

海外事業活動の国内雇用への影響とその経年変化

—大阪府本社中堅・中小製造企業のアンケート調査データを用いた実証分析—

大阪産業経済リサーチセンター客員研究員

孟 哲男

大阪市立大学大学院経済学研究科・経済学部専任講師

小川 亮[†]

2013年8月29日

Discussion Paper No. 80

<要旨>

本稿では、大阪府本社の中堅・中小製造企業を対象にしたアンケート調査結果を用いて、海外事業活動がもたらす自社の国内雇用への長期的影響を検証する。このアンケートは、大阪産業経済リサーチセンターが2012年10月に行った調査である。その質問項目には、海外直接投資（以下、FDIと略す。）後の経過年数、海外および国内の雇用動向に関するものが含まれている。分析手法は、被説明変数である国内雇用の状況を順序のある選択方式で企業に尋ねているため、順序プロビットモデルおよび順序ロジットモデルを採用する。分析結果としては、大阪の中堅・中小製造企業において、海外拠点の事業活動の拡大が自社の国内雇用の増加につながる傾向がみられるが、その効果はFDI後に年数が経過するにつれて低下していくことが確認された。また、推計モデルを用いた限界効果のシミュレーションから、海外雇用と国内雇用の補完的な関係は、FDI後の経過年数が20年ぐらい過ぎると、ほとんどなくなることも推測された。本稿で確認された海外雇用と国内雇用の補完的な関係は、Yamashita and Fukao (2010) などの先行研究と整合的であるが、その関係がFDI後の経過年数が長くなるに従って弱まっていくという結果は、本稿のオリジナルの発見といえる。

[†] r.ogawa@econ.osaka-cu.ac.jp

海外事業活動の国内雇用への影響とその経年変化*

—大阪府本社中堅・中小製造企業のアンケート調査データを用いた実証分析—

1. はじめに

本稿では、日本の製造企業の海外直接投資（Foreign Direct Investment。以下、FDI と呼ぶ。）が深化するなか、海外現地の事業活動と国内の自社雇用の長期的な関係について実証分析を行う。

これまで我が国では、製造企業の海外拠点の設置およびその事業拡大は、国内から海外への生産地の代替により、国民生活に直結する国内雇用の喪失をもたらすのではないかという社会的懸念が常につきまとっていた。それを背景に、日本の製造企業の FDI が国内雇用に与える影響について、企業マイクロデータによる実証分析が近年行われてきた¹。そして、これまでの実証結果から、必ずしも FDI が自社の国内雇用に縮小させる訳ではないことが分かってきた。Yamashita and Fukao (2010) は、海外の従業者数や生産量で代理した海外事業規模の拡大により自社の国内雇用に減少している傾向はみられないと結論づけている。また、Ando and Kimura (2011) は、東アジアで現地法人の雇用に拡大した企業は、国内雇用も増加させるという結果を得ている²。さらに、Hijzen et al. (2007)、Tanaka (2012) では、FDI を行った企業と行わなかった企業の間で雇用変化を比べ、FDI が自社の国内雇用の増加に寄与する結果を示している。加えて、中小企業白書 (2012) は、中小企業においても、FDI が自社の国内雇用に増加させる影響をもつことを示している³。

FDI が自社の国内雇用に寄与する主な理由に、輸出誘発効果がある。これは、海外拠点での生産増加が、現地生産で用いられる基幹部品の国内生産を増やすことを意味する。この効果は生産工程の一部を海外に移設する、いわゆる垂直的 FDI でみられやすい。そして、この投資形態は、国際間の生産要素価格の大きな差を利用するため、日本の製造企業の場合、アジアでの FDI に多く相当すると考えられる。

輸出誘発効果は、FDI の経験年数が長くなるにつれて続くものなのか。日本経済の中長期的な成長を図る成長戦略のなかでも、企業の海外展開への積極的な支援は重要な課題であり、この輸出誘発効果の長期的推移は関心が高い事項といえる。Kiyota et al. (2008) で

* 本稿の分析は、大阪産業経済リサーチセンター (2013) 『大阪本社中堅・中小製造企業の事業所機能再編』(筆者らが分担執筆した調査報告書) の補足資料「海外事業拡大が国内雇用に与える影響」を加筆・修正したものである。

¹ これに関して我が国企業を対象にした実証研究のサーベイとして、松浦 (2011)、桜・岩崎 (2012) が参考になる。また、海外企業も含めた実証分析のサーベイについては、伊藤 (2013) が参考になる。

² 一方で、Edamura (2011) は、東アジア地域での FDI が自社の国内雇用に減少させているという結果を得ている。

³ 中小企業白書 (2012) では、スイッチ回帰モデルの手法により、海外子会社を保有する中小企業が仮に保有しなかった場合の国内雇用成長率を推計した上で、実際の成長率と比較考察している。

は、海外進出した日系企業の現地調達比率に関する決定要因を実証分析している。そのなかで、東アジア及び東南アジアでの FDI の経歴が長ければ、現地調達率も高くなる傾向を明らかにしている。このことは、国内の基幹部品の生産について、長期的にはさらなる海外移転の対象となったり、または、海外現地企業からの調達に次第に替わっていくことを示唆するかもしれない⁴。したがって、これまでの先行研究が明らかにしてきた、海外事業活動の拡大と自社の国内雇用との補完関係は、長期的には薄れていく可能性も否定できない。

しかし、このような長期的な効果をみた分析はまだ見当たらない。確かに、Edamura (2011)、Hijzen et al. (2007)、Tanaka (2012) では、「企業活動基本調査」(経済産業省)により作成した企業パネル・データを用いて、FDI の国内雇用に与える影響を時間を追って確認している。しかし、これらの研究では、FDI 後、長くても 7 年間という期間を対象にしている。一方、Kiyota et al. (2008) の場合、「海外事業活動基本調査」(経済産業省)を用いて分析しているが、説明変数の記述統計をみると、FDI 後の経過年数の平均値が 10.54、標準偏差が 8.57 であることから分かるように、10 年上の海外進出歴を有する企業サンプルを多く含んでいる。

