



RIETI Discussion Paper Series 18-J-007

海外現地法人の雇用創出・喪失と日本国内雇用との関係について

荒木 祥太
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

海外現地法人の雇用創出・喪失と日本国内雇用との関係について*

荒木 祥太（経済産業研究所）

要 旨

近年、日本企業、とくに大企業が世界中に拠点を構えつつ世界を股にかけて事業活動を行う例が増えてきている。そのような対外直接投資の増加による国内生産拠点の縮小が国内産業の労働需要の縮小をもたらし、国内の雇用が減少するという、いわゆる産業空洞化の懸念が常にあり、日本の多国籍企業の国内労働需要と国外労働需要との関係を明らかにすることは政策的に重要だと考えられる。

本稿は、経済産業省「企業活動基本調査」(1992 年および 1995 年から 2013 年まで) および「海外事業活動基本調査」(1996 年から 2013 年まで) の調査票情報¹を利用し、日本の多国籍企業における国内従業者数と海外従業者数およびその成長率を同時に観察し、両者の成長率との間の関係性について分析したものである。

本稿では、多国籍企業の海外従業者成長率から企業固有の要因を取り除いた外生的要因による成長率を算出、国内従業者数成長率との相関関係を計算することで、対外直接投資誘致政策のような外生的要因による海外従業者数の増加が国内従業者数を減らすのではないかという仮説を検証した。結果、マクロ経済的な要因による海外従業者数の増加は、国内従業者数の増加を引き起こすわけではないという結果を得た。

キーワード：産業空洞化、雇用創出・喪失分析、海外直接投資

JEL classification: F14, F16, F23, J23

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

**本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「RIETI データ整備・活用プロジェクト」の成果の一部である。本稿の分析に当たって経済産業省「企業活動基本調査」および「海外事業活動基本調査」の調査票情報の提供を受けたことにつき、経済産業省の関係者に感謝する。また、本稿の原案に対して、川口大司教授（東京大学）、北村行伸教授（一橋大学）、藤田昌久前所長（甲南大学）、森川正之副所長（経済産業研究所）、五十里寛研究コーディネーター（経済産業研究所）、小西葉子上席研究員（経済産業研究所）、近藤恵介研究員（経済産業研究所）、ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いた。

第1節 はじめに

近年、日本企業、とくに大企業が世界中に拠点を構えつつ世界を股にかけて事業活動を行う例が増えてきている。そのような海外直接投資の増加による国内生産拠点の縮小が国内産業の労働需要の縮小をもたらし、国内の雇用が減少するという、いわゆる産業空洞化の懸念が常にあり、日本の多国籍企業の国内労働需要と国外労働需要との関係を明らかにすることは政策的に重要だと考えられる。

本稿は、日本の企業レベルのパネル・データを用いて、近年の海外事業活動の拡大による現地で雇用創出が国内の雇用喪失につながるのではないかという仮説を検証する。本稿では、経済産業省「企業活動基本調査」「海外事業活動基本調査」の二つの政府統計個票データを接続することを通じ、海外に子会社を持つ日本企業について、企業組織や経済環境の変化に対する雇用調整において、本社の国内での雇用水準、海外子会社の雇用水準がどのように変化するのか同時に観察、それぞれの代替・補完関係および雇用調整に関する費用構造の実証分析を行う。これらを通じて、日本の多国籍企業が日本国内・国外の雇用水準に与える影響に対し、実証的な知見を得ることができるとともに、今後の日本企業の海外事業展開に関する政策形成について有用な示唆を得ることができる。

海外直接投資による本国雇用に与える影響についての実証研究としては、日本のみならず、フランス、イタリア、ドイツ、アメリカをはじめとする国々のデータを用いた研究が行われている。Navaretti et al., (2009) や Hijzen et al., (2011), Castellani et al. (2008) ではフラン

ス、イタリアのデータを用いて国内企業が海外直接投資を始めることによる国内雇用へ影響は有意ではないもののフランスまたはイタリアではおよそ 10%増加させるという結果を報告している、また Wagner (2011) ではドイツのデータを用いた実証研究で雇用に対しては少なくとも負の効果はないことを報告している。アメリカについての研究でも Desai et al. (2009) が雇用に負の効果なしとしている一方、 Harrison and McMillan (2011) は雇用への影響は小さいとしながらも、低所得国への海外直接投資が 10%増加することによって国内の雇用を 3.7%減少させるとしている。

海外事業活動の拡大に伴う日本国内雇用への影響についても海外の研究と同様に、多くの研究が雇用に対して正の影響があるとする一方で、アジア向けもしくは発展途上国向けの投資では負の影響があるという報告もある。Yamashita and Fukao (2010), Ando and Kimura(2011) によれば、企業の海外活動の 10%の拡大が国内雇用にも 2%ほど正の影響を与えるという。さらに、Ito and Tanaka (2014) は、国内の取引先企業の雇用への影響も含めて分析し、同様の結論を導いている。また、Kiyota and Kambayashi (2015) では、Harrison and McMillan (2011) の手法を用いて、投入財の価格と投入量の関係から、国内雇用と海外雇用および資本設備との代替関係を推定し、日本における製造業従業者成長率鈍化の原因は海外進出よりも資本設備との代替関係によるものと結論付けている。一方、Edamura et al.(2011) ではアジア向けの直接投資は雇用に負の影響を与えると報告している。

これまでの実証研究の手法上の論点は、国内労働需要と国外労働需要とが共に企業の意思

に基づく同時決定性の問題を如何に克服するかである。Helpman et al. (2004) の示唆するところによると、より高度な生産技術を保有する企業ほど海外現地法人を設立する傾向にあるが、より生産技術が高い企業ほど国内生産の規模、従業者規模も大きくなることが考えられる。この場合、実証研究を行う際に、海外現地法人の設立による国内雇用への影響を識別するのが困難になる。

