

DBJ Research Center on Global Warming
Discussion Paper Series No. 62 (3/2019)

日本企業の雇用調整に関する実証分析
—グローバル化の影響を中心に—

小澤 彩子

本論は、執筆者個人の暫定的な研究（内容、意見については執筆者個人に属するもの）であって、関心ある研究者との議論等のために作成されたものである。

日本企業の雇用調整に関する実証分析[†]

ーグローバル化の影響を中心にー

小澤彩子

日本政策投資銀行設備投資研究所

2019年3月

要 旨

本稿では、1973年から2012年までの日本企業における雇用調整速度の変化、およびグローバル化要因が雇用調整に与える影響について、部分調整モデルを用い、企業パネルデータをもとに検証した。主な分析結果をまとめると、以下の通りである。

(1) 日本企業の雇用調整速度は製造業、非製造業ともに速まっている。特に1995年以降においてその水準が速くなっており、本稿の推定によれば、最適な雇用調整量に対して1年間に調整される割合は、1975～84年にかけては29.14%であったが、2005～12年には70.54%にまで達している。

(2) 海外投資家の持株率は、1995年以降、雇用調整速度を速めている。背景として、1990年代のバブル崩壊や銀行危機以降、海外投資家のプレゼンスが一気に増大したことが、企業の雇用調整行動に影響を与えた可能性が示唆される。

(3) 海外市場に進出している企業は、進出していない企業に比べ、2000年代前半までは雇用調整速度を遅くした。2005年以降ではその効果は失われ、調整速度が速くなっている可能性がある。

(4) 輸入浸透度は雇用調整速度に影響を与える。1985年以降すべての期間において、輸入浸透度が大きいほど、雇用調整速度が速くなっている。

以上の結果は、企業経営を取り巻く外部経済環境が大きく変化する中、企業の雇用調整行動の違いおよび時系列変化が、調整費用を介して、グローバル化の進展に依存していた可能性を示唆している。

キーワード：雇用調整，調整速度，海外投資家，輸入浸透度

JEL classification : J21, J23

[†] 本稿は、筆者が専修大学大学院経済学研究科に提出した修士論文を抜粋・改訂したものである。執筆にあたっては、櫻井宏二郎教授（専修大学）、金榮愨教授（専修大学）から、それぞれ懇切丁寧な指導と、多くの有益なコメントを頂戴した。また、内山勝久主任研究員をはじめ、設備投資研究所におけるセミナー参加者の方々からも、多数の貴重な助言をいただいた。記して感謝したい。ただし、本稿の内容や意見等はすべて執筆者個人に属し、残された誤りはすべて筆者の責任に帰す。

1. はじめに

1.1 雇用の流動化をめぐる議論の高まり

長期雇用慣行が根強く残り、労働市場の流動性が国際的にみて低いとされるわが国において、近年、雇用の流動性を高めるべきだという議論が活発になっている¹。生産年齢人口が減少傾向にある中、円滑な労働資源配分によって限りある労働力を効率的に活用することで、経済全体のパフォーマンス向上につなげていくというねらいがあり、その背景には、雇用の流動性の低さは資源の最適配分を阻害するとの問題意識が存在している。

これまでの研究によれば、資源配分の悪化は確かに成長率低迷の要因となっている可能性があり、例えば宮川（2003）は産業別データを利用して、労働市場や資本市場における資源配分の非効率性に全要素生産性上昇率低下の一因があると指摘している。また、蟻川・井上・齋藤・長尾（2017）は、雇用調整の柔軟性は企業収益や株価水準に有意な効果を持つとしたうえで、その低い流動性は日本企業の低パフォーマンスの重要な要因の一つだと指摘している。さらに、セミマクロデータを使って実質労働生産性の増分を要因分解しても、1990年代以降、労働の再配分効果がマイナスになっていることが確認できる（表1、図1）。すなわち、マクロレベルでは、日本の労働市場の硬直性が労働生産性の押し下げ要因となっている可能性が示唆される。

表1：実質労働生産性（付加価値生産性）増分の要因分解（単位：百万円，2000年基準）

全産業	1973～80年	1980～90年	1990～2000年	2000～12年
内部効果	0.636 (76.7%)	1.510 (92.9%)	0.522 (109.9%)	1.164 (128.5%)
再配分効果	0.193 (23.3%)	0.116 (7.1%)	▲0.047 (▲9.9%)	▲0.258 (▲28.5%)
合計	0.829	1.626	0.475	0.906

注：1. 「日本産業生産性データベース 2015（Japan Industrial Productivity Database）」により、

住宅と分類不明を除く106部門の合計を算出し作成

2. カッコ内は寄与率を示す

3. 内部効果は各産業の生産性上昇による効果を、

再配分効果は雇用者数シェアの伸びによる効果をそれぞれ表し、計算式は次式に従う

$$\Delta P_i = \sum_{i=1}^n \bar{S}_i \Delta P_i + \sum_{i=1}^n \bar{P}_i \Delta S_i$$

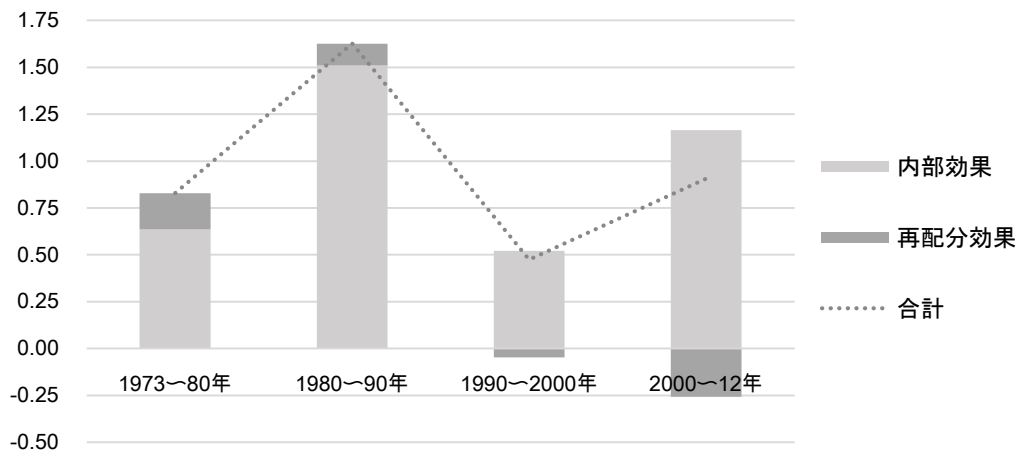
$i: 1, \dots, n$ 産業, P_i : i 産業における労働生産性, \bar{P}_i : i 産業における労働生産性水準の平均,

ΔP_i : i 産業における労働生産性水準の変化, S_i : i 産業における全産業中の雇用者数シェア,

\bar{S}_i : i 産業における雇用者数シェアの平均, ΔS_i : i 産業における雇用者数シェアの変化

¹ 例えば八代（1997）、山田（2016）、内閣府（2015）等がある。

図 1：実質労働生産性（付加価値生産性）増分の要因分解（単位：百万円，2000 年基準）



注：1. 「日本産業生産性データベース 2015 (Japan Industrial Productivity Database)」により，
住宅と分類不明を除く 106 部門の合計を算出し作成
2. 計算式は表 1 に同じ

しかしながら，議論の前提として，そもそも個別企業レベルにおける労働移動の実態はどうか。労働市場の規制緩和や非正規雇用の増加等を背景に，すでに近年企業において雇用調整が柔軟に行われやすくなっているとの見方もあるが，照山（2010）によれば多くの研究が行われている一方で，調整速度を速めた要因が特定されていないだけでなく，調整速度が本当に速まったか否かについての決定的な結論は出ていない。また，2000 年代以降，ICT 技術の普及とともに企業の海外直接投資，フラグメンテーション，海外アウトソーシングといったグローバル化が急速に進み，企業の雇用を取り巻く環境は大きく変化している。そこで本稿ではまず，こうした環境変化の中で企業における雇用調整がどのように変化しているかを検証する。具体的には，1990 年代以降の長期不況，2000 年代後半の世界同時不況やその後の回復過程を含む 2012 年までの企業パネルデータを用いて，部分調整モデルによる雇用調整速度を推定し，その期間変化を追う。そのうえで，雇用の流動性に影響を与えうる諸要因について，主としてグローバル化要因の観点から検証する。先行研究を概観すると，コーポレート・ガバナンス要因に着目した研究はこれまでに多く蓄積されているが，グローバル化について言及した研究はあまり多く見当たらず，この点が本稿の 2 つ目の貢献と言える。

本論文の構成は以下の通りである。まず第 2 節で雇用調整をめぐる先行研究を概観する。その後，第 3 節では利用データと分析フレームワークについて説明する。第 4 節で推定結果を検討し，最後に第 5 節で本稿の結論および課題について言及する。

2. 雇用調整速度に影響を与えた要因

2.1 雇用調整に関する先行研究

日本の雇用調整に関する実証分析は、マクロデータを用いた篠塚・石原（1977）、篠塚（1989）、村松（1983）、黒坂（1988）などを代表として数多くなされ、①日本の雇用調整は主として労働時間によって行われており、雇用人員による調整速度は、米国と比較するとかなり遅いが、イギリスやドイツとは同程度であること、②人員数よりもマンアワーで見たときの方が、調整速度が速いこと、③中小企業の雇用調整速度は大企業よりも速いこと、④企業特殊的人的資本を重視する産業では調整が遅い傾向にあること、⑤日本では主な調整の対象が女性であること、などが明らかにされている²。

他方、阿部（2005）で指摘されているようにマクロデータによる分析では個別企業の効果を十分に捉えきれないとの懸念から、企業財務データによる分析も盛んに行われており³、赤字期の調整に注目したもの（駿河、1997等）や、最近では企業の資金調達行動、企業統治の変化等に関連付けた研究が多く行われている。例えば阿部（2005）は上場企業データを用いて、持株比率といった企業のガバナンス構造が企業の雇用調整行動に与える影響を分析し、産業によっては、大株主の持株率が高いほど雇用調整速度を遅らせたり、銀行や証券会社といった金融機関の持株率が高いほど赤字期に雇用調整速度を速めたりすることを明らかにした。また富山（2001）は、赤字期かどうかや人的資本の大小に関わらず、メインバンク関係の強い企業で雇用調整速度が遅いことを実証した。野田（2010）は、企業を取り巻くステークホルダーとして労働組合の役割に着目し、従業員300人以上の企業では、組合の存在が人員整理を遅らせていること、赤字期には逆に促進していることなどを示した。また、国外においてはHamermesh（1993）が詳細なサーベイを行なっているほか、Hamermesh（1989）においては米国における工場レベルの時系列データを用いて分析を行い、雇用調整が非連続的に行われていること等を指摘している。これらの先行研究の含意として、雇用調整は非連続的に行われ、赤字期などに「状態依存的」であること、また、労使関係や株主構造といったガバナンス構造に企業の雇用調整速度が依存していること、などが挙げられる。