本稿では、大阪府本社の中堅・中小製造企業を対象にしたアンケート調査結果を用いて、海外事業活動の拡大がもたらす自社の国内雇用への長期的影響を検証する。このアンケートは、大阪産業経済リサーチセンターが 2012 年 10 月に行った調査である。その質問項目には、FDI 後の経過年数、海外および国内の雇用動向に関するものが含まれている。大阪府の中堅・中小製造企業は、古くからアジアを中心に海外進出しているところが多いため、そのサンプルは本分析の目的に適切であると考えられる。また、近年、FDI に取組む日本の中堅・中小製造企業の割合が増えている傾向にあり、中堅・中小規模を分析対象とする意義は高いといえる⁵。

本稿の分析では、平成 24 年 9 月末時点までの 3 年間、海外事業規模の拡大が自社の国内雇用と補完的なのかそれとも代替的なのか、そしてその関係は FDI 後に年数が経過するにつれてどのような変化がみられるのかを検証する。分析手法は、被説明変数である国内雇用の状況を順序のある選択方式で企業に尋ねているため、順序プロビットモデルおよび順序ロジットモデルを採用する。分析結果としては、大阪の中小製造企業でも、海外事業活動の拡大が自社の国内雇用の増加につながる傾向があるが、その効果は FDI 後に年数が経過するにつれて低下していくことが確認された。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節ではまず、使用するデータを説明し、次に、海外事業規模の変動を代理する海外従業者数の増減と国内従業者数の増減との関係が、FDI 後の経過年数の長短により違いがあるかを概観する。第 3 節では、分析のための推定モデル

⁴ Kiyota et al. (2008) は、海外拠点の経験年数を海外現地調達比率の説明要因にする理由として、現地企業の情報を多く知るようになることに加え、現地政府からの現地企業活用の要請や国際取引リスクの軽減に対し企業が次第に対応していくことをあげている。

⁵ 経済産業省 (2012) の第 3 章第 1 節では、2000 年代において海外子会社保有企業数・割合とも特に上昇が目立っているのが、中堅・中小規模の製造企業であることを指摘している。

を提示する。第 4 節では推定結果を吟味する。第 5 節では、本稿のまとめと今後の課題を述べる。

2. データと仮説提起

本節ではまず、本稿の分析で用いる企業アンケート調査について概説する。次に、そのデータから、同一企業内の海外従業者数と国内従業者数に関する動向が、FDI 後に年数が経過するにつれてどのように変化するかを観察する。そして、その観察結果を踏まえて、次節以降の計量分析の検証対象とする具体的な仮説を提起する。

2.1 使用した企業アンケート調査データ

使用するデータは、大阪産業経済リサーチセンター（大阪府商工労働部）が平成 24 年度政策立案支援調査「大阪本社中堅・中小製造企業の事業所機能再編」で実施した企業アンケート調査の結果である。回答時期は平成 24 年 10 月であり、同年 9 月末時点の企業情報を回答する内容になる。その調査対象となる企業は、大阪府内に本社があり、常用雇用者が 50 人以上 2000 人未満の中堅・中小規模の製造企業である。さらに、グループ企業のなかで雇用配置などで決定力が強い立場にある、親会社をもたない企業に限定した⁶。

このアンケート調査の有効回答数は 507、回答率は 31.2%であった。このなかから本稿の分析で用いるのは、属するグループ企業において海外拠点が存在する企業であり、そのサンプル数は 149 社になる⁷。なお、その海外拠点の機能についてもアンケートでは質問している。その結果、海外拠点を有する企業 149 社のうち、122 社が製造機能、77 社が販売・メンテナンス機能、32 社が設計・研究開発・試作機能をもつと回答している。このように海外拠点を有するサンプル企業 149 社の大部分は製造機能を海外拠点に有していることが分かる⁸。また、製造機能をもつ海外拠点の立地先は、延べ回答数ベースでみて、中国が 50.0%、中国以外のアジアが 40.8%、欧州・北米が 7.5%、その他の海外が 1.7%となり、9 割がアジア地域に立地していることが分かる⁹。

2.2 FDI 後の経過年数と国内・海外の雇用増減

ここでは、2.1 で述べた企業アンケート調査のデータを用いて、FDI 後の経過年数と国内・

⁶ さらに、本調査の目的から、複数事業所をもつ企業だけに限定した。このような属性に限定された大阪府の事業所の母数は、「平成 21 年経済センサス基礎調査」（総務省）で 1662 件が該当した。

⁷ 本アンケート調査上のグループ企業の定義は、国内においては対象企業の資本比率 40%以上でその企業が実質支配している企業、海外においては資本比率 25%以上の海外現地法人をいう。

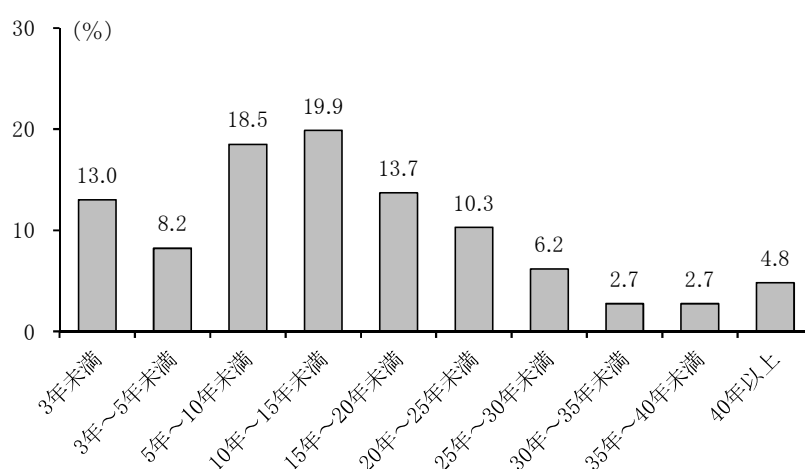
⁸ 製造以外の機能も製造機能と同時に所有する企業や、製造以外の機能だけを単独に保有する企業も存在する。このあたりの考慮が分析では必要であるかもしれないが、機能に関する質問では現時点の状況を尋ねており、古くから同じ機能だったかは不明である。また、海外拠点の数も企業によって様々だと推測され、どの海外拠点到どの機能があるのかについては細かく調査されていない。