このような問題に対し、パネル・データを元に、海外現地法人設立をする確率が近い企業のうち、海外現地法人を実際に設立したものとそうでないものを比較する傾向スコアマッチング法を用いて、海外現地法人設立による国内労働への影響をみる手法が多く用いられている。例えば Barba Navaretetti et al. (2009), Hijzen et al. (2011), Castellani et al. (2008), Ando and Kimura (2011) や、Ito and Tanaka (2014) がこれにあたる。しかし、マッチングの手法では、海外現地法人の設立要因が完全に外生的なものとして扱えるかは自明ではない。一方、本国および現地の賃金率、製品価格といった企業の意思決定とは外生的な変数を用いた需要関数を推定するアプローチ、Harrison and McMillan (2009) や Kambayashi and Kiyota (2011) がとった方法では、賃金率のマクロ的もしくは時系列的な変化による雇用変動はそれ以外の年効果によるものと区別できず、企業間の賃金差を用いて識別しようとするれば、その賃金差が企業の生産技術との相関がないという外生性の条件が満たされるかという問題が残ることになる。

企業の対外直接投資の要因としては、Melitz (2003) や Helpman et al. (2004) が強調した企

業の生産性等の企業特有の要因²と、マクロの経済環境の要因が考えられる。マクロの経済的要因としては、深尾（1997）が示したように、（１）ある国の国際移動できない経営資源の量が当該国内にある生産要素賦存量に比べ豊富な場合や、（２）当該国の実効為替レートが割高になって引き起こされる。また、（３）関税や輸送費などの貿易障壁が高まった場合にも直接投資が貿易にとって代わる。

本稿では、マクロ経済的な要因によって生じる外生的な海外労働需要の増加による国内労働への影響を推定することを目指した。この影響を識別するために、Baltik（1991）によるマクロ経済的な要因によって生じる労働需要の変動の計算方法を利用する。ここでは、海外諸国それぞれで生じたマクロ経済ショックが与える多国籍企業への影響は、多国籍企業が過去の進出状況、すなわちどの国に重点的に進出していたかによって異なるであろうという仮説を前提とする。この手法で得られた外生的な海外労働需要の変動を用いることで、海外労働需要と国内労働需要との関係の把握を行った。

本稿の推定手法は以下のようなものである。「企業活動基本調査」と「海外事業活動基本調査」の個票データをそれぞれの名簿情報に基づいてマッチングした上で、海外子会社形式での粗進出数・粗撤退数を計測する。また、海外での粗雇用創出（gross job creation）・粗雇用喪失（gross job destruction）を計測する。粗雇用創出・粗雇用喪失に関しては、

² 英語文献では Melitz and Redding（2014）に企業の生産性に関する異質性と企業の国際化との関係に関する理論のサーベイがまとめられている。

Davis,Haltiwanger, Schuh (1996), Davis and Haltiwanger (1999)の方法がほぼ確立した手法となっており、これらに準じた方法で計測を行う。さらに、これらの計測結果を、産業別・企業規模別に集計して業種・企業別による違いを観察する。

次に、国内親会社の粗雇用創出・粗雇用喪失を計測し、海外活動との関係について計量的に分析する。具体的には、海外子会社数・売上高・雇用の変化と国内親会社の売上高・雇用の関係について相関係数の計測、有意差検定、回帰分析等を行い、グローバル展開と国内活動の代替性／補完性を明らかにする。

本稿では、1990 年代以降の日本の製造業の従業者成長率について、製造業計のデータセットと既に海外直接投資を行った既進出企業データという二つのデータセットについて考察をおこなった。

その結果、1990 年代以降の日本の多国籍企業の海外進出を促したマクロ経済的なショックは、企業売上高、国内賃金成長率を制御した上では、国内従業者数の成長率に対して有意な正の影響は見られず、点推定で見ると海外の雇用成長 1%に対して 0.01%の雇用減少をもたらすという結果が得られた。

このような負の影響は実際にあったとしても、1990 年代に実際に海外進出した企業に見られる国内従業者と海外従業者数をともに成長させるような企業特殊的な要因に打ち消されてしまっていたため、本稿では比較的小さい値であると評価する。まず企業特殊的な要因を制御しない場合、海外事業所の従業者数の増加は国内の雇用を増加させるように見えるが、

そのような属性を制御しマクロ経済的な要因による海外従業者数の増加は国内の従業者数に正の影響を与えるという結果は得られない。これは生産技術の向上などの企業特特殊的な要因によって海外現地法人と本国の規模を同時に拡大させている企業がデータセットに多く含まれていることを示唆している。また本稿で用いた企業活動基本調査および海外事業活動基本調査は、日本の製造業に属する企業について十分なカバレッジを持つことから、企業特特殊的な要因によって海外現地法人と本国の規模を同時に拡大させている製造業企業がデータセットに多く含まれているという傾向は1990年代の日本製造業の傾向を反映していると考えられる。これらのことから、1990年代の日本製造業における産業空洞化の影響は小さかったと結論づける。最後に本稿の構成は以下のとおりである。まず第2節で推定する経済モデルの構造を述べる。第3節では、利用したデータセットの概要と作成方法を概観する。第4節では、推定結果とそれに対する考察を述べる。

第2節 理論モデル

日本企業の労働需要関数を考える。ここでは、国内における労働力と海外現地法人における労働力を使用して生産する企業についての労働需要モデルを考える。

まず日本の産業 o に属する企業 i の t 期の生産量の合計 Y_{oit} は国内の生産要素 X_{oit}^{dom} と海外現地法人で使用する生産要素 X_{oit}^{for} を使って、以下の生産関数のもとで生産される。

$$Y_{oit} = f(X_{oit}^{dom}, X_{oit}^{for} | \theta_{oit}) \quad (2-1)$$

X_{oit}^{for} は各国j(全Jか国)における現地法人での生産要素 $X_{1oit}^{for}, \dots, X_{joit}^{for}, \dots, X_{Joit}^{for}$ の集計量とする。

θ_{oit} は生産関数のパラメータであり、企業ごとに異質性があることを許容している。以下で

は、この θ_{oit} を企業の異質性と呼ぶ。

この企業が直面する費用 C_{oit} について、 $X_{oit}^{dom}, X_{oit}^{for}$ を所与とすれば、次のように書ける。

$$C_{oit} = w_{oit}^{dom} X_{oit}^{dom} + w_{oit}^{for} X_{oit}^{for} \quad (2-2)$$

w_{oit}^{dom} は国内の生産要素 X_{oit}^{dom} の要素価格、 w_{oit}^{for} は海外現地法人の生産要素 X_{oit}^{for} の要素価格そ

れぞれについて生産財 Y_{oit} の価格で実質化した実質要素価格である。

この企業の各生産要素の需要 X_{oit}^g は、各要素の実質要素価格のもとで生産量 Y_{oit} を生産する

ための費用最小化問題から導出される需要関数で定まる。すなわち、

$$X_{oit}^g = D_{oit}^g(w_{oit}^{dom}, w_{oit}^{for}, \theta_{oit}, Y_{oit}) \quad (2-3)$$

