

Discussion Paper # 98-DOJ-94

**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 -**

橋木 俊詔  
森川 正之

1998年8月

通商産業研究所 Discussion Paper Series は、通商産業研究所における研究成果を取りまとめ、所内での討議に用いるとともに、関係の方々からご意見を頂くために作成するものである。この Discussion Paper Series の内容は、研究上の試論であって、最終的な研究成果ではないので、著者の許可なく、引用又は複写することは差し控えられたい。

また、ここに記された意見は、著者個人のものであって、通商産業省又は著者が所属する組織の見解ではない。

## 要 旨

本稿は日本の製造業の事業所の雇用変動、賃金変動について通商産業省「工業統計調査」のマイクロデータを使用して定量的な分析を行ったものである。

本稿の特徴は、集計データではなく事業所レベルの大量のマイクロデータを使用して雇用創出・雇用喪失に影響を及ぼす事業所特性・産業特性を分析したこと、廃業の影響を明示的に考慮に入れて分析を行ったこと、雇用調整と賃金調整の同時決定を考慮したことである。

本稿の分析結果の要点は以下の通りである。

大規模工場ほど、既存（古い）工場ほど、多角化した工場ほど、平均賃金水準の高い工場ほど存続確率が高い。

雇用変動の出荷額変動に対する弾性値は小さい。高賃金の工場ほど、男子従業者比率の高い工場ほど、雇用喪失が小さい傾向がある。

出荷額の変動に対して、従業者数よりも賃金や労働時間での調整の方が大きい。男子比率の高い工場ほど、資本装備率の高い工場ほど、賃金水準の低い工場ほど、賃金調整は小さい傾向がある。

雇用調整と賃金調整の間にはトレードオフの関係がある。この点は、廃業の影響を調整し、かつ、雇用と賃金の同時決定を考慮した上で確認されたものである。

雇用調整及び賃金調整の分析において、廃業サンプルを明示的に考慮しないと推計結果はバイアスを持つ可能性がある。

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 -

橋木俊詔  
京都大学経済研究所教授

森川正之  
通商産業省中小企業庁長官官房調査室長

1998年9月

〔未定稿〕

(目次)

1 . 序論	P.2
2 . 先行研究	P.4
3 . データ及び分析方法	P.7
4 . 分析結果	P.16
5 . 結論	P.22
〔参照文献〕	P.23

**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 -**

## 1. 序論<sup>\*1</sup>

〔問題意識と本稿のテーマ〕

「戦後最悪の失業」という表現が最近頻繁に聞かれる。1997 年度を通じた失業率は 3.5 %と調査開始（1953 年）以来最悪となり、1998 年 4 月には 4 %を超え、6 月には 4.3 %に達した。有効求人倍率も 7 月 0.50 とプラザ合意後の円高不況時の水準をも下回り、過去最低の水準に落ち込んでいる。解雇など企業側の都合による離職が増えており、世帯主の失業も増加している。山一証券、北海道拓殖銀行に代表されるように、企業の倒産も増加しており、1997 年度の倒産件数は 1 万 7439 件、倒産による負債総額は 15 兆円を超え過去最高を更新した。<sup>\*2</sup> 1998 年度に入ってから倒産件数は高水準で推移している。倒産が一般に失業者の発生を伴うのは言うまでもない。

長い間、日本の労働市場は先進諸国の中で際立って良好なパフォーマンスを示してきた。特に石油危機以降、日本の低失業率は諸外国の関心を集め、長期雇用慣行による雇用の安定、ボーナス制度等による賃金の伸縮性、解雇に対する法的制約（司法当局の法解釈）など様々な要因が指摘されてきた。しかし、上述のような企業の倒産に伴う解雇、大企業のリストラチャリングの一環としての大幅な雇用削減など、日本の労働市場の情勢は大きく変わってきている。一方、賃金についても、長く年功型賃金が日本の賃金構造の特徴として論じられてきたが、多くの企業が「年俸制」をはじめ能力主義賃金を採用するようになってきている。その目的は、賃金体系の合理化とともに賃金の抑制を図ることのようである。不況が長期化する中、日本企業は雇用調整、賃金調整の両面から構造的な対応を行いつつある。