⁹ 企業が複数の地域に海外拠点を保有しているケースもあることから、延べ回答数ベースで立地先の割合を示している。数字は、大阪産業経済リサーチセンター（2013、P.20）の図表 3-2-1 から計算した。

海外雇用配置の関係を概観し、次節からの計量分析で検証する仮説を提起する。

図 2—1 は、海外拠点を最初に設置してから経過した年数ごとにみたサンプル企業数の構成比を示している。この図から、経過年数が 5 年未満の企業が 21.2%、5 年～10 年未満が 18.5% となり、10 年未満の企業割合が約 4 割になることがわかる。その一方で、10 年以上の企業はサンプル全体の 6 割以上を占めていることがわかる。このように、本サンプルは、FDI 後の経過年数に関して数十年にわたったばらつきを有するため、本稿の目的である海外事業活動の長期的な効果を検証するには適切であると考えられる。

図 2—1 海外に最初に拠点を設置してからの経過年数(構成比; N:146)



(注) 現在海外拠点をもっている企業からの回答。

次に、この企業サンプルを用いて、海外拠点の事業規模の変動を代理する海外従業者数の増減と国内従業者数の増減との関係が、FDI 後の経過年数の長短により違いがあるかを観察する。雇用に関するデータは、平成 21 年 9 月から平成 24 年 9 月末日にかけて(以下、この期間のことを最近 3 年間と呼ぶ。)における、調査企業が属するグループ企業単位の国内と海外それぞれの雇用状況に関する設問への回答を用いる。具体的には、「1. 20%超増」、「2. 5～20%増」、「3. ±5%未満」、「4. 5～20%減」、「5. 20%超減」の中から選択するものである。

図 2—2 は、FDI 後の経過年数に関して 15 年未満と 15 年以上の 2 つに企業サンプルを分けて、海外と国内の雇用増減の関係を散布図で示している。この図から、15 年未満の企業サンプルにおいて正の相関関係がみられるが、それに比べて、15 年以上の企業サンプルでは相関関係がないように見える。これについて、スピアマンの順位相関係数を算出し、相関関係の有無を検証した結果が表 2—1 にあたる。この表から、15 年未満の企業サンプルの相関係数は 0.292 であり、有意水準 5% で無相関の帰無仮説が棄却されていることがわかる。一方で、15 年以上の企業サンプルの相関係数はより低い値の 0.121 となり、無相関の帰無仮説が棄却されていない。加えて、20 年以上の企業に絞ったサンプルをみると、

相関係数は -0.082 と正の相関関係が見られなくなり、また、無相関の帰無仮説が棄却されていない。

以上から、FDI後の経過年数が長くなるにつれて、海外と国内の雇用増減の正の関係が薄れていることが推測される。つまり、FDIを行った後の数年間は、同一グループ企業内における海外拠点の事業規模の動きと国内雇用の増減との間に補完関係が存在するが、FDIの経歴が長くなるに従って、その補完関係が弱まっていく可能性があるといえる。この観察結果を仮説として、次節以降ではさらに統計的分析で検証する。

図2—2 国内と海外の雇用増減（平成21年9月から平成24年9月末日）の散布図

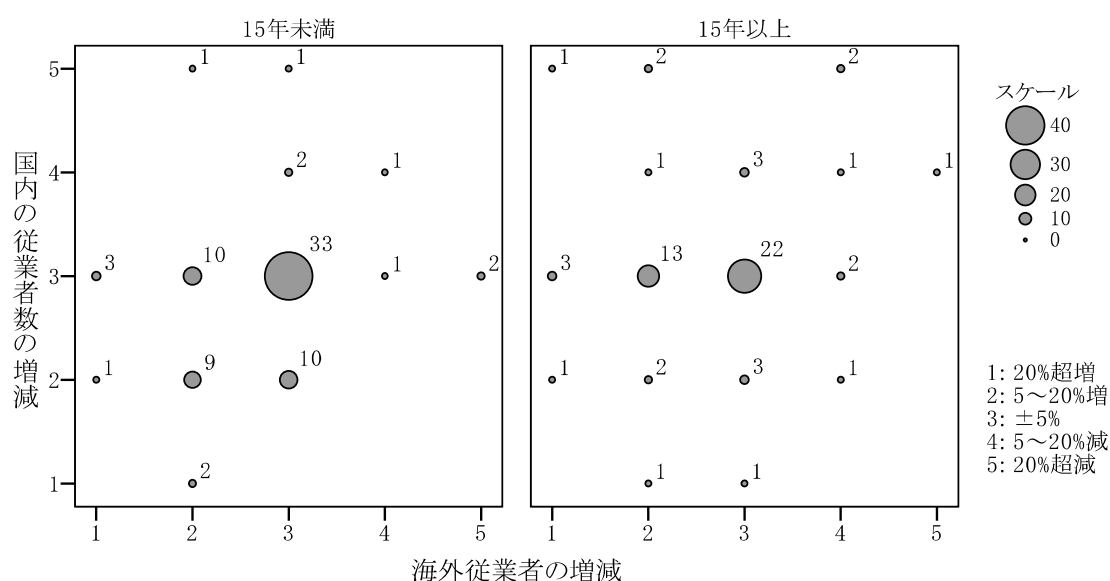


表2—1 スピアマンの順位相関係数と検定

	FDI後の経過年数		
	15年未満	15年以上	20年以上
海外従業者数増減と国内従業者数増減の相関係数	0.292	0.121	-0.082
有意確率(両側)	0.011**	0.358	0.609
標本数	76	60	41