この X_{oit}^g をそれぞれ購入するための費用は以下の費用関数Cで与えられる。

$$C(w_{oit}^{dom}, w_{oit}^{for}, \theta_{oit}, Y_{oit}) = w_{oit}^{dom} D_{noit}^{dom}(w_{1oit}^{dom}, \dots, w_{Noit}^{dom}, w_{1oit}^{for}, \dots, w_{Jnoit}^{for}, \theta_{oit}, Y_{oit}) +$$

$$w_{oit}^{for} D_{oit}^{for}(w_{oit}^{dom}, w_{oit}^{for}, \theta_{oit}, Y_{oit}) \quad (2-4)$$

次に、各生産要素のうち国内の労働需要を考える。まず国内生産要素を X_{1oit}^{dom} 、それ以外の生

産要素需要ベクトル $\underline{X}_{oit}$ （ここでは海外現地法人における生産要素 X_{oit}^{for} に相当する）とする

と、この生産要素ベクトル $\underline{X}_{oit}$

$$\underline{X}_{oit} = \underline{D}_{oit}(w_{oit}^{dom}, w_{oit}^{for}, \theta_{oit}, Y_{oit}) \quad (2-5)$$

となる。

Y_{oit} および $\underline{X}_{oit}$ を所与として与えられた時、 X_{oit}^{dom} に関する費用最小化問題は、

$$\min: C_{oit} = w_{oit}^{dom} X_{oit}^{dom} + c_{oit}(\underline{X}_{oit})$$

$$\text{s.t.: } f(X_{oit}^{dom}, \underline{X}_{oit} | \theta_{oit}) = Y_{oit}$$

$$\text{where } c_{oit}(\underline{X}_{oit}) = w_{oit}^{for} X_{oit}^{for}$$

この費用最小化問題を解くと、 X_{oit}^{dom} は以下の条件を満たす。

$$\frac{\partial f(X_{oit}^{dom}, \underline{X}_{oit} | \theta_{oit})}{\partial X_{oit}^{dom}} = w_{oit}^{dom} \quad (2-6)$$

の解である。ここから、国内生産要素の補償需要関数を考える。 $\underline{X}_{oit}$ を所与としたときの企

業の条件付き費用関数は

$$C_1 = C_1(w_{oit}^{dom}, \underline{X}_{oit}, \theta_{oit}, Y_{oit}) \quad (2-7)$$

と書ける。 X_{oit}^{dom} を除く $\underline{X}_{oit}$ を所与としたとき、この条件付き費用関数の w_{oit}^{dom} に関する 1 階

微分はちょうど需要量 X_{oit}^{dom} と等しく補償需要関数となる。すなわち、

$$X_{oit}^{dom} = d(w_{oit}^{dom}, \underline{X}_{oit}, \theta_{oit}, Y_{oit}) \quad (2-8)$$

と書ける。そして、本稿の目的は、この国内労働需要関数について、それ以外の生産要素が

増加したときの効果

$$\beta = \frac{\partial d(w_{oit}^{dom}, \underline{X}_{oit}, \theta_{oit}, Y_{oit})}{\partial \underline{X}_{oit}} \quad (2-9)$$

を推定することである。

この(2-9)式を推定する際に問題となるのが、企業は利潤最大化をする際に X_{oit}^{dom} と $\underline{X}_{oit}$, Y_{oit}

とを同時決定することである。 $\underline{X}_{oit}$, Y_{oit} も X_{oit}^{dom} と同様に企業の異質性 θ_{oit} の関数であるため、

この θ_{oit} について観察できるパラメータと観察できないパラメータを適切に制御しないと内生性の問題が生じる。次節で扱う推定モデルを導出するために、この国内労働需要関数を具体化する。本稿では、雇用成長率に関心をおくため、成長率の定式ができるよう国内労働需要関数を次のように対数線形化する。

$$l_{oit}^{dom} = \beta_0 + \beta_1 w_{oit}^{dom} + \underline{x}_{oit} \beta_2 + Y_{oit} \beta_3 + T_t + I_o + F_{oit} + e_{oit} \quad (2-10)$$

l_{oit}^{dom} は対数表記の国内労働需要、 w_{oit}^{dom} は対数表記の W_{oit}^{dom} すなわち企業*i*が直面している国内賃金率、ベクトル $\underline{x}_{oit}$ は国内労働需要以外の生産要素需要ベクトル $\underline{X}_{oit}$ として海外現地法人従業者数を対数表記に直したものである。企業の異質性 θ_{oit} の効果は年効果 T_t と産業固定効果 I_o 、年ごとに变化しうる企業効果 F_{oit} と、以上で挙げた変数とは無相関かつ系列相関もないと仮定される攪乱項 e_{oit} で構成される。このうち企業効果 F_{oit} は*t*時点での企業の異質性のうち、*t*時点での企業平均からの乖離を反映しており、企業間で異なる生産性などを反映している。

この F_{oit} について、ここでは1期前の企業効果 F_{oit-1} と、 F_{oit} とは無相関かつ系列相関のないショック項 f_{oit} の和からなる確率変数とする。

$$F_{oit} = F_{oit-1} + f_{oit} \quad (2-11)$$

ここでは、第2節(2-10)式および(2-11)式で定式化したモデルについての、推定モデルについて述べる。(2-10)および(2-11)式から、推定モデルは次のようになる。

$$l_{oit}^{dom} = \beta_{00} + \beta_o w_{oit}^{dom} + \underline{x}_{oit} \beta_2 + \ln Y_{oit} \beta_3 + T_t + I_o + F_{oit} + f_{oit} + e_{oit} \quad (2-12)$$

本稿では、(2-12)式の推定について、一回階差推定（FD 推定）と Bartik (1991) の「シェア効果」による操作変数推定を組み合わせた手法を用いる。

まず、(2-12)式を t 期から t-1 期で階差をとると $F_{oit} = F_{oit-1} + f_{oit}$ であることから、次のようになる。

$$\Delta l_{oit}^{dom} = \beta_1 \Delta w_{oit}^{dom} + \Delta x_{oit} \beta_2 + \Delta \ln Y_{oit} \beta_3 + \Delta T_t + f_{oit} + \Delta e_{oit} \quad (2-13)$$