このような状況を踏まえ、本稿では日本の製造業の事業所の雇用変動について通商産業省「工業統計調査」のマイクロデータを使用して定量的な分析を行う。雇用創出・雇用喪失はどのようなタイプの事業所で発生しているのか、賃金を抑制・削減することによって雇用喪失を少なくともとどめることが可能なのかどうか、といった点が本稿の主な関心である。また、雇用調整、賃金調整での対応を行っても廃業を選択せざるを得ない企業も多々ある。廃業という選択を考慮に入れたとき、企業の雇用調整・賃金調整行動の分析はいかなる影響を受けるのか、という点もテクニカルな面での本稿の関心事である。さらに、雇用保険

---

<sup>\*1</sup> 本稿は、筆者らが通商産業研究所特別研究官であった時期に通商産業省通商産業研究所の研究プロジェクトの一つとして着手した研究の成果を取りまとめたものである。本稿の分析における「工業統計表」の個票データの使用に当たっては、総務庁統計局より指定統計の目的外利用について承認を得た。通産省調査統計部工業統計課には「工業統計表」の使用に関して様々な協力・助言をいただいた。

<sup>\*2</sup> 帝国データバンクの調査による。

法に基づく雇用調整助成金制度は企業が労働者を社内に保蔵する誘因として働き、失業者の外部労働市場への流出を抑止する制度であると考えられてきたが、同制度は実際にいかなる機能を果たしているのだろうかという点も分析の射程に含める。<sup>\*3</sup>

#### 〔本稿の特徴と構成〕

本稿の特徴は、集計データではなく事業所レベルの大量のマイクロデータを使用して雇用創出・雇用喪失に影響を及ぼす事業所特性・産業特性を分析したこと、廃業の影響を明示的に考慮に入れて分析を行ったこと、雇用調整と賃金調整の同時決定を考慮したことである。

第2節では本稿の分析に関連する先行研究と本稿の分析との関係を解説する。第3節では本稿で用いるデータ及び推計方法を説明する。第4節で分析結果を示し、解釈を加える。第5節では結論を要約するとともに政策的含意を述べる。

本稿の分析結果の要点を予め述べれば以下の通りである。

大規模工場ほど、既存（古い）工場ほど、多角化した工場ほど、平均賃金水準の高い工場ほど存続確率が高い。

雇用変動の出荷額変動に対する弾性値は小さい。高賃金の工場ほど、男子従業者比率の高い工場ほど、雇用喪失が小さい傾向がある。

出荷額の変動に対して、従業者数よりも賃金や労働時間での調整の方が大きい。男子比率の高い工場ほど、資本装備率の高い工場ほど、賃金水準の低い工場ほど、賃金調整は小さい傾向がある。

雇用調整と賃金調整の間にはトレードオフの関係がある。この点は、廃業の影響を調整し、かつ、雇用と賃金の同時決定を考慮した上で確認されたものである。

雇用調整及び賃金調整の分析において、廃業サンプルを明示的に考慮しないと推計結果はバイアスを持つ可能性がある。

---

<sup>\*3</sup> 雇用調整助成金の対象者数はここ3年減少してきたが、1997年末から増加に転じ、昨年1997年12月以降再び1万人を超えた（1998.4.7日経新聞）。近年、この制度が労働市場の流動化を阻害している要因であるという指摘があり、労働省は不況業種から従業者を受け入れた事業所に対する助成制度を導入するなど部分的に手直しが行われつつある。

## 2. 先行研究

本稿の分析に関連する先行研究は、企業・事業所の廃業（撤退行動）の分析、雇用創出・雇用喪失に関する分析、雇用調整の分析、賃金調整の分析、の4つのタイプに大別される。