(注) ** 5%有意水準で無相関という帰無仮説を棄却。

3. 推定モデル

本稿では、海外拠点の事業規模の拡大が自社の国内雇用と補完的なのか代替的なのか、そしてその関係は FDI 後の経過年数によってどのような変化がみられるのかを、大阪本社の中堅・中小製造企業を対象にしたアンケート調査のデータを用いて検証する。そのために本節では、国内雇用の動きを説明する順序選択モデルを提示する。

3.1 順序選択モデル

第 2 節で述べたように、国内雇用の増減状況は、順序のある選択方式で企業に尋ねていた。このような変数を被説明変数にすることができる順序選択モデルを以下に提示する¹⁰。

順序選択モデルでは、被説明変数 y は何らかの序数で表される。そして、それが次のような連続潜在変数 y^* に対応していると考ええる。

$$y^* = \beta x + \varepsilon \quad (1)$$

ここで x は説明変数、 ε は誤差項である。定義により y^* は観察できないが、観測される被説明変数 y が 3 つのカテゴリの場合、観測変数 y と潜在変数 y^* の対応関係は、

$$\begin{aligned} y=0 & \text{ if } y^* < \mu_1 \\ y=1 & \text{ if } \mu_1 \leq y^* < \mu_2 \\ y=2 & \text{ if } \mu_2 \leq y^* \end{aligned} \quad (2)$$

のように表される。ここで、 μ_i は閾値であり、 β とともに推定される未知のパラメーターである。

本稿の分析では、アンケートの国内従業者数増減に関する設問が、5 つの順序ある選択肢であるのを 3 つの順序あるカテゴリに変換して用いる。つまり、

- ・「20%超減」もしくは「5~20%減」ならば、 $y=0$
- ・「±5%未満」ならば、 $y=1$
- ・「5~20%増」もしくは「20%超増」ならば、 $y=2$

と定義する。国内従業者数の増減がこの 3 つのカテゴリである確率は、

$$\begin{aligned} \Pr(y=0) &= \Pr(\beta'x + \varepsilon < \mu_1) = \Pr(\varepsilon < \mu_1 - \beta'x) = F(\mu_1 - \beta'x) \\ \Pr(y=1) &= \Pr(\mu_1 \leq \beta'x + \varepsilon < \mu_2) = F(\mu_2 - \beta'x) - F(\mu_1 - \beta'x) \\ \Pr(y=2) &= \Pr(\mu_2 \leq \beta'x + \varepsilon) = 1 - F(\mu_2 - \beta'x) \end{aligned} \quad (3)$$

¹⁰ 順序選択モデルについては、Greene (2003) や北村 (2009) を参照。

のように表される¹¹。ここで (3) 式の確率分布関数 ($F(\epsilon)$) に、標準正規分布を選べば順序プロビットモデルになり、また、ロジスティック分布を選べば順序ロジットモデルになる。

以上の式から、以下の (4) 式のように n 社の企業に対する対数尤度関数が得られる。

$$\begin{aligned} \log L = & \sum_{y=0} \log(F(\mu_1 - \beta'x)) + \sum_{y=1} \log(F(\mu_2 - \beta'x) - F(\mu_1 - \beta'x)) \\ & + \sum_{y=2} \log(1 - F(\mu_2 - \beta'x)) \end{aligned} \quad (4)$$

この式にもとづき、最尤法でパラメーターを推定する。

3.2 説明変数と推計式の特定化

説明変数 (x) として以下のものを採用する。

説明変数①：FDI 後の経過年数 (疑似連続変数 a)

図 2—1 で示したように、グループ企業が海外に最初に拠点を設置してからの経過年数に関する設問への回答は、順序ある等間隔のカテゴリである。したがって、属するカテゴリの中央値を用いることで疑似連続変数とする。

説明変数②：海外従業者数の増減 (ダミー変数 b)

海外拠点の事業規模の動きを代理するのが、最近 3 年間のグループ企業における海外従業者数の増減になる。これに関する設問の選択肢は、「20%超増」、「5~20%増」、「±5%未満」、「5~20%減」、「20%超減」になる。本分析では、これを 2 つのカテゴリに分け、「海外従業者数増加ダミー (b)」とする。具体的には、海外従業者数が 5%超増の場合 (つまり、「20%超増」、「5~20%増」のどれかを選択した場合) は 1、そうでない場合 (つまり、「±5%未満」、「5~20%減」、「20%超減」のどれかを選択した場合) は 0 とする。

説明変数③：営業利益状況 (ダミー変数)

営業利益の状況も雇用 (労働需要) の趨勢に影響すると考えられる。設問の選択肢は、最近 3 年間における営業利益状況が黒字基調、収支トントン、赤字基調の 3 つの質的カテゴリになる。したがって、2 つのダミー変数を説明変数として利用する。つまり、ひとつめは、最近 3 年間の営業利益状況が黒字基調ならば 1、そうでないならば 0 とする「黒字基調ダミー」とし、ふたつめは、収支トントンならば 1、そうでないならば 0 の「収支トントンダミー」となる。

¹¹ 5 つのカテゴリのまま推計した場合、モデルの適合度検定 (カイ 2 乗検定) でもって、理論値と標本から得られる実際値の間にズレがない、つまり、データはモデルに適しているという帰無仮説が棄却される。一方、3 つのカテゴリに変換して推計した場合、表 4—1 にあるように、一部を除いて適合度検定によりその帰無仮説が棄却されない。