ここで Δ は階差演算子を表す。ここでの被説明変数および説明変数はすべて対数表記であることから階差をとることでそれぞれの成長率を表している。この式を推定する際に、実際には対数差分が取れない場合が存在する。雇用量については、海外現地法人の新規創設による雇用量の成長（t-1 期の雇用量が 0）、企業もしくは海外現地法人の廃業、撤退による雇用量の成長率（t 期の雇用量が 0）がそれにあたる。そこで、以降の推定式では Δl_{oit}^{dom} 、 Δx_{oit} は Davis, Haltiwanger, and Schuh (1996) の方法で定義される雇用成長率を用いる。

このことから、企業パネル・データを用いて、一回階差推定(FD 推定)を行うことで企業効果のうち F_{oit} 、および産業固定効果 I_o を制御できる。しかし Δx_{oit} と完全多重共線性の関係にあることから、 f_{oit} を制御する目的で年ダミーと企業ダミーの交差項を挿入することはできない。そこで Δx_{oit} の効果を識別するために、Bartik (1991) による「シェア効果」による操作変数を使用する。

つぎに、(2-13)式の Δx_{oit} の効果を推定するための除外操作変数として Bartik (1991) の「シェア効果」を導出する。まず、海外直接投資受け入れ国それぞれにおける t-1 期から t 期に

かけてのマクロ経済的なショックによって、当該国 j に所属する企業 i （産業 o に属する）の現地法人（製造業）は等しく g_{ot}^j だけ成長する。このマクロ経済的なショックによる海外従業員の増加を各国で集計したとき企業 i の海外従業員成長率についての予測値 g_{oitb} は、第 1 国から第 J 国までの企業 i の各国における従業員の比率が基準時点 b ($b < t$) のまま、 $\Omega_{oib} = (\omega_{o1ib}, \dots, \omega_{oJib})$ であるとした時、次のようになる。

$$g_{oitb} = \sum_j \omega_{ojib} * g_{ot}^j \quad (2-14)$$

この Ω_{oib} 、は基準時点 b での経済状況および企業属性に依存するが、 $t-1$ 期から t 期にかけての企業属性の変化 f_{oit} とは無相関である除外操作変数と考えられる³。この操作変数の直観的な理解は、企業がもつ異質性が b 時点から時間を通じて一定、それゆえ直接投資の比率が b 時点から時間を通じて一定の時、 $t-1$ 期から t 期にかけての各 j 国におけるマクロ経済的なショックによって企業 i の海外従業員はどれだけ成長するかというものである⁴。この g_{oitb} は基準年の各国における従業員比率によって企業間で異なる。そのためここではこれを「シェア効果」と呼ぶ。

この基準時点 b は $b < t$ を満たせばよいため、過去数期間分の各国従業員比率を利用できる。

³ 補論で詳しく議論する。

⁴ Baltik (1991) は、地域ごとの雇用者の成長率のうち、地域ごとの労働供給量の変化とは無相関な成長率（地域労働市場における労働需要曲線のシフト）を導出するため、基準年における地域産業構造を一定としたときに一国全体のマクロショックによる地域ごとの雇用者成長率を導出した。本稿で作成した操作変数は、この Baltik (1991) の議論における地域を企業、産業構造シェアを海外直接投資のシェアに置きなおしたものである。

そこで本稿では、基準年 b を $t-3$ 期、 $\dots$ $t-1$ 期までの 3 期それぞれに定め、 Δl_{oit}^m のための除外操作変数 $g_{oit-4}, \dots, g_{oit}$ を作成し、(2-13) 式に対して次の直交条件についての、GMM 推定を行った。

$$E[Z' \{ \Delta l_{oit}^{dom} - (\alpha + \beta_{o1} \Delta w_{oit}^{dom} + \Delta x_{oit} \beta_{2om} + \Delta \ln Y_{oit} \beta_3 + T\delta + I\gamma) \}] = 0$$

$$Z = (1, \Delta w_{oit}^{dom}, g_{oit-4}, \dots, g_{oit-1}, \Delta \ln Y_{oit-1}, T, I) \quad (2-15)$$

ここでの GMM 推定には年ダミーベクトル T 、産業ダミーベクトル I を含んでいる。

(2-16) 式の GMM 推定では過去 3 期分の「シェア効果」を使うことで過剰識別検定が利用できる。この推定の識別戦略は過去の海外従業者割合は、 t 期における企業効果の変化とは無相関であるという仮定に依存している。そこで、この仮定が満たされているかを Sargan 検定によって検証する。

本稿では、(2-15) 式のモデルでの雇用成長率は、Davis, Haltiwanger, and Schuh (1996) の方法で定義される雇用創出・喪失指標による雇用成長率を用いる。雇用創出・喪失指標は以下のように定義する。産業 o の企業 i について、グループ $s \in S$ (グループとは、海外現地法人の属する国・地域、産業で定義される) に属する t 時点の従業者を L_{oit}^s 、 Δ を $t-1$ 年から t 年への 1 階の階差演算子とすると、企業レベルでの成長率は、 $\Delta l_{oit}^s = \Delta L_{oit}^s / \bar{L}_{oit}^s$ と定義される。ここで、 $\bar{L}_{oit}^s$ は産業 o の企業 i の従業者のうちグループ s に属する $t-1$ 年の従業者数と t 年の従業者数の平均 $\bar{L}_{oit}^s = (L_{oit-1}^s + L_{oit}^s) / 2$ である。ここで定義した成長率 Δl_{oit}^s は、通常の成長率が前期従業者数を分母にとる場合と異なる。通常の成長率が -1 から無限大の範囲をとるの

に対し、そのとりうる値は-2 から+2 の範囲を超えない。この方法によって、雇用の拡大・縮小を対称的に表示することができると同時に、新規開業時の従業者の成長率を+2 として定義することができる。また、この方法のもとでは、撤退による従業者の成長率は-2 として定義される。

また、この指標はグループ s をもとに作成することができる。産業 o についてグループ s の $t-1$ 年における従業者数の集計量（日本企業計） L_{ot-1}^s と、 t 年の従業者数の集計量（日本企業計） L_{ot}^s の平均値を、 $\tilde{L}_{ot}^s = (L_{ot-1}^s + L_{ot}^s)/2$ と表記すると、産業 o におけるグループ s の従業者成長率は $\Delta l_{ot}^s = \Delta L_{ot}^s / \tilde{L}_{ot}^s$ で定義される。