2.2 部分調整モデルと調整費用

さて、上述したこれらの研究の多くは、後述する部分調整モデルによる雇用調整速度の推定によって明らかにされてきた。部分調整モデルは、ある変数について、最適水準ないし目標水準からの乖離が特定の期間においてどの程度解消されるのかを分析するモデルであり、雇用の他、設備投資や貨幣需要、資産価格決定等多くの研究分野で用いられている。このモ

² 篠塚（1989）、村松（1995b）に詳しい。

³ 実際、阿部（2005）では産業毎の集計データと個別企業データの双方による推定結果の比較により、個別企業データによる分析の方が、調整速度が速いことが確認されている。

デルによれば、企業は各期に最適な雇用量を即座には決定せず、前期の雇用量と当期に最適と思われる雇用量との差を、時間をかけて調整することとなり、その乖離をどれだけ縮めたかの度合いを調整速度として定量的に把握することを可能とする。

ではなぜ、企業は瞬時に最適な水準まで雇用量を調整しないのか。背後には雇用調整には調整費用が伴うという仮定が効いている。調整費用を伴う生産要素投入量を瞬時に大幅に変更することは難しく、とりわけ労働については、Oi (1962) が論じたように「企業特殊的訓練」を受けた労働者は準固定的生産要素とみなせることから、短期的な需給の変動に対して瞬時に調整を行うことは合理的な行動とならない。現実にも、新規労働者の雇入れの際には募集・選抜費用、教育訓練費用がかかり、解雇においても退職金の支払いや組合との交渉・訴訟リスク、株主や取締役会での取引コスト等が発生する。またこの他、解雇権濫用法理や労働市場における評判低下などを恐れ、経営側が雇用調整に際して物理的・心理的なコストを抱く可能性もあるだろう。部分調整モデルにおいては、これらの費用と最適な雇用を実現できないことによる費用とのバランスで、調整割合が決定されるものと想定されている。

このように、理論上調整費用の存在は雇用調整速度の違いを決定づける要因であると考えられ、日本の雇用調整が米国等と比較して遅い理由についても、大瀧 (1994) が一時的でないマクロ・ショック下で高失業が持続する（失業率に履歴効果が生じる）要因として人的資本投資の存在を指摘したように、人的資本投資等を背景とした調整費用の大きさによるものと考えられてきた。調整費用はその便利さから多くの経済分析に利用されている一方で、背後にある仮定やその構造等についての理解は途上であり (Hamermesh & Pfann, 1996)、雇用調整速度との関連においてもその単純な関係性に疑義を投げかける研究も少なくないが⁴、Varejão & Portugal (2007) のように、調整費用は確かに調整頻度に影響を与えているとする実証結果もある。そこで本稿においては主としてこの調整費用が、雇用調整速度に影響を与えるという前提のもと、以下分析を進めることとする。

2.3 雇用調整とグローバル化

さて、雇用調整にかかる調整費用が雇用調整速度に影響を与えるという前提にたった場合、もしこの調整費用に影響を与える要因が他にあるのならば、それは間接的に調整速度決定の要因になりうると考えられる。近年、日本企業を取り巻く外部経済環境は大きく変化しており、とりわけ経済のグローバル化にともなう国際競争の激化により、企業経営においては一層のスピード化と効率性の向上が迫られている。これにより、企業が最適水準ではない雇用を維持し続けることのコストを高め、結果として雇用調整速度を速めている可能性等

⁴ 例えば Hall (2004) は、米国の産業パネルデータを用いて雇用調整費用を推定し、雇用調整費用は限りなくゼロに近く、そのため労働資源は自由に調節可能であるとしている。また、安井 (2005) は不確実指標を用いて、不確実性の縮小が雇用調整速度の上昇をもたらしていることを示した上で、調整速度は調整費用だけでなく、不確実性によっても影響を受けると指摘している。

が考えられる。企業活動のグローバル化と、国内経済や雇用との関係をめぐる議論においては、グローバル化の過程が複雑かつ多岐にわたることを反映し、現在も様々な観点から検証が行われ、その結果も統一的なものではないが、本稿では以下の立場から仮説検証を行う。

A) 海外投資家の持株比率は、雇用調整速度を速くする

海外投資家の企業統治における役割・帰結については複数の見方が存在するが、キャピタルゲインを重視する海外機関投資家は短期主義的であり、経営陣の決定に対して近視眼的な圧力を加えるという批判的な見方も根強く存在している（宮島・保田・小川，2017）。Ahmadjian and Robbins（2005）や野田・平野（2010）等では、限定的ながらも外国人持株比率の高い企業で雇用削減傾向が強いことが確認されており、本稿でも、海外投資家比率の高まりは、最適な水準から乖離した雇用量を維持するコストを高め、また相対的に従業員の交渉力を弱めること等を通じ、結果として雇用調整速度を速めるものと予想する。

B) 海外市場に進出している企業は、雇用調整速度が速い

本稿では、企業の海外展開をみる指標として、有価証券報告書上において「海外売上高」の記載があるかどうかを変数に用いており、各個別企業の進出動機等を推し量ることはできないというデータ上の限界を有する⁵。しかしながら一般に、海外に市場を有していれば生産調整が国内と海外の双方で行うことが可能となり、最適化の過程で雇用調整費用が相対的に下がる可能性も考えられる。また、グローバルな競争に晒されることを通じ、経営者がより一層の効率化を意識する結果、最適水準ではない雇用を維持し続けることのコストが高まり、雇用調整判断に至る調整費用の閾値が下がる可能性も考えられる。したがって、今回はデータの性質・制約も踏まえながら、企業の海外進出は雇用調整速度を速めるものと予想する。

C) 輸入浸透度は、雇用調整速度を速める

輸入浸透度の高まりは国内製品への需要を押し下げ、あるいは国内生産におけるコスト削減圧力を増大させることで、結果として経営に対する雇用削減圧力を高めている可能性がある。Acemoglu, Autor, Dorn, Hanson and Price（2016）による最近の研究では、中国からの輸入増加により、米国の雇用は1999～2011年にかけて200万人以上奪われたと推定されており、日本国内を対象としたこれまでの研究でも、櫻井（2014）、Sakurai（2017）が産業連関表を用いて推定を行い、1995年から2005年にかけて、製造業にお

⁵ 企業の海外進出が国内の企業に与える効果をめぐっては、いわゆる「空洞化」の観点から、雇用にマイナスの効果を与えるといった懸念が根強い。しかし、乾（2011）が論じているように、国内における非効率な部門を海外に移転すること等を通じて、国内企業の付加価値や生産性を高めるプラスの効果も期待できるため、海外進出の目的等によって、国内企業の活動に与える効果が異なる可能性を考慮する必要がある。

ける輸出入比率の変化が雇用削減効果を持っていたこと等を明らかにしている。この立場に立つならば、輸入浸透度は雇用調整速度を速めるものと予想される。また一方で、輸入浸透度の高さをオフショアリングの活発化を示す代理変数にとらえるならば、フラグメンテーションの進展で可能となった安い中間財の輸入は、利益の増加や、企業や企業グループ間の効率的な資源配分を通じて国内雇用を増やすことにより、雇用調整速度を速めることも可能性として考えられる⁶。

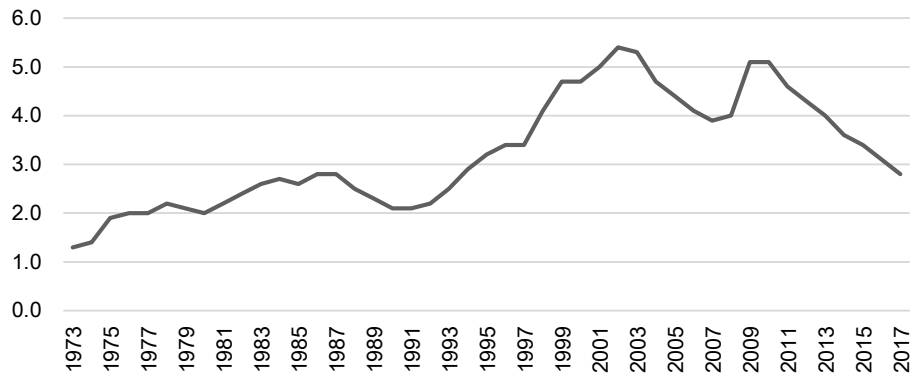
2.4 雇用調整と社会・制度的要因

本研究の分析対象期間は、日本の労働市場が大きく変化したとされる時期にあたる。図2に明らかのように、それまで2%前後の水準を維持していた完全失業率も、バブル経済を契機に景気動向の影響を強く受けるようになった。特に、バブル崩壊から2000年代初頭にかけては、いわゆる就職氷河期として若年層の抑制がされたうえ、早期退職優遇制度などを通じた大規模な離職が促されて、失業が大きな社会問題となった。アジア通貨危機や、国内における金融危機の影響も受けながら大幅に上昇した失業率は、2002年には過去最悪の水準を記録している。

バブル経済・金融危機という大きな波が、この時期の労働需要減少をもたらしたことを否定する者はいないだろうが、それと同時に、以上にみた失業率の大幅変動の背景として、個別企業の雇用調整行動に影響を与える社会・制度的な構造要因の変化が影響している可能性も否定できない。例えば、雇用調整に関する社会的通念の変化が、経営者の心理的コストの低下や、株主をはじめその他ステークホルダーとの取引コストを下げることを通じ、雇用調整をしやすくする方向に働いたかもしれない。主要経済紙である日本経済新聞に掲載された希望退職に関する記事の件数は、少ないときで年間8件だったのが、バブル崩壊後は多いときで年間300件を超している(図3)。こうした社会情勢の変化は、経営者が解雇調整判断に至る、非金銭的な調整費用を下げた可能性がある。また、この時期の法律や政策といった制度的要因も、企業の雇用調整行動に影響を与えた可能性がある。派遣法改正といった相次ぐ規制緩和等を背景に、わが国における非正規雇用者の数は趨勢的に増加しており、1990年代前半には1000万人以下だったのが、2017年にはその2倍となり、全雇用者数に占める割合は4割近くの水準にまで達している。こうした非正規雇用の存在は、経営が悪化した際の解雇費用を織り込んで正社員の採用を手控える代わりに非正規雇用で代替する、という企業の行動を後押しすることを通じ、近年になって正規雇用者の雇用調整速度を速めている可能性が考えられる。