説明変数④：従業者数（ダミー変数）

企業規模の代理変数として、企業の従業者数の規模に関する設問への回答を用いる。選択肢は、「99人以下」、「100～199人」、「200～399人」、「400～599人」、「600～799人」、「800人以上」の6つになる。そこで、「800人以上」以外のそれぞれの選択肢に該当する5つのダミー変数を推計式に組み込む。

説明変数⑤：製造業種（ダミー変数）

製造業のなかの業種特有の影響もコントロールしなければならない。業種に対する設問の選択肢は、「食料品製造」、「繊維工業」、「印刷・同関連」、「鉄鋼・非鉄金属製造」、「金属製品製造（加工含む）」、「電気機械器具・部品製造」、「一般用機械器具・部品製造」、「輸送用機械器具・部品製造」、「精密機械器具・部品製造」、「プラスチック製品製造」、「化学製品製造」、「その他」の12個になる。そこで、「その他」以外の各選択肢に該当する11個のダミー変数を推計式に用いる。

説明変数⑥：海外売上高比率（疑似連続変数）

海外売上高比率は、企業が生産・販売活動のどのくらいの比重を海外に置いているかを表すものである。海外売上高比率に関する選択肢は等間隔のカテゴリであるので、属するカテゴリの中央値をとり、疑似的な連続変数にして説明変数とする。

説明変数⑦：海外売上高比率の変化（ダミー変数）

最近3年間における海外売上高比率の変化も国内雇用に影響すると考えられる。ここで「上昇」と回答した場合を1、そうでない場合を0とする変数を「海外売上高比率・上昇ダミー」とする。また、「横ばい」と回答した場合を1、そうでない場合を0とする変数を「海外売上高比率・横ばいダミー」とする。

本稿で最も注目する説明変数は、FDI後の経過年数（ a ）と海外従業者数の増減（ b ）の交差項である。つまり、FDI後の経過年数が長くなるにつれて、海外従業者数の増減と国内従業者数の増減の間の補完的な関係が弱まっていくことを検証するために、海外従業者数の増加ダミー（ b ）の係数の調整変数としてFDI後の経過年数（ a ）を組み込み、その交差項（ ab ）が統計的に有意であるかを確認する。または、赤池情報基準統計量（AIC）でみたモデルの当てはまり度合が、この交差項を組み込まなかった推計モデルよりも改善されるかを確認する。この交差項を組み込んだ説明変数の組み合わせが、

$$\beta'x = \beta_1 a + \beta_2 b + \beta_3 ab + \sum_{k=3} \beta_{k-3} X_{k-3} \quad (5)$$

となる。ただし、 X_{k-3} は a 、 b 、 ab 以外の説明変数を意味する。これは、

$$\beta'x = \beta_1 a + (\beta_2 + \beta_3 a)b + \sum_{k=3} \beta_{k-3} X_{k-3} \quad (6)$$

のように変形できる。(6) 式の右辺の $(\beta_2 + \beta_3 a)$ が b の傾きとなる。これは、 a (FDI 後の経過年数) によって b (海外従業者数の増加ダミー) の傾きが変わることを意味する。したがって、もし β_2 がプラスで有意でありかつ β_3 がマイナスで有意であるならば、FDI 後の経過年数が長くなるにつれて、国内雇用と海外雇用の正の関係が弱まっていくことになる。

表 3—1 基本統計量

	最小値	最大値	平均値	標準偏差
国内従業者数増加(5%以上)ダミー	0	1	0.221	0.417
国内従業者数横ばい(±5%未満)ダミー	0	1	0.672	0.471
経過年数 (a)	1.5	42.5	16.115	10.893
海外従業者数増加(5%以上)ダミー (b)	0	1	0.359	0.481
海外従業者数横ばい(±5%未満)ダミー (c)	0	1	0.557	0.499
a*b	0	42.5	5.931	10.533
a*c	0	42.5	8.599	11.131
(営業利益)黒字基調ダミー	0	1	0.580	0.495
(営業利益)収支トントンダミー	0	1	0.298	0.459
海外売上高比率(%)	5	87.5	19.466	17.878
海外売上高比率の上昇ダミー	0	1	0.489	0.502
海外売上高比率の横ばいダミー	0	1	0.435	0.498
(業種ダミー)				企業数
食料品製造	0	1	0.008	1
繊維工業	0	1	0.069	9
印刷・同関連	0	1	0.031	4
鉄鋼・非鉄金属製造	0	1	0.053	7
金属製品製造(加工)	0	1	0.191	25
電気機械器具・部品製造	0	1	0.107	14
一般用機械器具・部品製造	0	1	0.145	19
輸送用機械器具・部品製造	0	1	0.053	7
精密機械器具・部品製造	0	1	0.031	4
プラスチック製品製造	0	1	0.084	11
化学製品製造	0	1	0.122	16
その他	0	1	0.107	14
(従業者数ダミー)				企業数
99人以下	0	1	0.344	45
100～199人	0	1	0.298	39
200～399人	0	1	0.130	17
400～599人	0	1	0.107	14
600～799人	0	1	0.069	9
800人以上	0	1	0.053	7

(注) 1) 欠損値はリストごとに除外。サンプルサイズ=131。

2) 海外売上高比率 (%) = 海外法人売上高 / (国内法人売上高 + 海外法人売上高) × 100。

4. 推定結果

モデルの推定結果は表 4—1 に示されている。使用した説明変数の組み合わせで、モデル

は3つのパターンのモデル1、モデル2、モデル3に分けられている。また、これらの3つのパターンはさらに順序プロビットモデルと順序ロジットモデルの2通りで推計している。