この方法に基づき、(2-15)式における国内従業者成長率を $\Delta l_{oit}^{dom} = \Delta L_{oit}^{dom} / \tilde{L}_{oit}^{dom}$ 、海外従業者（製造業）成長率を $\Delta \underline{x}_{oit} = \Delta \underline{x}_{oit} / \tilde{\underline{x}}_{oit}$ として定義する。

また、操作変数 g_{oitb} を作成する際の j 国でのマクロショックによる雇用成長率 g_{ot}^j も次の方法で作成した。日本企業のうち企業 i 以外の企業（産業 o ）の j 国における海外現地法人（製造業）をグループ $(j-i)$ とし、 $\hat{g}_{iot}^j = \Delta x_{ot}^{j-i} = \Delta X_{ot}^{j-i} / \tilde{X}_{ot}^{j-i}$ を作成した。

第3節 利用データ：政府統計データ

ここでは、本稿で利用したデータについて説明する。本稿では、経済産業省「企業活動基本調査」と「海外事業活動基本調査」という2つの国内企業に関する政府統計について1996年調査以降の個票データを利用する。本稿では、これらの個票データ企業の名簿情報をもと

に接続し、海外現地法人について日本国内親会社の企業情報を付与したデータベースを構築、利用した。ここでは、まずそれぞれの政府統計調査の概要を述べたのちに、利用したデータベースの記述統計量を説明する。

企業活動基本調査は、企業の活動の実態を明らかにすることを目的に、日本国内の該当業種⁵の事業所を持つ企業のうち従業者 50 人以上かつ資本金または出資金 3,000 万円の企業を対象に、1992 年に開始され、1995 年以降に毎年実施されている。企業活動基本調査では、企業の名称及び所在地、資本金額または出資金額、事業組織及び従業者数、事業内容、取引状況などが調査されている。また、企業活動基本調査の個票データには、通年で共通の永久企業番号が割り当てられているため、それを利用することで各年の調査における個票データをパネル・データ化することが可能となる。

海外事業活動基本調査は、日本企業の海外事業活動の現状と海外事業活動が現地及び日本に与える影響を把握することを目的に、毎年 3 月末時点で海外に現地法人⁶を有する日本企

⁵ 日本標準産業分類に掲げる大分類 C－鉱業、採石業、砂利採取業、大分類 E－製造業、大分類 F－電気・ガス・熱供給・水道業、大分類 G－情報通信業、大分類 I－卸売業、小売業、大分類 J－金融業、保険業、大分類 K－不動産業、物品賃貸業のうち中分類 70－物品賃貸業、大分類 L－学術研究、専門・技術サービス業、大分類 M－宿泊業、飲食サービス業、大分類 N－生活関連サービス業、娯楽業、大分類 O－教育、学習支援業及び大分類 R－サービス業を指す。

⁶ 海外事業活動基本調査における現地法人とは、海外子会社と孫会社の総称である。ここでの海外子会社とは日本側出資比率が 10%以上の外国法人、海外孫会社とは日本側出資比率が 50%超の海外子会社が 50%超の出資を行っている外国法人を指す。本稿における海外現地法人とは、この海外事業活動基本調査における定義を踏襲する。

業を対象にした全数調査⁷である。

海外事業活動基本調査の調査事項は大きく本社企業調査票のものと現地法人調査票のものと2つに分類される。本社企業調査票では、海外現地法人を有する日本企業の名称及び所在地、資本金などの企業の概要、企業の操業状況、雇用の状況、損益計算書項目、現地法人からの受取収益などを調査事項としている。現地法人調査票では、海外現地法人の概要、出資状況、操業状況、解散・撤退・出資比率の低下の状況、雇用の状況、売上高、仕入高など事業活動の状況、費用、収益・利益処分、研究開発の状況、設備投資の状況などを調査項目としている。本社企業調査票、現地法人調査票の個票データそれぞれには、通年で共通の本社番号、子会社番号、孫会社番号を割り振られているため、それを利用することで各年の調査における本社調査票、現地法人調査票を接続することで、特定企業の国内事業の動向と海外事業における動向を時系列に沿って同時にみることができるパネル・データを作成することが可能である。

それぞれの政府統計は異なる目的をもって行われた調査であり、企業活動基本調査では、国内企業の国内での動向について詳細に調査している一方、海外事業活動基本調査では海外現地法人の動向を現地法人ごとに詳細に観察することができる。本稿ではそれぞれのデータの長所を生かすため、上記に挙げた二つの政府統計調査を接続することで作成したデータベースをもとに分析を行う。

⁷ 金融・保険業、不動産業を除く。

次に政府統計の個票データについて、企業名簿情報をもとに接続したデータベースの作成方法を説明する。

まず 2007 年、2010 年、2012 年および 2013 年海外事業活動基本調査の本社調査票個票データには企業活動基本調査での永久企業番号が付与されていることを利用し、2007 年、2010 年、2012 年および 2013 年の企業活動基本調査個票データに海外事業活動基本調査の本社および現地法人調査票データを接続する。

次に海外事業活動基本調査本社調査票に永久企業番号が付与されていない年については、企業活動基本調査個票と海外事業活動基本調査個票との接続には名簿情報から、会社名、本社所在地郵便番号、資本金を鍵変数として、企業活動基本調査の永久企業番号と、海外事業活動基本調査の本社番号との対応関係を識別し、それぞれの個票との接続を行った⁸。

表 1 は記述統計量である。国内従業者成長率および海外従業者成長率は Davis, Haltiwanger, and Schuh (1996) の方法で定義される雇用成長率を用いた。海外従業者成長率が-2 のものは、現地法人の雇用量が 0 になったことを意味する。海外事業活動基本調査では、現地法人の撤退・退出がフラグで管理され、海外現地法人が退出しても、国内企業が現存していれば撤退・退出を識別することができる。一方、企業活動基本調査では国内企業

⁸ 企業活動基本調査および海外事業活動基本調査は永久企業番号および本社番号を通じて、同一企業の異時点間の名簿情報を参照できることを利用し、接続にあたっては同一年次の名簿情報にもならず異時点における名簿情報（1992 年、1995 年の企業活動基本調査も含む）も参照した。