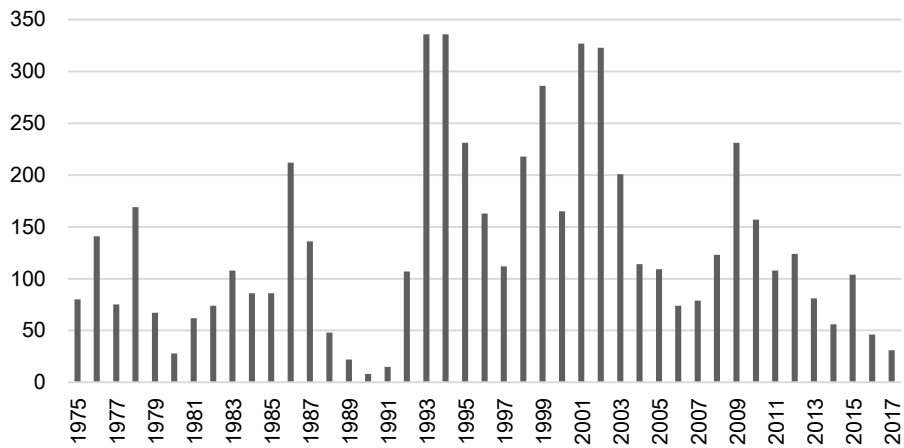
⁶ 輸入競争と雇用の関係をめぐっては、Ando and Kimura (2017) が『企業活動基本調査』のデータを用いて分析を行い、2000年代初頭には輸入浸透度から雇用への負の影響が認められるものの、その後はむしろ国内雇用の拡大を助長していることを明らかにしている。

図 2 : 完全失業率の時系列推移 (単位 : %)



注 : 総務省「労働力調査」

図 3 : 「希望退職」に関する記事件数 (単位 : 件)



注 : 「日経テレコン」データベースにより、日本経済新聞の朝刊または夕刊において、見出し又は記事に「希望退職」を含む件数を抽出

3. 推定モデルとデータ

3.1 利用データ

次に、本分析で用いるデータについて概観する。利用するデータは（１）企業財務データおよび（２）産業別データであり、（１）については企業の有価証券報告書をデータベース化した日本政策投資銀行「企業財務データバンク」2017年版から、上場一部二部会社の個別・連結決算データ（正規化あり⁷）を用いた。なお、企業の設立年については同データベースに情報がなかったため、あわせて「日経 NEEDS Financial Quest 2.0」に格納されている同種のデータも用いている。（２）については、経済産業研究所と一橋大学経済研究所による「日本産業生産性データベース 2015（Japan Industrial Productivity Database, 以下 JIP データベース）」を用いた。

分析にあたってはこれらのデータセットを結合し、1973年から2012年までの企業レベルのアンバランスなパネルデータ（unbalanced panel data）を構築した⁸。欠損値や外れ値を除外し、分析対象は製造業と非製造業のうちの建設業、情報通信業、運輸業・郵便業、卸売業、小売業からなる76,330サンプルとなった。使用変数の詳細は以下の通りであり、表2に分析対象産業の内訳を、表3に変数一覧および記述統計を、図4に、グローバル化に関する2つの変数について、その時系列推移を示した。

- ① 期末従業員数:本稿では、長期の分析を行う観点から、単体ベースの従業員数を用いた。また、原データは有価証券報告書の記載基準に準拠しており、原則として役員や臨時の従業員を含まない。なお企業の事業報告の記載報告をめぐっては、事業報告の内容に関して記している会社法施行規則第120条において「当該事業年度の末日における主要な営業所及び工場並びに使用人の状況」と記載されているものの、金融庁の「企業内容等の開示に関する内閣府令」によれば、従業員の定義に関するそれ以上の詳細な開示基準は明定されていない。このため、本稿データにおいても厳密には個社間で従業員の定義が一致しない可能性を排除できないことに留意を要する。また、臨時従業員数については該当会計期間における平均雇用人員数外書きで記載することとなっており、これを分析に利用することも可能だが、従業員数の10%を下回る場合には報告を省略できることとなっており、時点や企業によってかなりばらつきが大きい⁹。そのため本稿では、正

⁷ 正規化措置とは、「同一会計年度に複数の決算期の財務データが存在する場合に、当該会計年度に属する決算月数の最も大きい決算期データ（決算月数が同じ場合は新しい方のデータ）を当該年度の代表データとみなし、これを12ヶ月換算すること、および決算月数が12ヶ月超のデータを12ヶ月換算すること」を指す（『学術研究のための「企業財務データバンク」ご案内』より抜粋）。

⁸ 企業財務データについては、決算月が6月までの場合は前年に、7月以降は当年に振り分け、年データに変換した。

⁹ また、データに非正規雇用を含める場合、正規雇用・非正規雇用それぞれの増減の方向性・大きさが異なるケースが想定され、それらの判別・解釈が難しくなるという問題も有する。

社員を念頭に置きつつ、あくまで有価証券報告書の定義による「従業員数」の変動について分析することとした。

- ② 実質総売上高：総売上高を、産業別デフレーターを用いて実質化した。
- ③ 産業別一人当たり労働コスト：JIP データベースより、産業別名目労働コストを産業別従業者数で除して求めたうえで、産業別デフレーターを用いて実質化した。
- ④ 産業別資本コスト：JIP データベースより、産業別の名目資本サービス価格（名目資本サービス／実質資本ストック）を用いた。
- ⑤ 海外投資家の持株比率：外国法人等株式保有比率を用いた。
- ⑥ 海外売上の有無ダミー：海外売上高比率（企業の売上高のうち、自国以外で売り上げた分が占める割合）が0よりも大きい場合は1、そうでない場合は0をとるダミー変数とした。なお、原データが連結決算データにしか存在しないため、欠損値は欠損値のままとして用いており、サンプル数が限られる点に留意が必要である。
- ⑦ 産業別輸入浸透度：富浦（2009）に倣い、JIP データベースから輸入／国内需要¹⁰として求めた。

表2：分析対象産業および内訳

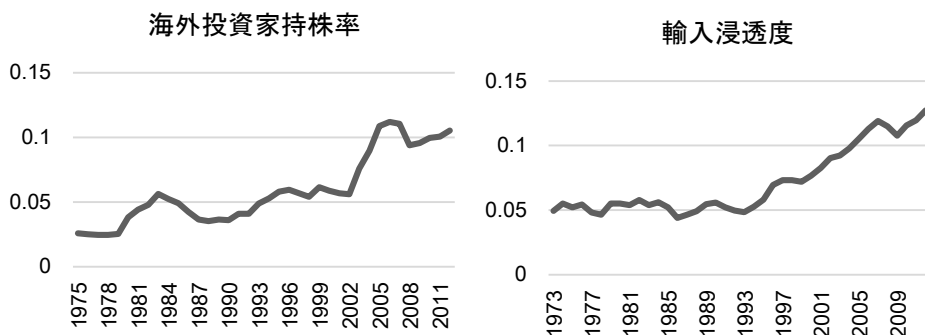
製造業	49,710
非製造業	26,620
建設業	6,135
情報通信業	3,634
運輸業、郵便業	4,401
卸売業	6,946
小売業	5,504
計	76,330

表3：使用変数一覧と記述統計

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
期末従業員数(人)	76,330	2,061.637	5,899.213	0	303951
実質総売上高(千円)	76,316	159,000,000	704,000,000	34.086	20,100,000,000
産業別実質一人当たり労働コスト(百万円)	76,330	4.731	1.864	0.403	22.249
産業別資本コスト	76,330	0.126	0.033	0	0.403
海外投資家の持株率(1=100%)	69,420	0.062	0.094	0	0.968
海外売上高比率(1=100%)	19,774	0.160	0.219	0	1
海外売上高の有無ダミー(有りの場合に1)	19,774	0.474	0.499	0	1
産業別輸入浸透度(1=100%)	70,107	0.075	0.097	0	0.855

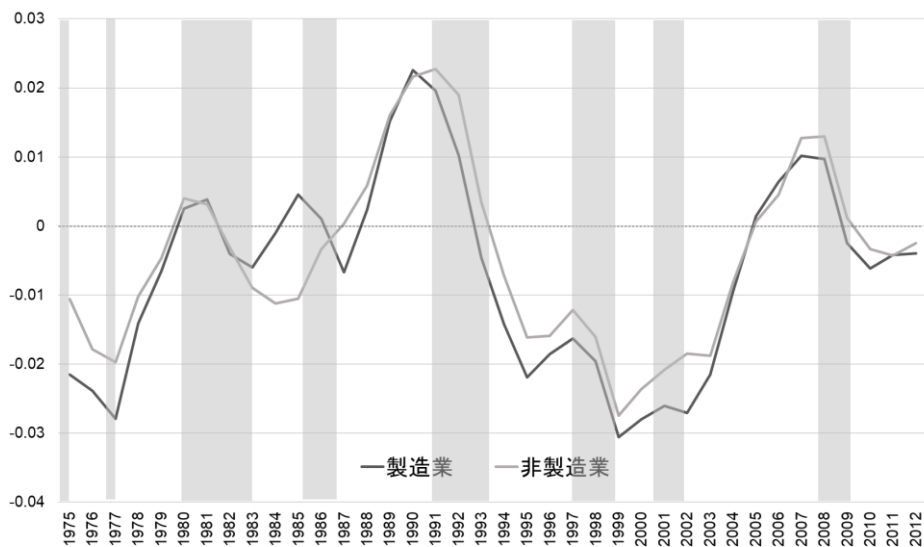
¹⁰ 国内需要＝輸入＋産出－輸出

図4：グローバル化変数の時系列推移



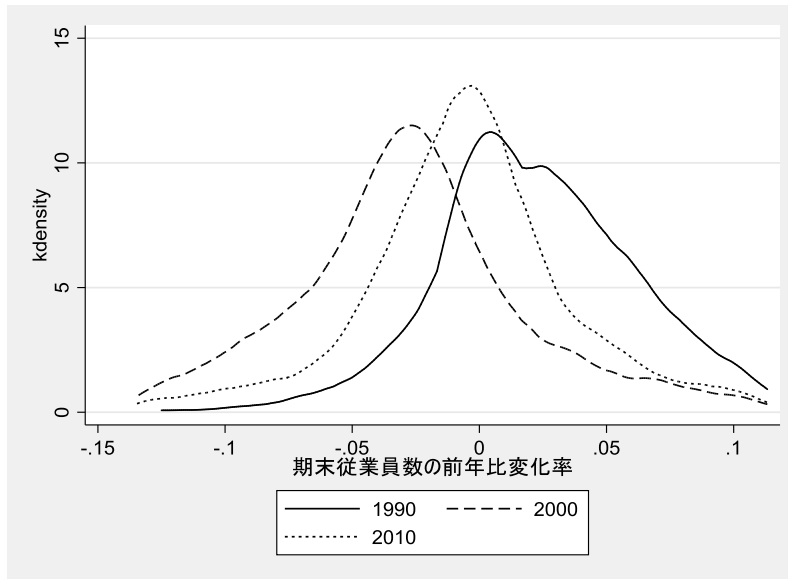
また、データ全体を俯瞰するために、期末従業員数の前年比変化率をみたものが図5、その1990、2000、2010年時点での分布をみたものが図6である。図5によれば従業員数の変化率は景気展開とある程度整合的であり、景気拡張局面ではプラスの方向に、後退局面ではマイナスの方向に振れていることが確認できる。また、図6からは、1990年と比較して2000年には明らかに分布がマイナス方向に移動していること、2010年には1990年ほどの水準には至らないものの、再びプラスの方向に全体の分布が移動していることが確認できる。