表 4—1 順序選択モデルの推定結果

	モデル1			
	順序プロビット		順序ロジット	
	係数	Z値	係数	Z値
a (経過年数)	-0.033	-2.443 **	-0.064	-2.645 ***
ab	-	-	-	-
b (海外従業者数増加ダミー)	0.492	1.803 *	0.795	1.628
海外売上高比率	-0.012	-1.552	-0.019	-1.356
海外売上高比率の上昇ダミー	-0.783	-1.667 *	-1.390	-1.669 *
海外売上高比率の横ばいダミー	-0.457	-0.999	-0.910	-1.126
(営業利益) 黒字基調ダミー	0.570	1.474	1.274	1.807 *
(営業利益) 収支トントンダミー	0.837	1.978 **	1.761	2.262 **
99人以下	-0.311	-0.484	-0.702	-0.606
100～199人	-0.372	-0.594	-0.794	-0.703
200～399人	0.252	0.384	0.310	0.263
400～599人	0.443	0.677	0.722	0.610
600～799人	-0.044	-0.062	-0.104	-0.081
食料品製造	0.396	0.278	0.807	0.291
繊維工業	0.038	0.068	0.100	0.097
印刷・同関連	-0.577	-0.763	-1.032	-0.712
鉄鋼・非鉄金属製造	-0.543	-0.884	-0.937	-0.833
金属製品製造(加工)	0.026	0.056	0.043	0.052
電気機械器具・部品製造	0.160	0.320	0.293	0.317
一般用機械器具・部品製造	0.814	1.769 *	1.437	1.744 *
輸送用機械器具・部品製造	1.173	1.890 *	2.441	2.203 **
精密機械器具・部品製造	2.184	2.650 ***	3.624	2.544 **
プラスチック製品製造	0.265	0.499	0.486	0.505
化学製品製造	0.094	0.193	0.187	0.210
_cut1	-2.032	-2.269 **	-3.576	-2.187 **
_cut2	0.493	0.563	0.878	0.553
標本数	130		130	
-2 対数尤度	169.847		169.040	
LR chi2	43.902		44.709	
prob > chi2	0.005		0.004	
AIC	215.847		215.040	
適合度検定 (χ^2)	256.845 [p=0.071>0.05]		281.012 [p=0.007]	
疑似決定係数(NagelkerkeのR ²)	0.352		0.357	

まず、モデル1の結果をみる。これは海外従業者数の増減とFDI後の経過年数が、それぞれ単独に説明変数にいたった形で、国内雇用の増減と関係があるのかをみている。結果から、海外従業者数の増加ダミー(b)は順序プロビットモデルのほうで、10%の有意水準でプラスに有意である。一方、FDI後の経過年数(a)の係数は、順序プロビットモデルで5%の有意水準、順序ロジットモデルのほうで1%の有意水準でもって、マイナスで統計的に有意である。このことから、FDI後の経過年数が長いほど国内雇いを減らす傾向があることがまず確認できる。

(表 4-1 の続き)

	モデル2			
	順序プロビット		順序ロジット	
	係数	Z値	係数	Z値
a (経過年数)	-0.014	-0.846	-0.029	-0.967
ab	-0.051	-2.074 **	-0.089	-1.981 **
b (海外従業者数増加ダミー)	1.288	2.713 ***	2.176	2.543 **
海外売上高比率	-0.013	-1.655 *	-0.022	-1.565
海外売上高比率の上昇ダミー	-0.716	-1.503	-1.262	-1.493
海外売上高比率の横ばいダミー	-0.430	-0.930	-0.858	-1.041
(営業利益)黒字基調ダミー	0.552	1.409	1.142	1.599
(営業利益)収支トントンダミー	0.937	2.175 **	1.856	2.330 **
99人以下	-0.484	-0.740	-0.939	-0.792
100~199人	-0.487	-0.767	-0.933	-0.810
200~399人	0.056	0.084	0.041	0.034
400~599人	0.297	0.444	0.464	0.380
600~799人	-0.130	-0.181	-0.228	-0.175
食料品製造	1.276	0.847	2.373	0.805
繊維工業	0.129	0.228	0.308	0.298
印刷・同関連	-0.383	-0.501	-0.626	-0.434
鉄鋼・非鉄金属製造	-0.214	-0.333	-0.266	-0.226
金属製品製造(加工)	0.189	0.406	0.329	0.390
電気機械器具・部品製造	0.307	0.601	0.633	0.672
一般用機械器具・部品製造	1.099	2.257 **	1.995	2.261 **
輸送用機械器具・部品製造	1.385	2.180 **	2.903	2.548 **
精密機械器具・部品製造	2.426	2.888 ***	4.149	2.851 ***
プラスチック製品製造	0.507	0.928	0.899	0.917
化学製品製造	0.229	0.460	0.491	0.539
_cut1	-1.699	-1.859 *	-2.964	-1.773 *
_cut2	0.899	0.992	1.617	0.975
標本数	130		130	
-2 対数尤度	165.484		165.026	
LR chi2	48.265		48.723	
prob > chi2	0.002		0.002	
AIC	213.484		213.026	
適合度検定 (χ^2)	234.725 [p=0.298>0.05]		256.643 [p=0.066>0.05]	
(疑似決定係数) NagelkerkeのR ²	0.381		0.384	

次に、モデル1の説明変数に交差項 (*ab*) を付加したモデル2をみる。結果として、FDI後の経過年数 (*a*) が有意でなくなっているのに対し、新たに挿入した交差項 (*ab*) が5%の有意水準でもってプラスで有意になっている。また、海外従業者数増加ダミー (*b*) もプラスで有意である。このことから、FDI後の経過年数 (*a*) の国内雇用に与える効果は、海外従業者数の増減の効果を媒介していることが示唆される。ちなみに、モデル1とモデル2でAICを比較した結果、モデル2のほうがモデル選択上、優れていることがわかる。

さらに、モデル2で統計的に有意でなかったFDIの経過年数 (*a*) をはずしたモデル3を推計してみる。この結果でも、FDI後の経過年数と海外従業者数増加ダミーの交差項 (*ab*) がマイナスで有意のままである。さらに、AIC基準でもモデル3のほうがモデル2に比べてモデル選択上、優れていると判断される。