企業ないし事業所の撤退や工場閉鎖行動に関する理論モデル及び実証研究は、森川[1996]において詳細なサーベイを行っているが、本稿の分析に関連する実証研究についてごく簡単に触れておきたい。<sup>\*4</sup> 事業所ないし企業のマイクロデータを用いたいわゆる post entry performance の分析によれば、小規模事業所ほど、設立後の年齢の若い事業所ほど廃業の確率が高いという結果がほぼ共通して得られている（Evans[1987a,b], Dunne et al.[1989b], Geroski[1991], Baily et al.[1992], Wagner[1994], Mata and Portugal[1994]）。このほか、複数の工場を保有する企業の場合に工場閉鎖の可能性（hazard rate）が高いことを示す研究（Audretsch and Mahmood[1995]）、多角化と退出の関連性を示す研究（Dunne et al.[1989a]）がある。<sup>\*5</sup> 本稿では推計の第一段階で廃業・存続の意思決定（存続確率）を被説明変数とする分析を行うが、その際これら先行研究で用いられた変数を参考にしつつ若干の変数を追加して分析する。

雇用創出・雇用喪失については、森川・橘木[1997]でサーベイを行っているが、最も代表的な文献は Davis et al.[1996]である。日本の事業所を対象とした分析は、最近ようやく緒についたばかりだが、「工業統計表」を用いた森川・橘木[1997]、「雇用動向調査」を用いた樋口・新保[1998]、Genda[1998]などがあり、粗雇用変動の実態が明らかになりつつある。本稿の分析は、事業所（工場）単位での雇用創出・雇用喪失を規定する企業特性、産業特性の解明という性格を持っており、これらの先行研究の発展という面を持つ。

雇用調整に関しては古くから多くの実証研究が行われており、欧米の研究を中心に Hamermesh[1993]が包括的なサーベイを行っている。日本の雇用調整に関する研究のサーベイとしては Tachibanaki[1987]、村松[1995a,b]が挙げられる。過去の日本の実証研究は「部分調整モデル」を時系列データで推計するというタイプのものが多かった。<sup>\*6</sup> これらは最適な雇用量と現実の雇用量のギャップの一定部分を埋めるべく雇用量の調整が行われるという考え方によるものであり、企業の最適化行動（費用最小化）に基づく労働需要関数の概念に依拠している。最も単純なモデルは、

---

<sup>\*4</sup> 参入・退出に関する全般的なサーベイとしては Geroski[1995]参照。

<sup>\*5</sup> 日本の企業ないし事業所を対象とした post entry performance の分析は少ない。例外として企業レベルのデータを用いて破産（債務超過）の要因を分析した Honjo[1998]がある。

<sup>\*6</sup> よりシンプルな分析としては雇用量（労働投入量）の生産変動に対する弾力性を計測すりうというアプローチがある（Greer and Rhoades[1977]等）。

$$L_t = \alpha (L_t^* - L_{t-1})$$

という雇用調整関数（ $\alpha$  は雇用調整速度， $L_t^*$  は最適雇用量）を前提に，これを

$$L_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 W_t + \alpha_3 L_{t-1}$$

という形に展開した上で推計するものである（雇用調整係数  $\alpha = 1 - \alpha_3$ ）。日本のマクロデータ又は産業別の時系列データを用いた分析の例としては，篠塚・石原[1977]，篠塚[1979,1986]，村松[1981,1991]，島田他[1981]，島田他[1982]，水野[1986]，黒坂[1988]（第6章），Abraham and Houseman[1989]，Hashimoto[1993]，経済企画庁[1994]など多くの例が挙げられる。これらの多くは米国をはじめとする諸外国との比較を行っており，米国と比較して日本の「労働者数」の調整は遅いという結果が多い（労働時間を考慮したマン・アワーでの調整は別）。ただし，これらは集計レベルのデータを使用したネットでの雇用変動を分析対象としており，個々の企業ないし事業所のグロスでの雇用創出・雇用喪失を対象とする本稿の分析とは異なる。個々の企業ないし事業所のマイクロデータを用いた雇用調整の分析は非常に少ない。<sup>\*7</sup> 最近では，個々の事業所や企業の時系列データを使用して，小さいショックに対する雇用調整は遅いが大きなショックに対して急速な調整が行われるという非線形の雇用調整関数の推計も行われている（Hamermesh[1989]，駿河[1997]など）。本稿で使用するデータは3時点のクロスセクション・データであり，長期時系列データではない。したがってこれらの先行研究とは性格が異なるが，雇用調整を決定する要因の分析という意味では目的は類似している。