図5：期末従業員数の前年比変化率の推移（産業別平均／単位：%pt）



注：背景のグレー色部分は景気後退局面を示す

図 6：期末従業員数の前年比変化率の分布（全産業／1990年，2000年，2010年時点）



3.2 分析フレームワークと変数

続いて、分析のフレームワークについて説明する。本稿では部分調整モデルを用いて、日本企業の雇用調整の状況や雇用調整におけるグローバル化の影響を検証する。背後には前節で見たように調整費用の存在を仮定し、費用関数の形状は便宜上二次関数を仮定する。この場合の企業の最適雇用調整行動は(1.1)式のように表せる。ここで、 L_t は t 期の実際の雇用量、 L_t^* は t 期における最適な雇用量であり、 λ は最適な雇用調整量のうち実際に調整された雇用量の割合を示す（ただし、 $0 < \lambda < 1$ ）。すなわち、この λ が雇用調整速度であり、この値が1に近いほど、最適雇用量への調整が速くなされていることを表している。

$$\ln L_t - \ln L_{t-1} = \lambda(\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) \quad (1.1)$$

いま、企業はコブ・ダグラス型生産関数 $Y = AK^\alpha L^\beta$ のもとで以下の利潤関数を最大化するものとする。ただし、 Y : 生産、 K : 資本、 L : 労働、 p : 生産価格、 r : 資本コスト、 w : 労働コスト、 α : 資本分配率、 β : 労働分配率、 A : 技術水準または全要素生産性（TFP）である。

$$\pi = pY - (rK + wL) \quad (1.2)$$

生産関数を (1.2) 式に代入して整理すると、利潤最大化の一階条件は次式の通りである。

$$\frac{\partial \pi}{\partial K} = \alpha p A K^{\alpha-1} L^{\beta} - r = 0 \quad (1.3)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = \beta p A K^{\alpha} L^{\beta-1} - w = 0 \quad (1.4)$$

整理すると、次式の通りとなる。

$$K = \frac{w}{r} \cdot \frac{\alpha}{\beta} \cdot L \quad (1.5)$$

(1.5) 式を再び生産関数に代入すれば最適雇用量 L^* は以下のように表せる。

$$L^* = \left[\frac{Y}{A} \left(\frac{r}{w} \cdot \frac{\beta}{\alpha} \right)^{\alpha} \right]^{\frac{1}{\alpha+\beta}} \quad (1.6)$$

ここで、生産関数における一次同次の仮定から $\alpha + \beta = 1$ とし、両辺の対数をとって整理すると、次式を得る。

$$\ln L^* = \ln Y - \ln A + \alpha \ln r - \alpha \ln w + \alpha \ln \frac{\beta}{\alpha} \quad (1.7)$$

先の部分調整モデル (1.1) 式にこの (1.7) 式を代入して整理すれば以下 (1.8) の通りであり、実証分析上は (1.9) 式を推定する¹¹。このとき雇用調整速度 (λ) は、前期労働投入 $\ln L_{t-1}$ の係数 (β_4) を 1 から減じた値 ($1-\beta_4$) である¹²。

$$\ln L_t = \lambda \ln Y - \lambda \ln A + \alpha \lambda \ln r - \alpha \lambda \ln w + (1 - \lambda) \ln L_{t-1} + \alpha \lambda \ln \frac{\beta}{\alpha} \quad (1.8)$$

$$\ln L_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln r + \beta_3 \ln w + \beta_4 \ln L_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

また本稿では雇用調整速度そのものの推定のみならず、グローバル化要因が雇用調整速度に与える影響についても検討する。後者の分析については、各変数による雇用調整速度への影響が線形であることを仮定し、(1.9) 式にそれぞれ各変数 X_t とその前期労働投入 $\ln L_{t-1}$ との交差項を加える形で、(1.10) 式を推定した。このとき、推定された β_6 の符号がプラスならば雇用調整速度を遅くし、マイナスならば雇用調整速度を速くする¹³。

¹¹ $\beta_2 \ln \frac{r}{w}$ として一項にまとめることも可能だが、 r : 資本コスト、 w : 労働コスト、それぞれの効果を観察するため、今回はあえて別々の項として推定した。

¹² 他の多くの先行研究では、短期の労働需要関数を仮定することにより、資本については一定として変数からは捨象されている。

¹³ 現実的な雇用調整のプロセス、また推定における同時性の問題から、生産、要素価格といった変数について 1 期ラグをとったデータを使用することも考えられる。この点については今後の課題としたい。

$$\ln L_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln r + \beta_3 \ln w + \beta_4 \ln L_{t-1} + \beta_5 X_t + \beta_6 X_t \times \ln L_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.10)$$

なお、ここでの雇用調整はネットの雇用増減で捉えているが、実際には離職と入職双方のケースが含まれ、この二つを峻別して分析できない点には留意を要する。また、雇用はすべて同質と仮定されており、職種や学歴といった雇用の異質性は考慮されていない点にも留意が必要である。

3.3 推定方法

さて、これらのモデルを推定するにあたって課題となるのは、被説明変数のラグ項が説明変数に入っていることである。Wooldridge (2001) 等で述べられているように、ラグ項が説明変数として入っている場合、強外生性¹⁴の仮定が満たされなくなるために、固定効果モデルで推定された値は一致性を持たず、係数にバイアスがかかることが指摘されている。先行研究では、浦坂・野田 (2001) や富山 (2001) をはじめ、固定効果モデルによる分析を行っているものも少なくない一方、安井 (2005) や野田 (2010) 第3章などでは、この問題に対処するため、Arellano and Bond (1991) による一般化積率法 (GMM) を用いたダイナミック・パネルデータ分析を行っている。そこで本稿では、まず固定効果モデルによる推定結果を示したうえで、結果の頑健性を確認するため、あわせて Blundell and Bond (1998) による System GMM¹⁵ を採用した推定も行い、結果を Appendix に示すこととする。

¹⁴ 強外生性とは、 t 期の誤差項が、すべての期の説明変数と相関を持たないことを示す。

¹⁵ Arellano and Bond (1991) を拡張したものであり、被説明変数だけでなく、その階差と攪乱項からも情報を得て推定を行うことから、より効率性が高い分析方法とされている。

4. 推定結果

4.1. 実証分析：1973～2012年にかけての雇用調整速度の変化

本節以降では、前節で示したデータ、モデルを用いた実証結果を示す。まず、企業の雇用調整速度の時系列的变化を観察するため、(1.9)式を用いて各期間における雇用調整速度($\lambda=1-\beta_4$)を推定した。推定期間は、1973年から2012年までの全期間を、景気の局面やサンプル数を考慮しながら、便宜上1975～1984年、1985～1994年、1995～2004年、2005～2012年の4つに分けた。まず、企業の異質性や時間不変の固有要因によって生じうる逆の因果性を考慮した固定効果モデルによる推定¹⁶を行ったところ、雇用調整速度 λ は1975～84年：0.2914、1985～94年：0.2892、1995～2004年：0.4414、2005～12年：0.7054となり、表4・図7に明らかなように、特に1995年以降、その水準が速くなっていることがわかる。推定値は、同じく企業財務データを利用した先行研究¹⁷と比較しても、大凡違和感のない水準となっており、全産業ベースでは、近年では最適な雇用調整量に対して約7割の水準が調整されていることが確認された¹⁸。

表4：雇用調整速度の推定結果（全産業）

	1975～1984年	1985～1994年	1995～2004年	2005～2012年
期末従業員数(t-1, 対数)	0.7086 [0.01]***	0.7108 [0.00]***	0.5586 [0.01]***	0.2946 [0.01]***
実質総売上高(対数)	0.188 [0.00]***	0.1837 [0.00]***	0.3834 [0.01]***	0.4337 [0.01]***
産業別実質一人当たり労働コスト(対数)	-0.1607 [0.01]***	-0.1509 [0.01]***	-0.258 [0.02]***	-0.2301 [0.03]***
産業別資本コスト(対数)	-0.001 [0.01]	-0.0362 [0.01]***	0.0792 [0.02]***	-0.0107 [0.02]
定数項	-1.0611 [0.07]***	-1.103 [0.08]***	-3.3075 [0.10]***	-2.7506 [0.11]***
R-squared (overall)	0.9741	0.9774	0.9185	0.8484
N	14742	17696	22068	17326
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes

注：1. 括弧内の数値は標準誤差を表す

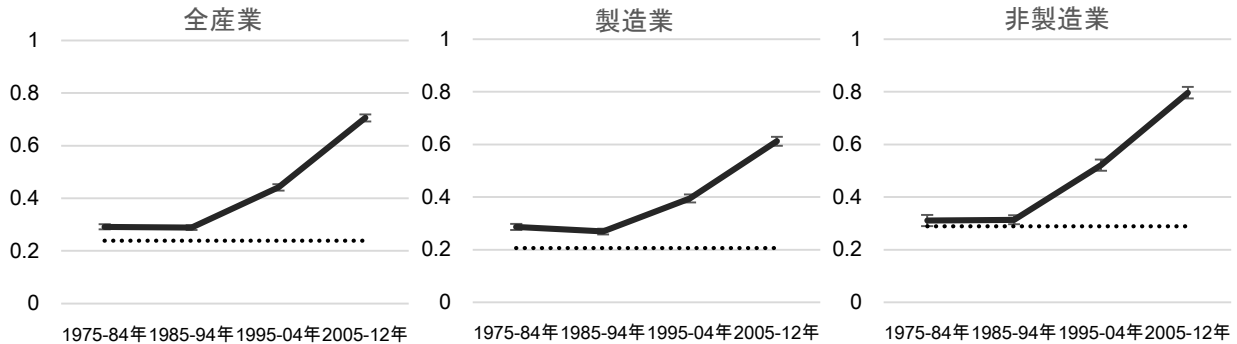
2. ***, **, * 印は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意なことを示す

¹⁶ ハウスマン検定により、変量効果モデルではなく固定効果モデルが採択されることを確認している（以下すべての分析において同様）。

¹⁷ 浦坂・野田（2001）、富山（2001）、野田（2010）、阿部（2005）等。

¹⁸ System GMMによる推定でも、本結果を支持する結果が同様に得られた。ただし、固定効果モデルによる分析と比較し、そのインパクトは小さくなっている。詳細はAppendixを参照されたい。

