijzen (2004) "Multinationals and Productivity Spillovers," University of Nottingham Research Paper No. 2004/41
- Haddad, Mona and Ann Harrison (1993) "Are there positive spillovers from direct foreign investment?: Evidence from panel data for Morocco," *Journal of Development Economics*, Vol.42, No.1, pp.51-74
- Keller, Wolfgang and Stephen R. Yeaple (2009) "Multinational Enterprises, International Trade, and Productivity Growth: Firm-Level Evidence from the United States," *The Review of Economics and Statistics* Vol.91, No.4, pp.821-831
- Kinoshita, Yuko (2001) "R&D and Technology Spillovers through FDI: Innovation and Absorptive Capacity," CEPR Discussion Papers No. 2775
- Levinsohn, James and Amil Petrin (2003) "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *Review of Economic Studies*, Vol.70, No.2, pp.317-341.
- Monastiriotis, Vassilis and Rodrigo Algria (2011) "Origin of FDI and Intra-Industry Domestic Spillovers: the Case of Greek and European FDI in Bulgaria," *Review of Development Economics*, Vol.15, No.2, pp.326-329
- Petrin, Amin, Brian P. Poi, and James Levinsohn (2004) "Production function estimation in Stata using inputs to control for unobservables," *The Stata Journal*, Vol.4, No.2, pp.113-123
- Todo, Yasuyuki and Koji Miyamoto (2006) "Knowledge spillovers from foreign direct investment and the role of local R&D activities: evidence from Indonesia" *Economic Development and Cultural Change*, Vol.55, No.1, pp.173-200
- Todo, Yasuyuki, Weiyang Zhang, and Li-An Zhou (2006) "Intra-Industry Knowledge Spillovers from Foreign Direct Investment in Research and Development: Evidence from China's "Silicon Valley"," *Review of Development Economics*, Vol.15, No.3, pp.569-585

Appendix 1 タイのサンプル企業の生産物で見た内訳

生産物の種類		外資企業	総企業数	外資企業の 観察数	観察数
食料品 製造業	食肉加工品の製造	1	2	1	11
	水産物加工品の製造	3	11	18	120
	野菜・果物の加工品の製造	2	6	5	66
	植物油・動物性油脂の製造	3	5	21	54
	乳製品の製造	0	0	0	0
	澱粉製品の製造	4	5	21	51
	飼料の製造	0	1	0	11
	菓子製造業	0	2	0	21
	その他の食品の製造	0	2	0	19
飲料製 造業	アルコール飲料の製造	0	0	0	0
	ソフトドリンクの製造	2	4	8	35
合計		15	38	74	388

出所:著者作成

Appendix 2 マレーシアのサンプル企業の生産物で見た内訳

生産物の種類		外資企業	総企業数	外資企業の 観察数	観察数
食料品 製造業	食肉加工品の製造	1	12	2	105
	水産物加工品の製造	0	1	0	10
	野菜・果物の加工品の製造	2	2	22	22
	植物油・動物性油脂の製造	0	1	0	10
	乳製品の製造	2	3	22	32
	澱粉製品の製造	1	5	11	50
	飼料の製造	2	2	18	20
	菓子製造業	1	9	3	83
	その他の食品の製造	3	4	23	38
飲料製 造業	アルコール飲料の製造	2	2	13	22
	ソフトドリンクの製造	1	5	11	33
合計		15	46	125	425

出所:著者作成

Appendix 3 中国のサンプル企業の生産物で見た内訳

生産物の種類		外資企業	総企業数	外資企業の 観察数	観察数
食料品 製造業	食肉加工品の製造	0	9	0	31
	水産物加工品の製造	0	1	0	3
	野菜・果物の加工品の製造	0	6	0	15
	植物油・動物性油脂の製造	0	1	0	2
	乳製品の製造	1	7	4	19
	澱粉製品の製造	2	4	4	12
	飼料の製造	2	9	3	25
	菓子製造業	0	0	0	0
	その他の食品の製造	1	11	1	33
飲料製 造業	アルコール飲料の製造	2	31	6	127
	ソフトドリンクの製造	0	3	0	12
合計		8	82	18	279

出所:著者作成

Appendix 4 香港のサンプル企業の生産物で見た内訳

生産物の種類		外資企業	総企業数	外資企業の 観察数	観察数
食料品 製造業	食肉加工品の製造	4	5	10	18
	水産物加工品の製造	0	2	0	20
	野菜・果物の加工品の製造	1	6	1	42
	植物油・動物性油脂の製造	2	5	13	41
	乳製品の製造	0	7	0	24
	澱粉製品の製造	0	1	0	11
	飼料の製造	1	1	11	11
	菓子製造業	0	1	0	11
	その他の食品の製造	1	5	5	37
飲料製 造業	アルコール飲料の製造	3	6	15	42
	ソフトドリンクの製造	5	9	27	61
合計		17	48	82	318

出所:著者作成