(表 4—1 の続き)

	モデル3			
	順序プロビット		順序ロジット	
	係数	Z値	係数	Z値
a (経過年数)	-	-	-	-
ab	-0.063	-3.100 ***	-0.114	-3.072 ***
b (海外従業者数増加ダミー)	1.486	3.498 ***	2.562	3.361 ***
海外売上高比率	-0.015	-1.916 *	-0.026	-1.924 *
海外売上高比率の上昇ダミー	-0.675	-1.430	-1.147	-1.371
海外売上高比率の横ばいダミー	-0.434	-0.938	-0.852	-1.036
(営業利益)黒字基調ダミー	0.573	1.460	1.147	1.605
(営業利益)収支トントンダミー	0.971	2.255 **	1.871	2.353 **
99人以下	-0.372	-0.585	-0.701	-0.600
100～199人	-0.367	-0.594	-0.665	-0.588
200～399人	0.083	0.124	0.129	0.105
400～599人	0.323	0.483	0.499	0.405
600～799人	-0.066	-0.092	-0.108	-0.082
食料品製造	1.317	0.873	2.456	0.831
繊維工業	0.124	0.219	0.326	0.316
印刷・同関連	-0.310	-0.408	-0.460	-0.326
鉄鋼・非鉄金属製造	-0.125	-0.198	-0.056	-0.048
金属製品製造(加工)	0.246	0.533	0.472	0.568
電気機械器具・部品製造	0.329	0.655	0.718	0.775
一般用機械器具・部品製造	1.164	2.411 **	2.141	2.457 **
輸送用機械器具・部品製造	1.447	2.288 **	3.090	2.733 ***
精密機械器具・部品製造	2.525	3.033 ***	4.400	3.048 ***
プラスチック製品製造	0.535	0.980	0.977	0.994
化学製品製造	0.213	0.427	0.513	0.562
_cut1	-1.350	-1.661 *	-2.256	-1.521
_cut2	1.254	1.540	2.330	1.558
標本数	131		131	
-2 対数尤度	165.273		164.903	
LR chi2	47.889		48.259	
prob > chi2	0.002		0.002	
AIC	211.273		210.903	
適合度検定 (χ^2)	234.900 [p=0.312>0.05]		259.484 [p=0.057>0.05]	
(疑似決定係数) NagelkerkeのR ²	0.376		0.379	

(注) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

以上の結果から、FDI 後の経過年数が長くなるにつれて海外と国内の雇用増減のプラスの関係が弱まっていく、すなわち(6)式の $(\beta_2 + \beta_3 a)$ が小さくなるということが分かる。これは本稿で提起した仮説を支持するものといえる。

次に、AIC 基準で最良のモデルであったモデル 3 を利用して、海外雇用が国内雇用に与える限界効果を算出した。その結果は表 4—2 にまとめている。ここでは、海外従業者数増加ダミー以外の説明変数は平均値で固定している。FDI 後の経過年数については平均値 16.1 年で固定している¹²。この経過年数の平均値における海外従業者増加ダミーの限界効果の結果は、順序プロビットモデルの場合で 12.3%、順序ロジットモデルの場合で 10%ほど、国内雇用が増加になる確率を高めることを意味する。

¹² 表 3—1 の基本統計量で確認できる。

表 4—2 海外従業者数増加ダミーの限界効果(モデル 3 による)

		$\hat{\mu}_1 - \hat{\beta}'x$	$\hat{\mu}_2 - \hat{\beta}'x$	Pr(y=0)	Pr(y=1)	Pr(y=2)
順序プロビット	増加ダミー=0	-1.449	1.156	0.074	0.802	0.124
	増加ダミー=1	-1.921	0.684	0.027	0.726	0.247
	変化			-0.046	-0.077	0.123
順序ロジット	増加ダミー=0	-2.603	1.983	0.069	0.810	0.121
	増加ダミー=1	-3.327	1.259	0.035	0.744	0.221
	変化			-0.034	-0.066	0.100

(注) 海外従業者数増加ダミー (b) 以外の変数は平均値をとる場合の結果である。交差項 (ab) についても FDI 後の経過年数 (a) は平均値をとる。

さらに、FDI 後の経過年数の平均値だけを異なる年数 (5 年、10 年、15 年、20 年、25 年) に入れ替えて表 4—2 と同様な推計を行い、比較してみる。結果、表 4—3 のように、FDI 後の経過年数が長くなるほど、海外従業者数増加ダミーの限界効果が仮説のとおり小さくなっている。とりわけ、10 年が経過した場合、国内雇用が増加になる確率が 25.9%ほど高まるのに対し、20 年が経過した場合、その確率が 5.3%に落ち込む。また、経過年数が 20 年を超えると、海外雇用と国内雇用の補完的な関係がほとんどなくなることも推察される。

表 4—3 FDI 後の経過年数別でみた海外従業者数増加ダミーの限界効果
(モデル 3 の順序プロビットの場合)

		$\hat{\mu}_1 - \hat{\beta}'x$	$\hat{\mu}_2 - \hat{\beta}'x$	Pr(y=0)	Pr(y=1)	Pr(y=2)
5年	増加ダミー=0	-1.449	1.156	0.074	0.802	0.124
	増加ダミー=1	-2.620	-0.016	0.004	0.489	0.506
	変化			-0.069	-0.313	0.382
10年	増加ダミー=0	-1.449	1.156	0.074	0.802	0.124
	増加ダミー=1	-2.305	0.299	0.011	0.607	0.382
	変化			-0.063	-0.195	0.259
15年	増加ダミー=0	-1.449	1.156	0.074	0.802	0.124
	増加ダミー=1	-1.991	0.614	0.023	0.707	0.270
	変化			-0.050	-0.095	0.146
20年	増加ダミー=0	-1.449	1.156	0.074	0.802	0.124
	増加ダミー=1	-1.676	0.928	0.047	0.777	0.177
	変化			-0.027	-0.026	0.053
25年	増加ダミー=0	-1.449	1.156	0.074	0.802	0.124
	増加ダミー=1	-1.361	1.243	0.087	0.806	0.107
	変化			0.013	0.004	-0.017