が退出した際、個票データは存在せず退出を識別するのが難しい。ここでは退出企業・未回答企業の区別をせず全て分析に用いなかった。そのため、国内従業者成長率の最小値は必ず-2を上回る。

第4節 推定結果

表2は、第2節で得られた推定モデルをもとに、製造業における国内従業者成長率を被説明変数に、海外従業者成長率との関係を推定したものである。まず、一回階差推定の結果(1)をみると、海外従業者成長率が高い企業では国内従業者数成長率が高いという傾向がみられ、点推定によると海外部門従業者1%の成長がみられる企業では国内従業者数は0.004%成長しているという相関がみられる。また、その他の説明変数については、国内賃金率の1%の上昇は国内雇用成長率を0.2%鈍化させ、企業売上高成長率が高い企業ほど国内従業者数を増加させる傾向があり、売上高成長率1%あたり0.2%ほどの国内従業者数が成長することがみてとれる。

一方、操作変数法に基づいたマクロ経済的な要因による海外従業者成長率との関係（結果(2)）をみると、上記のような傾向は見られず、統計的には非有意ではあるものの、海外従業者成長率と国内従業者数との関係は負の関係となるという結果が得られた。この結果は、観察された期間に生じた海外従業者を成長させるようなマクロ経済的なショックは製造業の国内労働需要に対しては有意な正の影響を与えなかったと言える。また操作変数法を用

いても、企業売上高および国内従業者賃金率と国内従業者成長率との関係は 1 階階差推定と同様であった。

以上の結果は、サンプルで用いた海外従業者成長率のうち、いわゆるインテンティブマージンすなわち海外従業者がもともと存在した企業の海外従業者成長率のみで分析しても同様のことが得られた。表 2 の結果(3)および(4)は、海外従業者がもともと存在することを条件づけたサンプルのみをもとに、国内従業者成長率と海外従業者成長率との関係を分析したものである。ここでも、海外従業者がもともと存在した企業の海外従業者成長率に関する一回階差推定(3)では正の関係が見て取れるが、操作変数法(4)を用いると負の関係が得られる。

以上の結果から、1990 年代以降の日本の多国籍企業の海外進出を促したマクロ経済的なショックは、企業売上高、国内賃金成長率を制御した上では、国内従業者数の成長率に対して正の影響はなく、国内従業者と海外従業者成長率に見られた正の相関は企業特殊的な要因によるものと考えられる。ただし、今回の分析では製造業に従事する海外現地法人の従業者を増加させるマクロ経済的なショックは国内製造業雇用量に対し負の影響を与えうることを見出した。表 3 は、海外部門従業者数を、現地法人の業種（製造業および非製造業）ごとに改めて集計しなおし第 2 節のモデルを推定したものである。1 階階差推定の結果をみると企業計(5)海外進出企業のみ(7)いずれの場合も、海外部門従業者数の成長率が高い企業ほど国内従業者数の成長率が高いという表 2 と同じ結果が得られた。しかし、操作変数法を用いた結果(6),(8)によると、製造業に従事する海外現地法人の従業者を 1%成長させるマクロ

ショックは国内製造業雇用量に対し、国内従業者は-0.01%ほど減少するという負の影響を与えると解釈できる。この結果は、多国籍企業がこれまで国内で財を生産していた部門を、海外現地法人の生産部門に代替させるという産業空洞化の議論を裏付ける物だと言える。ただし、このような効果は、国内従業者と海外従業者数をともに成長させるような企業特殊的な要因に打ち消され、そのため 1 階階差推定では正の係数が得られたと考えられる。そのため、このような産業空洞化の効果は非常に小さいものだったと解釈できる。

以上の結果から、1990 年代以降の日本の多国籍企業の海外進出を促したマクロ経済的なショックは、企業売上高、国内賃金成長率を制御した上では、国内従業者数の成長率に対して正の影響はなく、国内従業者と海外従業者成長率に見られた正の相関は企業特殊的な要因によるものと考えられる。

第 5 節 おわりに

本稿では、1990 年代以降の日本の製造業の従業者成長率について、製造業計のデータセットと既に海外直接投資を行った既進出企業データという二つのデータセットについて考察をおこなった。その結果、1990 年代以降の日本製造業企業の海外進出を促したマクロ経済的なショックは、企業売上高、国内賃金成長率を制御した上では、国内従業者数の成長率に対して正の影響は与えず、点推定で見ると海外現地法人従業者数の成長率 1%に対して国内従業者数は 0.01%減少するという小さくまた統計的に非有意な雇用減少をもたらすという

結果が得られた。このような負の影響は実際にあったとしても、1990 年代に実際に海外進出した企業に見られる国内従業者と海外従業者数をともに成長させるような企業特殊的な要因に打ち消されてしまっていたため、本稿では比較的小さい値であると評価する。まず企業特殊的な要因を制御しない場合、海外事業所の従業者数の増加は国内の雇用を増加させるように見えるが、そのような属性を制御しマクロ経済的な要因による海外従業者数の増加は国内の従業者数に正の影響を与えるという結果は得られない。これは生産技術の向上などの企業特殊的な要因によって海外現地法人と本国の規模を同時に拡大させている企業がデータセットに多く含まれていることを示唆している。また本稿で用いた企業活動基本調査および海外事業活動基本調査は、日本の製造業に属する企業について十分なカバレッジを持つことから、企業特殊的な要因によって海外現地法人と本国の規模を同時に拡大させている製造業企業がデータセットに多く含まれているという傾向は1990年代の日本製造業の傾向を反映していると考えられる。これらのことから、1990 年代の日本製造業における産業空洞化の影響は小さかったと結論づける。しかし、今回の分析結果は同時に企業の生産性の向上といった企業特殊的な要因を伴わない対外投資の拡充、例えば対外投資への補助金、といったマクロ経済的なショックは国内雇用量に対して小さいながら負の影響を与える可能性があるという政策的な示唆を与えるものである。