図 7：雇用調整速度の時系列変化



注：1. 点線は全期間トータルでの調整速度を示す 2. エラーバーは95%信頼区間を示す

さらに、この変化が統計的に有意な変化なのかを調べるため、ダミー変数を用いて検証した結果が表5である。これによれば、1995～2004年、2005～12年の期間ダミーと1期前の期末従業員数（対数値）との交差項は、業種を問わずいずれも1%水準で統計的に有意にマイナスの係数となっており、1985～1994年との比較では、それぞれ雇用調整速度が速くなっていることが改めて確認された。

表 5：期間ダミーを用いた推定（推定期間：1985～2012年）

	全産業	製造業	非製造業
期末従業員数(t-1, 対数)	0.7162 [0.00]***	0.7516 [0.00]***	0.6731 [0.01]***
実質総売上高(対数)	0.2647 [0.00]***	0.2265 [0.00]***	0.314 [0.01]***
産業別実質一人当たり労働コスト(対数)	-0.189 [0.01]***	-0.1963 [0.01]***	-0.0802 [0.02]***
産業別資本コスト(対数)	0.0048 [0.01]	0.0423 [0.02]***	-0.0174 [0.01]
期間ダミー(1995～2004年)	0.1063 [0.01]***	0.1028 [0.01]***	0.0752 [0.03]***
期間ダミー(2005～2012年)	0.1245 [0.02]***	0.1216 [0.02]***	0.1208 [0.03]***
期末従業員数(t-1, 対数) × 期間ダミー(1995～2004年)	-0.0175 [0.00]***	-0.0161 [0.00]***	-0.0142 [0.00]***
期末従業員数(t-1, 対数) × 期間ダミー(2005～2012年)	-0.0349 [0.00]***	-0.0261 [0.00]***	-0.044 [0.00]***
定数項	-2.4323 [0.04]***	-1.8801 [0.05]***	-3.3137 [0.08]***
R-squared (overall)	0.9493	0.9708	0.9163
N	57090	36165	20925
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes

注：1. 括弧内の数値は標準誤差を表す

2. ***, **, * 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意なことを示す

3. 基準年を1985-1994年とし、それぞれ該当する期間にのみ1をとるダミー変数を用いた

4.2 実証分析：グローバル化要因の影響

4.2.1 海外投資家の持株率の効果

続いて、近年になってなぜ調整速度が速まっているかという点に関し、グローバル化要因の観点から分析を行う。まず (1.10) 式を用いて、海外投資家の持株率が、雇用調整速度に影響を与えるかどうかを検証した (表 6, 図 8)。表 6 に示された、1 期前の期末従業員数 (対数値) との交差項の係数をみると、1995 年以降その符号がマイナスに転じ、統計的に有意にその効果が確認された。すなわちこれは、1995 年以降になって、海外投資家の持株率の高い企業で、雇用調整速度が統計的に有意に速くなったことを意味する。この時期は、バブル崩壊後のマクロ経済の低迷により日本的経営に対する否定的な見方が増えた時期でもあり、1990 年代後半の銀行危機以降は特に、量・質の双方において海外投資家のプレゼンスが増大したとされている¹⁹。本結果は、1995 年以降の雇用調整速度が速くなった背景に、こうした株主所有構造の変化が影響していた可能性を示唆している²⁰。

表 6：海外投資家の持株率の効果 (全産業)

	1975～1984年	1985～1994年	1995～2004年	2005～2012年
期末従業員数(t-1, 対数)	0.7036 [0.01]***	0.7011 [0.00]***	0.5738 [0.01]***	0.3078 [0.01]***
実質総売上高(対数)	0.177 [0.00]***	0.1884 [0.00]***	0.3836 [0.01]***	0.4366 [0.01]***
産業別実質一人当たり労働コスト(対数)	-0.155 [0.01]***	-0.1595 [0.01]***	-0.2551 [0.02]***	-0.2369 [0.03]***
産業別資本コスト(対数)	0.0024 [0.01]	-0.0387 [0.01]***	0.0766 [0.02]***	-0.0099 [0.02]
海外投資家の持株率	-0.2693 [0.13]**	-0.1729 [0.13]	0.9075 [0.12]***	0.6839 [0.19]***
期末従業員数(t-1, 対数)×海外投資家の持株率	0.0477 [0.02]***	0.0256 [0.02]	-0.1388 [0.02]***	-0.1163 [0.03]***
定数項	-0.8211 [0.08]***	-1.1064 [0.08]***	-3.4123 [0.10]***	-2.8553 [0.12]***
R-squared (overall)	0.9752	0.9758	0.9183	0.8471
N	11543	16855	21352	16848
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes

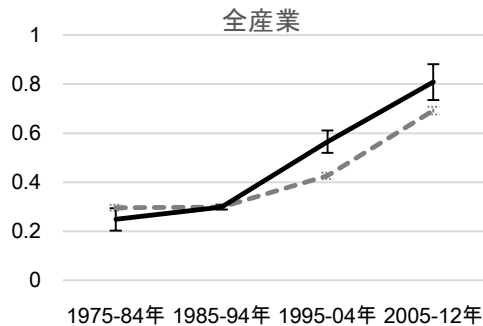
注：1. 括弧内の数値は標準誤差を表す

2. ***, **, * 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意なことを示す

¹⁹ 東証上場企業の海外機関投資家による株式保有の割合は、1995年には9.4%であったが、2012年には24.3%に達している (全国証券取引所「株式分布状況調査」)。

²⁰ System GMM による推定では、海外投資家の持株率は、すべての期間を通じ、一貫して雇用調整速度を速める効果が確認された。ただし、推定の結果雇用調整速度 (λ) が理論的制約 ($0 < \lambda < 1$) の範囲を超えるケースが生じており、推定方法の改善に課題が残る。詳細は Appendix を参照されたい。

図 8：海外投資家の持株率の効果



- 注：1. 点線はベースケース，棒線は海外投資家の持株率上昇による効果を反映した雇用調整速度をそれぞれ表す。ここでベースケースとは，第 3 節 (1.10) 式における雇用調整速度 $\lambda (1-\beta_4)$ である
 2. エラーバーは 95%信頼区間を示す

4.2.2 海外売上高の有無の効果

続いて，海外売上高の有無に着目し，その雇用調整速度に対する効果を調べた。1 期前の期末従業員数（対数値）との交差項の係数符号は，1999～2004 年まではプラスに有意であり，本稿での予想に反して，海外売上高がある企業ほど，雇用調整が遅いという結果が得られた（表 7，図 9）。一方，2005 年以降は，係数が統計的有意ではなくなり，その効果は失われている。有意でないものの推定された符号もマイナスに転じており，2000 年代前半までの比較で見れば，近年においては，海外進出をしている企業は，最適化の過程で調整費用が下がり，その雇用調整速度が速くなっている可能性が示唆される^{21 22}。

²¹ 輸出や海外直接投資を行っている企業は，国内生産だけを行っている企業よりも生産性が高いことが知られている（富浦，2014）。よって，もし海外売上高のある企業で雇用調整速度が速くなっているとするならば，生産性の高い企業で調整速度が速いことを示しているのかもしれない。この点はより詳細な検討が必要である。

²² System GMM による推定では，2005～2012 年において，海外売上高がある企業は，より雇用調整速度が速いという結果が得られた。詳細は Appendix を参照されたい。

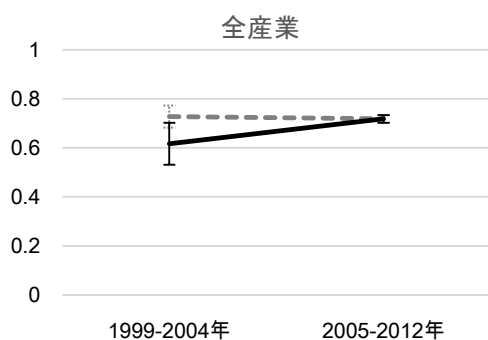
表 7 : 海外売上高の有無の効果 (全産業)

	1999~2004年	2005~2012年
期末従業員数(t-1, 対数)	0.2725 [0.02]***	0.2819 [0.01]***
実質総売上高(対数)	0.424 [0.02]***	0.4312 [0.01]***
産業別実質一人当たり労働コスト(対数)	-0.3119 [0.05]***	-0.2616 [0.04]***
産業別資本コスト(対数)	0.0869 [0.05]*	-0.0047 [0.02]
海外売上高の有無ダミー	-0.8846 [0.15]***	0.0347 [0.03]
期末従業員数(t-1, 対数)×海外売上高の有無ダミー	0.1109 [0.02]***	-0.0072 [0.00]
定数項	-1.8251 [0.29]***	-2.5429 [0.13]***
R-squared (overall)	0.8806	0.8496
N	5139	13786
Year Fixed Effects	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes

注：1. 括弧内の数値は標準誤差を表す

2. ***, **, * 印は, 1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意なことを示す

図 9 : 海外売上高の有無の効果



注：1. 点線は海外売上高なしの企業, 棒線は海外売上高ありの企業の雇用調整速度をそれぞれ表す

2. エラーバーは 95%信頼区間を示す

4.2.3 輸入浸透度の効果

また、輸入浸透度の高さが製造業の雇用調整に及ぼす影響についての分析結果を表8、図10に示した。1期前の期末従業員数（対数値）との交差項の係数符号は、一貫してマイナスとなっており、1975～84年を除くすべての期間において、1%ないし5%水準で統計的有意となっている。すなわち、輸入浸透度の高さは1985年以降、雇用調整速度を速めていることがわかった²³。輸入浸透度の高まりが国内製品への需要を押し下げ、ないしはコスト削減圧力を増大させることで、結果として経営に対する雇用削減圧力を高めている可能性が考えられる。また別の解釈として、海外へのアウトソーシング（オフショアリング）の進展による影響も考えられる。近年、企業の海外アウトソーシングが国際的に活発化しており、Johnson and Noguera（2012）によれば、国際貿易の約3分の2を中間財が占める現状となっているが、輸入浸透度の高さをオフショアリングの活発化を示す代理変数にとらえるならば、その高まりに伴い企業における資源配分の効率性が高まった結果、最適化の過程で雇用調整費用が相対的に下がったと解釈することも可能である。上記いずれの解釈にせよ、本稿の分析においては、グローバル化の進展が企業の雇用調整速度を速めた可能性を示唆する結果となった。