(モデル3の順序ロジットの場合)

		$\hat{\mu}_1 - \hat{\beta}'x$	$\hat{\mu}_2 - \hat{\beta}'x$	Pr(y=0)	Pr(y=1)	Pr(y=2)
5年	増加ダミー=0	-2.603	1.983	0.069	0.810	0.121
	増加ダミー=1	-4.595	-0.009	0.010	0.488	0.502
	変化			-0.059	-0.322	0.381
10年	増加ダミー=0	-2.603	1.983	0.069	0.810	0.121
	増加ダミー=1	-4.025	0.561	0.018	0.619	0.363
	変化			-0.051	-0.191	0.242
15年	増加ダミー=0	-2.603	1.983	0.069	0.810	0.121
	増加ダミー=1	-3.454	1.132	0.031	0.726	0.244
	変化			-0.038	-0.085	0.123
20年	増加ダミー=0	-2.603	1.983	0.069	0.810	0.121
	増加ダミー=1	-2.884	1.702	0.053	0.793	0.154
	変化			-0.016	-0.017	0.033
25年	増加ダミー=0	-2.603	1.983	0.069	0.810	0.121
	増加ダミー=1	-2.313	2.273	0.090	0.817	0.093
	変化			0.021	0.007	-0.028

(注) 表 4—2 に同じ。

5. おわりに

本稿では、大阪府本社の中堅・中小製造企業を対象にしたアンケート調査結果を用いて、海外事業活動の拡大がもたらす自社の国内雇用への長期的影響を検証した。このアンケートは、大阪産業経済リサーチセンターが2012年10月に行った調査である。その質問項目には、FDI後の経過年数、海外および国内に雇用動向に関するものが含まれている。分析手法は、被説明変数となる国内雇用の状況を順序のある選択方式で企業に尋ねているため、順序プロビットモデルおよび順序ロジットモデルを採用した。分析結果としては、大阪の中小製造企業でも、海外事業活動の拡大が自社の国内雇用の増加につながる傾向があるが、その効果はFDI後に年数が経過するにつれて低下していくことが確認された。また、推計モデルを用いた限界効果のシミュレーションから、海外雇用と国内雇用の補完的な関係は、FDIの経過年数が20年ぐらい過ぎると、ほとんどなくなることも推測された。本稿で確認された海外雇用と国内雇用の補完的な関係は、Yamashita and Fukao (2010) などの先行研究と整合的であるが、その関係がFDI後の経過年数が長くなるに従って弱まっていくという結果は、本稿のオリジナルの発見といえる。

最後に今後の課題を2つあげる。ひとつめは、今回はアンケート結果を用いた分析を試みたが、「海外事業活動基本調査」(経済産業省)や「企業活動基本調査」(経済産業省)を用いた分析も必要といえる。ふたつめは、本稿で示されたように、海外事業活動と国内雇用

との補完的關係が経年的に変化する理由を明らかにすることである。

<参考文献>

- Ando, Mitsuyo and Fukunari Kimura (2011) “Globalizing Corporate Activities in East Asia and Impact on Domestic Operations: Further Evidence from Japanese Manufacturing Firms,” RIETI Discussion Paper Series, No.11-E-034, Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Edamura, Kazuma, Laura Hering, Tomohiko Inui, and Sandra Poncet (2011) “The Overseas Subsidiary Activities and Their Impact on the Performance of Japanese Parent Firms,” RIETI Discussion Paper Series, No.11-E-069, Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Hijzen, Alexander, Tomohiko Inui, and Yasuyuki Todo (2007) “The Effects of Multinational Production on Domestic Performance: Evidence from Japanese Firms,” RIETI Discussion Paper, No.07-E-006, Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Kiyota, Kozo, Toshiyuki Matsuura, Shujiro Urata and Yuhong Wei (2008) “Reconsidering the Backward Vertical Linkages of Foreign Affiliates: Evidence from Japanese Multinationals,” *World Development*, 36(8), pp.1398-1414.
- Tanaka, Ayumu (2012) “The Effects of FDI on Domestic Employment and Workforce Composition,” RIETI Discussion Paper, No.12-E-069, Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Yamashita, Nobuaki and Kyoji Fukao (2010) “Expansion Abroad and Jobs at Home: Evidence from Japanese Multinational Enterprises,” *Japan and the World Economy*, 22(2), pp.88-97.
- 伊藤恵子 (2013) 「企業活動のグローバル化と国内労働市場」『日本政策金融公庫論集』第18号, p41-62.
- 大阪産業経済リサーチセンター (2013) 『大阪本社中堅・中小製造企業の事業所機能再編』(調査報告書) 資料 No.132.
- 北村行伸 (2009) 『ミクロ計量経済学入門』日本評論社.
- Greene, William H. (2003) 斯波恒正・中妻照雄・浅井学 (訳) 『グリーン計量経済分析』エコノミスト社.
- 経済産業省 (2012) 『2012年版通商白書』.
- 桜健一・岩崎雄斗 (2012) 「海外生産シフトを巡る論点と事実」BOJ Report & Research Papers.
- 中小企業庁 (2012) 「補論 2-2-1 中小企業の海外進出が国内雇用に与える影響の検証」『2012年版中小企業白書』, pp.285-295.

樋口美雄・松浦寿幸（2003）「企業パネル・データによる雇用効果分析～事業組織の変更と FDI がその後の雇用に与える影響」RIETI Discussion Paper 03-J-019, 経済産業研究所.
松浦寿幸（2011）「空洞化—海外直接投資で「空洞化」は進んだか？」『日本労働研究雑誌』
No.609, pp.18-21.