参考文献

- ANDO, M. & KIMURA, F. 2011. Globalizing corporate activities in East Asia and impact on domestic operations: further evidence from Japanese manufacturing firms. Citeseer.
- BARTIK, T. 1991. *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?*, WE Upjohn Institute for Employment Research.
- CASTELLANI, D., MARIOTTI, I. & PISCITELLO, L. 2008. The impact of outward investments on parent company's employment and skill composition: evidence from the Italian case. *Structural change and economic dynamics*, 19, 81-94.
- DAVIS, S. J., HALTIWANGER, J. & SCHUH, S. 1996. Small business and job creation: Dissecting the myth and reassessing the facts. *Small business economics*, 8, 297-315.
- DAVIS, S. J., HALTIWANGER, J. C. & SCHUH, S. 1998. Job creation and destruction. *MIT Press Books*, 1.
- DESAI, M. A., FOLEY, C. F. & HINES, J. R. 2009. Domestic effects of the foreign activities of US multinationals. *American Economic Journal: Economic Policy*, 1, 181-203.
- EDAMURA, K., HERING, L., INUI, T. & PONCET, S. 2011. The overseas subsidiary activities and their impact on the performance of Japanese parent firms. *Discussion papers*, 11069.
- HARRISON, A. & MCMILLAN, M. 2011. Offshoring jobs? Multinationals and US manufacturing employment. *Review of Economics and Statistics*, 93, 857-875.
- HELPMAN, E., MELITZ, M. J. & YEAPLE, S. R. 2004. Export versus FDI with Heterogeneous Firms. *The American Economic Review*, 94, 300-316.
- HIJZEN, A., JEAN, S. & MAYER, T. 2011. The effects at home of initiating production abroad: evidence from matched French firms. *Review of World Economics*, 147, 457.
- ITO, K. & TANAKA, A. 2014. The Impact of Multinationals' Overseas Expansion on Employment at Suppliers at Home: New evidence from firm-level transaction relationship data for Japan. Citeseer.
- KAMBAYASHI, R. & KIYOTA, K. 2015. Disemployment caused by foreign direct investment? Multinationals and Japanese employment. *Review of World Economics*, 151, 433-460.
- MELITZ, M. J. 2003. The impact of trade on intra - industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, 71, 1695-1725.
- MELITZ, M. J. & REDDING, S. J. 2014. Missing gains from trade? *The American Economic Review*, 104, 317-321.
- NAVARETTI, G. B., CASTELLANI, D. & DISDIER, A.-C. 2009. How does investing in cheap labour countries affect performance at home? Firm-level evidence from France and Italy. *Oxford Economic Papers*, 62, 234-260.
- WAGNER, J. 2011. Offshoring and firm performance: self-selection, effects on performance, or

both? *Review of World Economics*, 147, 217-247.

YAMASHITA, N. & FUKAO, K. 2010. Expansion abroad and jobs at home: Evidence from Japanese multinational enterprises. *Japan and the World Economy*, 22, 88-97.

深尾京司 1997. 直接投資とマクロ経済—中期的分析—. 『経済研究』, 48, 227-243.

表 1：記述統計量

変数名		Mean	Std.Dev	Min	Max
国内従業者数 (単位：人)	overall	431.4117	1778.409	50	80840
	between		1460.178	50	76250.83
	within		228.4693	-9969.84	20428.33
国内賃金率 (一人当たり給与総額 (単位：100 万円))	overall	4.734743	1.788683	0	108.2878
	between		1.608799	0.140704	24.41939
	within		0.981834	-14.0878	88.60313
売上高					
(単位：100 万円)	overall	24626.99	168106.1	8	12100000
	between		134899.9	53	9430470
	within		29250.13	-1372064	2673421
海外現地法人従業者 (単位：人)	overall	254.9708	2816.693	0	174434
	between		2250.534	0	135233
	within		852.5248	-59366.2	80418.1
海外現地法人従業者 (製造業)					
(単位：人)	overall	254.6483	2815.203	0	174434
	between		2250.272	0	135233
	within		852.0724	-59366.5	80417.77
海外現地法人従業者 (非製造業)					
(単位：人)	overall	221.0219	2801.465	0	174434
	between		2237.618	0	135233
	within		838.9697	-59400.1	80384.15
Observations	N=121,609		n=16,793	Tbar=7.24	

表 2： 製造業における国内従業者数成長率と海外従業者成長率との関係（非海外進出企業も含む）

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	FD	FD+Bartik-IV	FD	FD+Bartik-IV
国内従業者成長率			(海外進出企業のみ)	(海外進出企業のみ)
海外現地法人従業者成長率（産業計）	0.0038*** (0.0010)	-0.0059 (0.0050)	0.0073*** (0.0016)	-0.0085 (0.0068)
企業売上高成長率	0.1900*** (0.0016)	0.2327*** (0.0129)	0.1922*** (0.0017)	0.2417*** (0.0133)
国内従業者賃金成長率	-0.1850*** (0.0015)	-0.1917*** (0.0025)	-0.1854*** (0.0016)	-0.1932*** (0.0026)
Constant	-0.0255*** (0.0025)	0.0013 (0.0019)	-0.0179*** (0.0020)	0.0016 (0.0020)
Observations	121,609	121,609	112,528	112,528
R-squared	0.1823	0.1770	0.1845	0.1775
年ダミー	YES	YES	YES	YES
産業ダミー	YES	YES	YES	YES
F statistic for weak identification (Cragg-Donald Wald F statistic)		217.9582		203.9928
p-value of Hansen J statistic		0.7806		0.9210
p-value of difference-in-Sargan statistic		0.0006		0.0001
Standard errors in parentheses				
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

表3 : 製造業における国内従業者数と海外現地法人（製造業）従業者との代替関係

被説明変数	(1) FD	(2) FD+Bartik-IV	(3) FD (海外進出企業のみ)	(4) FD+Bartik-IV (海外進出企業のみ)
国内従業者成長率				
海外現地法人従業者成長率（製造業部門）	0.0029*** (0.0010)	-0.0136** (0.0066)	0.0046*** (0.0015)	-0.0150*** (0.0055)
海外現地法人従業者成長率（非製造業部門）	0.0028** (0.0011)	0.0006 (0.0024)	0.0028** (0.0012)	-0.0005 (0.0021)
企業売上高成長率	0.1901*** (0.0016)	0.2214*** (0.0128)	0.1922*** (0.0017)	0.2327*** (0.0132)
国内従業者賃金成長率	-0.1850*** (0.0015)	-0.1898*** (0.0025)	-0.1854*** (0.0016)	-0.1917*** (0.0026)
Constant	-0.0255*** (0.0025)	0.0013 (0.0019)	-0.0140*** (0.0020)	0.0016 (0.0020)
Observations	121,609	121,609	112,528	112,528
R-squared	0.1823	0.1778	0.1844	0.1789
年ダミー	YES	YES	YES	YES
産業ダミー	YES	YES	YES	YES
F statistic for weak identification (Cragg-Donald Wald F statistic)		155.2630		144.2958
p-value of Hansen J statistic		0.1114		0.2266
p-value of difference-in-Sargan statistic		0.0054		0.0001
Standard errors in parentheses				
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