一方，賃金調整については，日本のマクロ的な失業率の低さが賃金変動の柔軟性に起因するのではないかという問題意識の下，賃金関数の推計などいくつかの研究が行われている。<sup>\*8</sup> Gordon[1982]，Grubb et al.[1983]，小野[1989]（第12章）など日本の賃金は柔軟に変動しているという結論を導くものが多かったが，大竹[1988]，黒坂[1988]，中村[1995]のように必ずしも日本の賃金調整の速度・伸縮性は速くないと結論するものもある。

雇用調整と賃金調整（賃金の内生的変化）を同時に考慮した分析は案外少ないが，そのような分析の例としては，大竹[1988]，照山[1993]，中村[1995]が挙げられる。<sup>\*9</sup> このほか，最近の樋口・新保[1998]は，雇用創出・雇用喪失と産業レベルでの賃金水準の関係を分析しており，低賃金産業での雇用喪失が大きいことなどいくつかの興味深い結果を示している。しかし，雇用調整と賃金調整を内生変数として扱って同時に分析したものではない。

雇用調整，賃金調整に関する従来の研究は，存続企業（事業所）を対象にした分析であ

<sup>\*7</sup> 事業所レベルのサーベイデータを用いた雇用調整の分析としては，Fay and Medoff [1985]（米国），Haskel et al.[1997]（英国）などがある。日本では，労働省「労働経済動向調査」がその種のサーベイ調査と言える。

<sup>\*8</sup> 簡潔なサーベイとして高木[1996]。

<sup>\*9</sup> 水野[1985]は賃金変動（伸縮性）と雇用変動の関連性に着目した分析であるが，同時決定を前提としたモデルを推計してはいない。

り、企業（事業所）の誕生・死亡を考慮した実証分析はほとんどないと言って良い。<sup>\*10</sup>

---

<sup>\*10</sup> Hamermesh[1993]（Ch.4）は、事業所又は企業の誕生・死亡に伴う労働需要は既存事業所（企業）の労働需要とは異なると考えられるが、実証研究は乏しいと指摘している。



### 3. データ及び分析方法

#### (1) データ及び開廃業・雇用変動の概要

##### 〔分析に使用するデータ〕

本稿の分析に使用した基本的なデータは通商産業省「工業統計調査」の個票データである。「工業統計調査」は毎年1回行われているが、2年ないし3年に1回、1～3人規模の事業所を含めた全数調査を行っており、他の年は一部の業種を除き4人規模以上の事業所のみを対象とするいわゆる「裾切調査」である。本稿では最近の全数調査年である1988年、1990年、1993年のデータを使用して分析を行うこととした。ただし、1～3人規模の事業所（工場）の個票データは各都道府県が管理することとなっており、かつ、保存期間を過ぎているため利用不可能であった。従って、以下の分析は4人規模以上の事業所が対象である。<sup>\*11</sup> 1～3人規模の事業所のデータがアベイラブルではないにもかかわらず全数調査年のデータを用いる実益として、小規模事業所のサンプルについて対象事業所の統計回避によるバイアスがないという点がある。サンプル事業所（工場）数は、年によって若干異なるが40万件強である。

このデータをもとに、個別事業所毎に1988年、90年、93年の接続を行い、1988～90年、1990～93年の各期間毎に、事業所をA)新規開業事業所、B)存続事業所、C)廃業事業所に3区分した。また、事業所毎に従業者数の変動を計算し、粗雇用創出（新規開業に伴う雇用増加＋既存事業所のうち雇を増加させた事業所の雇用増加）、粗雇用喪失（廃業に伴う雇用増加＋存続事業所のうち雇を減少させた事業所の雇用減少）を計算した。

##### 〔開業・廃業及び・雇用創出・雇用喪失の概要〕

このデータに基づくこの期間の開業・廃業及び雇用創出・雇用喪失の実態は、森川・橋木[1997]で詳細に解説しているが、本稿の分析に関連する範囲でその要点を述べておきたい。開業・廃業に関しては、1988～90年の間47,809工場が開業し49,386工場が廃業した。1990～93年の間は、52,002工場が開業し、74,329工場が廃業している（表1参照）。各期間における開業数・廃業数はサンプル事業所（40万強）の1割を超える大きさであ