表8：輸入浸透度の効果（製造業）

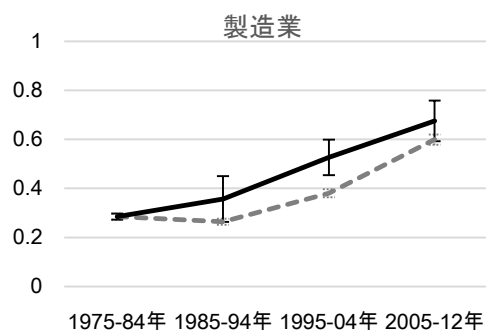
	1975～1984年	1985～1994年	1995～2004年	2005～2012年
期末従業員数(t-1, 対数)	0.7154 [0.01]***	0.7359 [0.01]***	0.6197 [0.01]***	0.4011 [0.01]***
実質総売上高(対数)	0.1894 [0.00]***	0.1624 [0.00]***	0.3411 [0.01]***	0.3348 [0.01]***
産業別実質一人当たり労働コスト(対数)	-0.1617 [0.01]***	-0.1812 [0.01]***	-0.2675 [0.02]***	-0.2281 [0.03]***
産業別資本コスト(対数)	0.0398 [0.02]***	0.0374 [0.02]**	0.1221 [0.04]***	0.0249 [0.03]
輸入浸透度	0.3141 [0.37]	0.4229 [0.29]	0.8796 [0.19]***	0.2336 [0.22]
期末従業員数(t-1, 対数)×輸入浸透度	-0.0349 [0.05]	-0.0924 [0.04]**	-0.1461 [0.03]***	-0.0759 [0.03]**
定数項	-1.037 [0.08]***	-0.6667 [0.08]***	-2.7693 [0.14]***	-1.4867 [0.15]***
R-squared (overall)	0.9824	0.988	0.9548	0.9259
N	10681	12107	13814	10244
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes

注：1. 括弧内の数値は標準誤差を表す

2. ***, **, * 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意なことを示す

²³ System GMM による推定では、すべての期間において、輸入浸透度の雇用調整速度に対する同様の効果が統計的に有意に得られた。ただし、推定の結果雇用調整速度(λ)が理論的制約($0 < \lambda < 1$)の範囲を超えるケースが生じており、推定方法の改善に課題が残る。詳細は Appendix を参照されたい。

図 10：輸入浸透度の効果



注： 1. 点線はベースケース，棒線は輸入浸透度上昇による効果を反映した雇用調整速度をそれぞれ表す。

ここでベースケースとは，第 3 節 (1.10) 式における雇用調整速度 $\lambda (1-\beta_4)$ である

2. エラーバーは 95%信頼区間を示す

4.4 小括

以上の分析を踏まえ，各推定結果の概要を表 9 にまとめた。本稿の分析により，1990 年代後半以降，特に日本企業の雇用調整行動に大きな変化があり，雇用調整速度が速まったことが明らかとなったが，その背景として，グローバル化の進展が，調整費用を介して企業の雇用調整速度に影響を与えていた可能性が示唆される。特に，雇用調整速度に対する海外投資家の持株率や輸入浸透度の効果は有意性が高いものとなっており，この間の調整速度の上昇が，グローバル化の進展に比較的強く依存していた可能性が推察される。

もっとも，グローバル化の展開は複雑であり，解釈には十分な留意が必要であるうえ，より厳密な分析にあたっては，赤字ダミー等を用いた検証により，企業の財務状況等を考慮したうえで，企業行動の変化を追う必要がある。しかしながら，少なくとも本稿の分析により，近年企業の雇用調整速度が速まっており，その背景として，グローバル化の影響が無視できない要因である可能性が示唆されている。

表9：推定結果のまとめ

	固定効果モデル				[参考]ダイナミック・パネルデータ分析(System GMM)			
	1975-1984年	1985-1994年	1995-2004年	2005-2012年	1975-1984年	1985-1994年	1995-2004年	2005-2012年
雇用調整速度(λ)	0.2914	0.2812	0.4414	0.7054	0.0807	0.1155	0.2014	0.3438
海外投資家持株率	—	0	+	+	+	+	+	+
海外売上高の有無	NA	NA	—	0	NA	NA	0	+
輸入浸透度(製造業)	0	+	+	+	+	+	+	+

注：1. データの制約により、各推定期間は必ずしも上記分類と一致しないが、最も近い該当期間に結果を記載した

なお、NAはデータの制約から当該期間の推定を行っていないことを示す

2. 雇用調整速度については、以下推定式により、 $\lambda=1-\beta_4$ を求め、記した

$$\ln L_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln r + \beta_3 \ln w + \beta_4 \ln L_{t-1} + \varepsilon_t$$

ただし、 Y ：実質総売上高、 L ：期末従業員数、 r ：資本コスト（産業別）、 w ：一人当たり労働コスト（産業別）である

3. 統計上有意でない場合は0を、雇用調整速度を速める結果となったものにはプラス（+）を、遅くするものにはマイナス（-）を記した

4. 推定式は以下のとおり（ただし、 X が各変数を表す。詳細は第3節を参照のこと）

$$\ln L_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln r + \beta_3 \ln w + \beta_4 \ln L_{t-1} + \beta_5 X_t + \beta_6 X_t \times \ln L_{t-1} + \varepsilon_t$$

5. 各変数の詳細については、以下および第3節を参照のこと

海外投資家持株率：外国法人等株式保有比率

海外売上高の有無：海外売上高比率が0よりも大きい場合は1、そうでない場合は0をとるダミー変数

輸入浸透度（産業別）：輸入／国内需要

5. 結論

本稿では、1973年から2012年までの日本企業における雇用調整速度の変化、およびグローバル化要因が雇用調整に与える影響について、部分調整モデルを用い、企業パネルデータをもとに検証した。本稿の最後に主な分析結果をまとめると、以下の通りである。

(1) 日本企業の雇用調整速度は製造業、非製造業ともに速まっている。特に1995年以降においてその水準が速くなっており、本稿の推定によれば、最適な雇用調整量に対して1年間に調整される割合は、1975～84年にかけては29.14%であったが、2005～12年には70.54%にまで達している。

(2) 海外投資家の持株率は、1995年以降、雇用調整速度を速めている。背景として、1990年代のバブル崩壊や銀行危機以降、海外投資家のプレゼンスが一気に増大したことが、企業の雇用調整行動に影響を与えた可能性が示唆される。

(3) 海外市場に進出している企業は、進出していない企業に比べ、2000年代前半までは雇用調整速度を遅くした。2005年以降では、その効果が失われ、雇用調整速度が速まっている可能性がある。

(4) 輸入浸透度は雇用調整速度に影響を与える。1985年以降すべての期間において、輸入浸透度が大きいほど、雇用調整速度が速くなっている。

以上の結果は、企業経営を取り巻く外部経済環境が大きく変化する中、企業の雇用調整行動の違いおよび時系列変化が、調整費用を介して、グローバル化の進展に依存していた可能性を示唆している。

なお、本稿の分析にはいくつかの課題が残されている。まずモデルに関し、本分析においては同一企業内の雇用総量の増減を雇用調整速度として計測したが、雇用総量は変わらなくとも、労働者レベルでの入退出により、実態としては新陳代謝がはかられている可能性がある点にまず留意を要する。また、本研究で用いた部分調整モデルは費用関数の形状として二次関数を仮定しているが、雇用調整費用は、雇用が増える場合と雇用が減る場合で必ずしも対称ではないとの指摘がある(Hamermesh, 1993)。第2節で述べたように、調整費用そのものについての現実的解釈も途上にあり、この点について考慮しモデル化することができればより望ましい分析となるだろう。また、より詳細かつ厳密な分析にあたっては、赤字ダミー等を用いた検証により、企業の財務状況や、好況・不況期それぞれにおける企業行動の変化を追う必要がある。

続いてデータの限界である。今回は有価証券報告書に記載された期末従業員数のデータを雇用調整の対象として用いたが、既にみたように、非正規雇用の調整について明示的に検討できていないうえ、雇用の異質性や労働時間による調整を検討できていない。特に、非正規雇用の問題は日本の労働市場を語る上で不可欠であり、データの制約が解消されるので

あれば、今後検討していくべき点である。また、今回は長期分析を行う観点から単体ベースの従業員数を用いたが、久保（2017）でも指摘されているように、そのため従業員数が減少した際に、それが子会社化等によるものなのかを識別できていない。その他、グローバル化にかかる変数についても、その変化をより正確に示す指標が得られれば、より精緻な分析ができる余地が残されている。

以上を踏まえた上で、第1節で提示した問題意識にも関連し、雇用調整速度そのものが示す経済的意味や、企業の人的資本投資・生産性との関係、望ましい流動化のあり方について、より詳細かつ慎重な分析・議論が求められる²⁵。これらの点については、筆者の今後の研究課題としたい。

²⁵ 国内では、山本・黒田（2016）がパネルデータを用いて雇用の流動性と企業業績の関係を検証し、企業類型によってその関係は異なること等を指摘しているが、同様の研究例は本稿執筆時点であまり見当たらない。

参考文献

- 阿部修人 (2011) 『家計消費の経済分析』, 岩波書店.
- 阿部正浩 (1999) 「企業ガバナンス構造と雇用削減意思決定: 企業財務データを利用した実証分析」中村二郎・中村恵編『日本経済の構造調整と労働市場』(第3章), 日本評論社.
- 阿部正浩 (2005) 『日本経済の環境変化と労働市場』, 東洋経済新報社.
- 蟻川靖浩・井上光太郎・齋藤卓爾・長尾耀平 (2017) 「日本企業の低パフォーマンスの要因: 国際比較による検証」, 宮島英昭編『企業統治と成長戦略』(第12章), 東洋経済新報社.
- 乾友彦 (2011) 「日本企業の海外進出が国内親企業のパフォーマンスに与える影響: 業種別, 投資先国, 投資タイプ別の分析」, 『日本大学経済学部経済科学研究所紀要』, 41, 209-221 頁.
- 浦坂純子・野田知彦 (2001) 「企業統治と雇用調整: 企業パネルデータに基づく実証分析」, 『日本労働研究雑誌』, 488, 52-63 頁.
- 太田聡一 (2010) 「雇用調整」, 『日本労働研究雑誌』, 597, 6-9 頁.
- 大瀧雅之 (1994) 『景気循環の理論: 現代日本経済の構造』, 東京大学出版会.
- 金榮慤・池内健太・権赫旭・深尾京司 (2016) 「日本におけるイノベーションと雇用成長: 『企業活動基本調査』個票による分析」, *RIETI Discussion Paper Series*, 16-J-002.
- 久保克行 (2011) 「配当政策と雇用調整: 日本企業は株主重視になってきたのか」, 宮島英昭編『日本の企業統治: その再設計と競争力の回復に向けて』(第10章), 東洋経済新報社.
- 久保克行 (2017) 「日本企業の雇用削減行動は変化してきたのか」, 宮島英昭編『企業統治と成長戦略』(第7章), 東洋経済新報社.
- 黒坂佳央 (1988) 『マクロ経済学と日本の労働市場: 供給サイドの分析』, 東洋経済新報社.
- 黒坂佳央 (2011) 「オクン法則と雇用調整」, 『日本労働研究雑誌』, 610, 4-13 頁.
- 小牧義弘 (1998) 「わが国企業の雇用調整行動における不連続性について」, 『日本銀行調査月報』, 11, 45-74 頁.
- 櫻井宏二郎 (2014) 「グローバル化と日本の労働市場: 貿易が賃金格差に与える影響を中心に」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』, 14-J-5.
- 篠塚英子 (1989) 『日本の雇用調整: オイル・ショック以降の労働市場』, 東洋経済新報社.
- 篠塚英子・石原恵美子 (1977) 「オイル・ショック以降の雇用調整: 4カ国比較と日本の規模間比較」, 『日本経済研究』, 6, 39-52 頁.
- 駿河輝和 (1997) 「日本企業の雇用調整: 企業利益と解雇」, 中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』(第1章), 東京大学出版会.
- 橋本俊詔・森川正之 (1999) 「雇用調整・賃金抑制・廃業: 製造業のマイクロデータによる実証分析」, 『通産研究レビュー』, 13, 102-126 頁.