補論 外生的な海外従業者成長率の作成

ここでは、第 7 節で除外操作変数として作成した外生的な海外従業者成長率変数について説明する⁹。t-1 期から t 期にかけての企業 i の海外従業者の成長率の予測値 g_{it}^{for} を以下のように作成する。

$$g_{it}^{for} = \sum_j \omega_{ijt}^{for} l_{jt}^{for} = l_{ft}^{for} + \sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * [l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for}]$$

ここで、l は t-1 期から t 期にかけての雇用成長率をあらわし、添え字の j は日本国外 j 国の海外現地法人での雇用を表し、j の代わりに f が添えられているものは日本国外全ての国の集計、世界計であることを表す。添え字の i は特定の企業を示し、i が添えられていないものは企業計であることを示す。また、b は基準時点を表す。

ω_{ijb}^{for} は基準時点 b 期における企業 i の海外従業者のうち j 国の海外現地法人従業者が占める割合を示す¹⁰。 l_{ft}^{for} は、t-1 期から t 期にかけての日本企業の世界全体の海外従業者数の成長率である。 l_{jt}^{for} は j 国における海外現地法人従業者数（企業計）の成長率である。この(A2-1)式の第 1 項は、世界計全体で見た時の海外従業者の成長率を示し、第二項は企業 i の基準時点 b 期における直接投資の割合に依存した成長率すなわち「シェア効果」を表す。

t-1 期から t 期にかけての企業 i の海外従業者の変化量の予測値 G_{it}^{for} を以下のように作成する。

$$G_{it}^{for} = \sum_j L_{ijt-1}^{for} * \left(\frac{l_{ft}^{for} - l_{ft-1}^{for}}{l_{ft-1}^{for}} \right) + \sum_j L_{ijt-1}^{for} * \left[\left(\frac{l_{jt}^{for} - l_{jt-1}^{for}}{l_{jt-1}^{for}} \right) - \left(\frac{l_{ft}^{for} - l_{ft-1}^{for}}{l_{ft-1}^{for}} \right) \right]$$

ここで、L は水準で見た雇用量をあらわし、添え字の j は日本国外 j 国の海外現地法人での雇用を表し、j の代わりに f が添えられているものは日本国外全ての国の集計、世界計であることを表す。添え字の i は特定の企業を示し、i が添えられていないものは企業計であることを示す。

$(l_{ft}^{for} - l_{ft-1}^{for}/l_{ft-1}^{for})$ は、t-1 期から t 期にかけての日本企業の世界全体の海外従業者数の変化率である。 $(l_{jt}^{for} - l_{jt-1}^{for}/l_{jt-1}^{for})$ は j 国における海外現地法人従業者数（企業計）の変化率である。 L_{ijt}^{for} は、t 期の j 国における企業 i の海外現地法人の雇用量を表す。この(A2-1)式の第 1 項は、世界計全体で見た時の海外従業者の成長、第二項は企業 i の t-1 期における直接投資の配分に依存した成長、「シェア効果」を表す。

⁹ ここでの操作変数の作成方法は、Bartik (1991) の Appendix 4.2 で操作変数として作成された“growth prediction”の作成方法を参考にした。Bartik (1991)では、各地域の外生的な雇用成長率の予測値を各地域の産業構造を基準年の割合で固定することで導出したことに対し、本稿では各企業の雇用成長率の予測値を各企業の企業構造を基準年の割合で固定することで導出している。

¹⁰ 企業 i が海外直接投資を実施しておらず、全ての国で海外従業者が存在していない場合は、等加重 $1/J$ とした。

この(A2-1)式を成長率 g_{it}^{for} で評価するために、対数差分で評価すると次のようになる。

$$g_{it}^{for} = \ln(L_{it-1}^{for} + G_{it}^{for}) - \ln(L_{it-1}^{for}) = \ln \left[1 + l_{ft}^{for} + \sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * (l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for}) \right]$$

$$\approx l_{ft}^{for} + \sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * (l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for}) = \sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * l_{jt}^{for}$$

ここで、 l はt-1期からt期にかけての雇用成長率をあらわし、 ω_{ijt-1}^{for} はt-1期における企業iの海外従業者のうちj国の海外現地法人従業者が占める割合を示す¹¹。 l_{ft}^{for} は、t-1期からt期にかけての日本企業の世界全体の海外従業者数の成長率である。 l_{jt}^{for} はj国における海外現地法人従業者数（企業計）の成長率である。この(A2-2)式の l_{ft}^{for} は、世界計全体で見た時の海外従業者の成長率を示し(A2-1)式第1項に対応する。 $\sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * (l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for})$ は企業iの基準時点 t-1 期における直接投資の配分の割合に依存した成長率すなわち(A2-1)式第2項「シェア効果」に対応する。

第7節(7-X)式を推定する際、この g_{it}^{for} を海外従業者成長率に対する除外操作変数として用いると、海外従業者成長率の効果を、t-1期におけるそれぞれの企業の海外直接投資の配分比率 ω_{ijt-1}^{for} の平均からの乖離から識別がなされていることがわかる。 g_{it}^{for} は

$$g_{it}^{for} = l_{ft}^{for} + \sum_j \omega_{ijt}^{for} * (l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for})$$

と表記することができ、(7-X)式に、年ダミーを挿入していることから、第一項 l_{ft}^{for} は年ダミーと完全な多重共線性を有しているため、海外従業者成長率の効果の識別には影響しない。次に、第二項の「シェア効果」については

$$\sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * (l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for}) = \sum_j (\omega_{ijt-1}^{for} - \omega_{jt-1}^{for}) (l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for})$$

と書ける。 ω_{jt-1}^{for} は、t-1期の日本企業計の海外従業者全体のうち、j国にある海外現地法人従業者の占める割合である。そのため、「シェア効果」の企業ごとの違いは、t-1期の企業ごとの直接投資割合と日本国内企業全体の直接投資割合との乖離の違いから生じている。

¹¹ 企業iが海外直接投資を実施しておらず、全ての国で海外従業者が存在していない場合は、等加重で計算した。