- 出島敬久 (1996) 「労働組合組織率と雇用調整速度:労働組合は雇用保障を実現しているか」, 『上智経済論集』, 42(1), 1-15 頁.
- 照山博司 (2010) 「1990 年代以降の労働市場と失業率の上昇」, 『日本労働研究雑誌』, 597, 2-5 頁.
- 富浦英一 (2009) 「輸入競争が日本の国内産業に与えた影響について」, 伊東元重編『バブル／デフレ期の日本経済と経済政策 第3巻 国際環境の変化と日本経済』(第1章), 慶応義塾大学出版会.
- 富浦英一 (2014) 『アウトソーシングの国際経済学: グローバル貿易の変貌と日本企業のミクロ・データ分析』, 日本評論社.
- 富浦英一 (2018) 「貿易収支の黒字と海外直接投資の進展」, 深尾京司・中村尚史・中林真幸編『岩波講座 日本経済の歴史 第6巻 現代2 安定成長期から構造改革期 (1973-2010)』(第5章第2節), 岩波書店.
- 富山雅代 (2001) 「メインバンク制と企業の雇用調整」, 『日本労働研究雑誌』, 488, 40-51 頁.
- 内閣府 (2015) 「成長力強化に向けた労働市場の課題」, 『経済財政白書 2015 年度版』(第2章), 内閣府.
- 野田知彦 (2006) 「経営者, 統治構造, 雇用調整」, 『日本経済研究』, 54, 90-108 頁.
- 野田知彦 (2010) 『雇用保障の経済分析: 企業パネルデータによる労使関係』, ミネルヴァ書房.
- 野田知彦・平野大昌 (2010) 「失われた 10 年と日本企業の雇用調整行動: 企業の規律付けメカニズムは変化したのか」, 『経済分析』, 183, 25-58 頁.
- 樋口美雄 (2001) 『雇用と失業の経済学』, 日本経済新聞社.
- 樋口美雄編 (2010) 『労働市場と所得分配: バブル／デフレ期の日本経済と経済政策 6』, 慶應義塾大学出版会.
- 福田順 (2008) 「外国人株主と日本企業の従業員数の相互関係の実証分析」, 『京都大学経済論叢』, 182(4), 398-421 頁.
- 宮川努 (2003) 「『失われた十年』と産業構造の転換: なぜ新しい成長産業が生まれないのか」, 岩田規久男・宮川努編『失われた 10 年の真因は何か』(第2章), 東洋経済新報社.
- 宮川努 (2018) 『生産性とは何か: 日本経済の活力を問い直す』筑摩書房.
- 宮島英昭 (2011) 「日本の企業統治の進化をいかにとらえるか」, 宮島英昭編著『日本の企業統治: その再設計と競争力の回復に向けて』(序章), 東洋経済新報社.
- 宮島英昭・保田隆明・小川亮 (2017) 「海外機関投資家の企業統治における役割とその帰結」, 宮島英昭編『企業統治と成長戦略』(第2章), 東洋経済新報社.
- 村松久良光 (1983) 『日本の労働市場分析: “内部化した労働” の視点より』, 白桃書房.

- 村松久良光 (1995a) 「景気変動と雇用調整：日本に関する研究展望」, 『京都大学経済論叢』, 155(1), 75-97 頁.
- 村松久良光 (1995b) 「日本の雇用調整：これまでの研究から」, 猪木武徳・樋口美雄編 『シリーズ・現代経済研究 9 日本の雇用システムと労働市場』(第 2 章), 日本経済新聞社.
- 深尾京司・金榮慤 (2009) 「生産性・資源配分と日本の成長」, 深尾京司編 『マクロ経済と産業構造：バブル／デフレ期の日本経済と経済政策 1』(第 10 章), 慶応義塾大学出版会.
- 深尾京司・宮川努編 (2008) 「生産性と日本の経済成長：JIP データベースによる産業・企業レベルの実証分析」, 東京大学出版会
- 八代尚宏 (1997) 『日本的雇用慣行の経済学：労働市場の流動化と日本経済』, 日本経済新聞社.
- 安井健悟 (2005) 「雇用調整における不確実性の影響について：企業パネルデータによる実証分析」, 『日本労働研究雑誌』, 536, 110-122.
- 山田久 (2016) 『失業なき雇用流動化：成長への新たな労働市場改革』, 慶應義塾大学出版会.
- 山本勲・黒田祥子 (2016) 「雇用の流動性は企業業績を高めるのか：企業パネルデータを用いた検証」, *RIETI Discussion Paper Series*, 16-J-062.
- Abraham, K. G., and Houseman, S. N. (1989), “Job Security and Work Force Adjustment: How Different are US and Japanese Practices?,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 3(4), pp. 500-521.
- Acemoglu, D., Autor, D., Dorn, D., Hanson, G. H., and Price, B. (2016), “Import Competition and the Great US Employment Sag of the 2000s,” *Journal of Labor Economics*, 34(S1), pp. S141-S198.
- Ahmadjian, C. L., and Robbins, G. E. (2005), “A Clash of Capitalisms: Foreign Shareholders and Corporate Restructuring in 1990s Japan,” *American Sociological Review*, 70(3), pp. 451-471.
- Arellano, M., and Bond, S. (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *The Review of Economic Studies*, 58(2), pp. 277-297.
- Ando, M., and Kimura, F. (2017), “Job Creation and Destruction at the Levels of Intra-firm Sections, Firms, and Industries in Globalization: The case of Japanese manufacturing firms,” *RIETI Discussion Paper Series*, 17-E-100.
- Blundell, R., and Bond, S. (1998), “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models,” *Journal of econometrics*, 87(1), pp. 115-143.
- Fukao, K., Ikeuchi, K., Kim, Y. G., and Kwon, H. U. (2017), “Innovation and Employment Growth in Japan: Analysis Based on Microdata from the Basic Survey of Japanese Business Structure and Activities,” *The Japanese Economic Review*, 68(2), pp. 200-216.

- Hall, R. E. (2004), "Measuring Factor Adjustment Costs," *The Quarterly Journal of Economics*, 119(3), pp. 899-927.
- Hamermesh, D. S. (1989), "Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs," *The American Economic Review*, 79(4), pp. 674-689.
- Hamermesh, D. S. (1996), *Labor Demand*, Princeton University Press.
- Hamermesh, D. S., and Pfann, G. A. (1996), "Adjustment Costs in Factor Demand," *Journal of Economic Literature*, 34(3), pp. 1264-1292.
- Johnson, R. C., and Noguera, G. (2012), "Accounting for intermediates: Production sharing and trade in value added," *Journal of International Economics*, 86(2), pp. 224-236.
- Oi, Walter Y. (1962), "Labor as a Quasi-Fixed Factor," *Journal of Political Economy*, 70(6), pp. 538-555.
- Sakurai, K. (2017), "Trade and the Labor Market: Effect on Wage Inequality in Japan," *SpringerBriefs in Economics: Development Bank of Japan Research Series*.
- Varejão, J., and Portugal, P. (2007), "Employment Dynamics and the Structure of Labor Adjustment Costs," *Journal of Labor Economics*, 25(1), pp. 137-165.
- Wooldridge, J. M. (2001), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT press.

Appendix ダイナミック・パネルデータ分析

以下では、ダイナミック・パネルデータ分析として、Blundell and Bond (1998)による System GMM 推定による結果を示す。まず、雇用調整速度 λ ($1-\beta_4$)は 1975~84年:0.0807, 1985~94年:0.1155, 1995~2004年:0.2014, 2005~12年:0.3438 となった。固定効果モデルによる推定と比較して、その推定値のインパクトは小さくなっているが、同様に、1995年以降、特にその水準が速くなっていることを示す結果が得られた(付表1, 付図1)。

また、海外投資家の持株率が雇用調整速度に与える効果については、すべての期間において、1%水準で統計的に有意にその効果が確認された。すなわち、1期前の期末従業員数(対数値)との交差項の係数符号はいずれもマイナスであり、海外投資家の持株率は、一貫して雇用調整速度を速めているという結果が得られた(付表2, 付図2)。ただし、2005~2012年にかけては雇用調整速度(λ)が理論的制約($0 < \lambda < 1$)の範囲を超えてしまっており、モデルの妥当性を含めた推定方法の改善については今後の課題である。

その他、海外売上高の有無、輸入浸透度についても、固定効果モデルによる推定結果を支持する、あるいはむしろ固定効果モデルよりもより強く仮説を支持する結果が得られている。具体的には、海外売上高の有無は、いずれの期間においても交差項の係数符号はマイナスとなり、1995年以降は5%水準で、統計的に有意にその効果が確認された(付表3, 付図3)。また、輸入浸透度は、すべての期間において、1%水準で統計的に有意に、雇用調整速度を速める効果が確認された。また、交差項のパラメータの大きさから、そのインパクトも他の変数に比べて比較的大きいことがうかがえる結果となった(付表4, 付図4)。ただし、海外投資家の持株率と同様、そのインパクトの大きさがゆえに、いずれの期間においても計算された雇用調整速度(λ)が理論的制約($0 < \lambda < 1$)の範囲を超えてしまっており、モデルの妥当性を含めた推定方法の改善については課題が残る。

なお、本推定にあたり、モデルの特定化に関するテストとしては、攪乱項に2階以上の自己相関がないことを確認するAR(2)テストと、操作変数と誤差項の直交性に関する過剰識別制約テスト(Sargan テスト)を行った。いずれの推定においても、AR(2)テストは「2階以上の自己相関はない」という帰無仮説は有意水準10%でもこれを棄却することができないことが確認できた。一方、過剰識別制約テストにおいては、多くの場合において「過剰識別制約が有効である」という帰無仮説が棄却されており、操作変数の選択が適切でないことを意味する結果となった。阿部(2011)によれば、マイクロデータを大量に用いた分析では著名雑誌に掲載されている論文でも、Sargan 検定で棄却されてしまう結果を報告していることも珍しくないとされている。よって本稿においては一義的に、これを報告することとしたが、この点については継続して筆者の今後の課題にしたい。

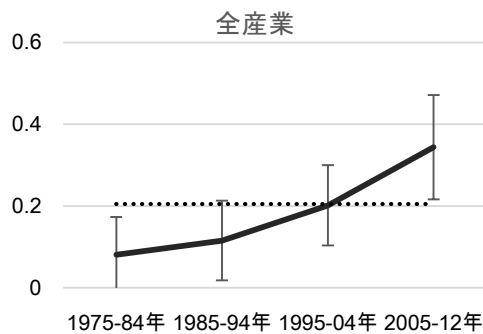
付表 1：期間別雇用調整速度の推定（全産業）

	1975～1984年	1985～1994年	1995～2004年	2005～2012年
期末従業員数(t-1, 対数)	0.9193 [0.05]***	0.8845 [0.05]***	0.7986 [0.05]***	0.6562 [0.07]***
実質総売上高(対数)	0.1533 [0.02]***	0.1478 [0.02]***	0.2328 [0.06]***	0.1849 [0.04]***
産業別実質一人当たり労働コスト(対数)	-0.1485 [0.02]***	-0.0877 [0.03]***	-0.237 [0.06]***	-0.0635 [0.03]*
産業別資本コスト(対数)	0.0126 [0.01]	-0.0051 [0.02]	0.1396 [0.03]***	0.0087 [0.01]
定数項	-2.4327 [0.47]***	-1.2099 [1.53]	-2.1929 [1.34]	-1.4648 [2.02]
Sargan Test	122.663	305.549	383.242	304.880
(p-value)	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.14]
AR(2) Test	-1.564	-1.412	-1.171	0.562
(p-value)	[0.12]	[0.16]	[0.24]	[0.57]
N	14742	17696	22068	17326
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes

注：1. 係数推定量下段の括弧内の数値は頑健標準誤差を表す

2. ***, **, * 印は, 1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意なことを示す
3. AR(2) Test は, 誤差項に「二階の系列相関がない」という帰無仮説が棄却される有意性を表す
4. Sargan Test は, 「過剰識別制約が有効である」という帰無仮説が棄却される有意性を表す
5. 操作変数は, 被説明変数の2期以前, その他の説明変数の階差, 年ダミーの階差, 被説明変数の階差の1期前, 定数項である

付図 1：期間別雇用調整速度の推定



注：1. 点線は全期間トータルでの調整速度を示す

2. エラーバーは 95%信頼区間を示す

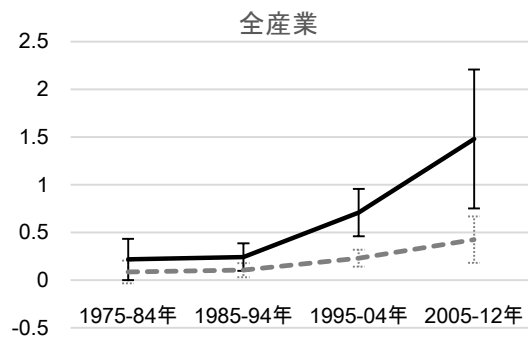
付表 2 : 海外投資家の持株率の効果 (全産業)

	1975~1984年	1985~1994年	1995~2004年	2005~2012年
期末従業員数(t-1, 対数)	0.9143 [0.06]***	0.8953 [0.04]***	0.7696 [0.05]***	0.5749 [0.12]***
実質総売上高(対数)	0.1474 [0.02]***	0.1455 [0.02]***	0.2732 [0.05]***	0.2476 [0.05]***
産業別実質一人当たり労働コスト(対数)	-0.154 [0.02]***	-0.0928 [0.02]***	-0.2155 [0.06]***	-0.1324 [0.04]***
産業別資本コスト(対数)	0.0192 [0.01]*	0.0118 [0.02]	0.149 [0.03]***	0.0139 [0.02]
海外投資家の持株率	1.0587 [0.39]***	0.9761 [0.27]***	3.2622 [0.59]***	7.0891 [1.66]***
期末従業員数(t-1, 対数)×海外投資家の持株率	-0.1313 [0.05]***	-0.1367 [0.04]***	-0.4766 [0.08]***	-1.0522 [0.25]***
定数項	-2.1666 [0.68]***	-1.0616 [1.28]	-3.4555 [1.82]*	-5.7983 [3.73]
Sargan Test (p-value)	97.847 [0.00]	288.546 [0.00]	317.679 [0.01]	332.530 [0.02]
AR(2) Test (p-value)	-0.506 [0.61]	-1.441 [0.15]	-1.401 [0.16]	0.022 [0.98]
N	11543	16855	21352	16848
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes

注：1. 係数推定量下段の括弧内の数値は頑健標準誤差を表す

2. ***, **, * 印は, 1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意なことを示す
3. AR(2) Test は, 誤差項に「二階の系列相関がない」という帰無仮説が棄却される有意性を表す
4. Sargan Test は, 「過剰識別制約が有効である」という帰無仮説が棄却される有意性を表す
5. 操作変数は, 被説明変数の2期以前, その他の説明変数の階差, 年ダミーの階差, 被説明変数の階差の1期前, 定数項である

付図 2 : 海外投資家の持株率の効果



1. 点線はベースケース, 棒線は海外投資家の持株率上昇による効果を反映した雇用調整速度をそれぞれ表す。ここでベースケースとは, 第3節(1.10)式における雇用調整速度 $\lambda(1-\beta_4)$ である
2. エラーバーは95%信頼区間を示す

付表3：海外売上高の有無（全産業）

	1999～2004年	2005～2012年
期末従業員数(t-1, 対数)	0.3656 [0.35]	0.5676 [0.08]***
実質総売上高(対数)	0.3216 [0.07]***	0.2249 [0.04]***
産業別実質一人当たり労働コスト(対数)	-0.272 [0.08]***	-0.1421 [0.04]***
産業別資本コスト(対数)	0.2196 [0.20]	-0.0044 [0.01]
海外売上高の有無ダミー	0.9827 [1.90]	0.2991 [0.12]***
期末従業員数(t-1, 対数)×海外売上高の有無ダミー	-0.1549 [0.29]	-0.0422 [0.02]**
定数項	-13.8366 [40.75]	-0.6593 [1.64]
Sargan Test (p-value)	210.942 [0.01]	263.434 [0.74]
AR(2) Test (p-value)	-0.909 [0.36]	1.478 [0.14]
N	5139	13786
Year Fixed Effects	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes

注：1. 係数推定量下段の括弧内の数値は頑健標準誤差を表す

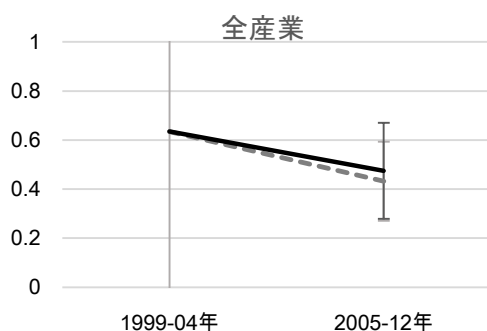
2. ***, **, * 印は, 1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意なことを示す

3. AR(2) Test は, 誤差項に「二階の系列相関がない」という帰無仮説が棄却される有意性を表す

4. Sargan Test は, 「過剰識別制約が有効である」という帰無仮説が棄却される有意性を表す

5. 操作変数は, 被説明変数の2期以前, その他の説明変数の階差, 年ダミーの階差, 被説明変数の階差の1期前, 定数項である

付図3：海外売上高の有無



注：1. 点線は海外売上高なしの企業, 棒線は海外売上高ありの企業の雇用調整速度をそれぞれ表す

2. エラーバーは95%信頼区間を示す

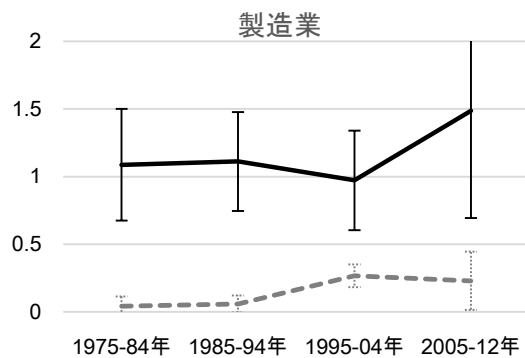
付表4：輸入浸透度の効果（全産業）

	1975～1984年	1985～1994年	1995～2004年	2005～2012年
期末従業員数(t-1, 対数)	0.9583 [0.04]***	0.9418 [0.03]***	0.7338 [0.04]***	0.7707 [0.11]***
実質総売上高(対数)	0.1541 [0.02]***	0.1651 [0.02]***	0.2372 [0.04]***	0.2723 [0.06]***
産業別実質一人当たり労働コスト(対数)	-0.1551 [0.03]***	-0.1089 [0.03]***	-0.1074 [0.06]*	-0.1403 [0.05]**
産業別資本コスト(対数)	0.0291 [0.01]*	0.0438 [0.02]***	0.2035 [0.03]***	0.0501 [0.02]**
輸入浸透度	7.2478 [1.22]***	7.3246 [1.09]***	4.3297 [0.91]***	8.2868 [1.92]***
期末従業員数(t-1, 対数)×輸入浸透度	-1.0454 [0.17]***	-1.054 [0.15]***	-0.7061 [0.14]***	-1.2587 [0.29]***
定数項	-2.1361 [0.24]***	-2.2462 [0.20]***	-1.7351 [0.62]***	-2.9523 [0.73]***
Sargan Test (p-value)	154.686 [0.00]	298.625 [0.00]	355.817 [0.00]	362.501 [0.00]
AR(2) Test (p-value)	-1.561 [0.12]	-1.564 [0.12]	-0.672 [0.50]	1.560 [0.12]
N	10681	12107	13814	10244
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes

注：1. 係数推定量下段の括弧内の数値は頑健標準誤差を表す

2. ***, **, * 印は, 1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意なことを示す
3. AR(2) Test は, 誤差項に「二階の系列相関がない」という帰無仮説が棄却される有意性を表す
4. Sargan Test は, 「過剰識別制約が有効である」という帰無仮説が棄却される有意性を表す
5. 操作変数は, 被説明変数の2期以前, その他の説明変数の階差, 年ダミーの階差, 被説明変数の階差の1期前, 定数項である

付図4：輸入浸透度の効果



注：1. 点線はベースケース, 棒線は輸入浸透度上昇による効果を反映した雇用調整速度をそれぞれ表す。

ここでベースケースとは, 第3節 (1.10) 式における雇用調整速度 $\lambda (1-\beta_4)$ である

2. エラーバーは 95%信頼区間を示す