---

<sup>\*11</sup> したがって、「開業」、「廃業」は、3人以下規模と4人以上規模との間の規模間移動を含むことに注意する必要がある（開業、廃業の数字は若干過大に表れる）。ただし、例えばDavis et al.[1996]の使用している米国製造業のデータも5人規模以上の事業所のデータに基づくものである。このほか、「工業統計表」の調査対象は製造業の事業所を行っている事業所のみであるため、製造業から非製造業に転業した事業所は「廃業」として、逆の場合は「開業」としてカウントされる。

る。<sup>\*12</sup> 4 ケタ産業分類のクロスインダストリーでの分析によれば、産業の成長・衰退、平均事業所規模、資本装備率、事業規制などの産業特性が廃業（退出）に影響を及ぼす要因として働いていた。

雇用創出・雇用喪失に関しては、1988～90年の間、製造業全体で約206万人の粗雇用創出、約180万人の粗雇用喪失が、1990～93年の間は約217万人の粗雇用創出、約246万人の粗雇用喪失があった（表2参照）。いずれの期間でも粗雇用創出及び粗雇用喪失は、それぞれ製造業従業者総数の1割を超える大きさであり、事業所レベルでの雇用変動はかなり大きい。粗雇用創出のうち新規開業に伴うもの、粗雇用喪失のうち廃業に伴うものの割合は、いずれも約半分である（残りの約半分は既存事業所の雇用増加、雇用減少）。このことは、雇用変動の分析において開業や廃業の影響が無視できないことを示唆している。このほか、女子は男子に比べて粗雇用創出率・粗雇用喪失率ともに高いこと、景気変動の雇用への影響は、米国の先行研究とは異なり粗雇用創出において顕著であること<sup>\*13</sup>、小規模事業所ほど粗雇用喪失率が高いことなどが観察された。

〔表1〕開業・廃業及び純変動

	工場数	開業数	廃業数	純変動
1988～90年	436786	47809 (5.33%)	-49386 (-5.82%)	-1577 (-0.18%)
1990～93年	424834	52002 (3.92%)	-74329 (-6.21%)	-22327 (-1.78%)

（注）工場数は期首・期末の事業所数の平均値。カッコ内は年率換算の変動率。

〔表2〕粗雇用創出・粗雇用喪失・純雇用変動

	従業者数	粗雇用創出	粗雇用喪失	純雇用変動
1988～90年	11,041,976	2,063,943 (6.16%)	-1,802,237 (-5.30%)	261,706 (1.18%)
1990～93年	11,028,974	2,173,378 (4.23%)	-2,461,088 (-5.59%)	-287,710 (-0.88%)

（注）従業者数は期首と期末の平均。カッコ内は年率換算の変化率。

<sup>\*12</sup> 対象期間の長さが2年と3年という違いがあるため、2つの期間の数字を単純に比較することはできない（例えば開業後2年半で廃業する事業所があると、年率換算をしても3年間の方が過小評価になるため）。粗雇用創出・粗雇用喪失についても同様。

<sup>\*13</sup> これは不況期の対応策として、米国ではレイオフが行われるのに対して、日本では新規採用の抑制が中心であることによると考えられる。

本稿では、これらの観察結果も踏まえ、雇用創出・雇用喪失に影響を及ぼす事業所（工場）特性・産業特性を、「廃業」の影響を明示的に考慮して分析する。

## (2) 推計方法及び変数

### 〔推計方法〕

雇用調整、賃金調整に関する既存の研究は、一般に存続企業ないし事業所のデータに基づいて分析されている。しかしながら、負の需要ショック（出荷額減少）に直面したとき、企業（事業所）には、賃金の削減、雇用の削減、廃業といった様々な選択肢がある。したがって、存続企業（事業所）のみのデータで賃金変動、雇用変動を分析することは、賃金・雇用の出荷額変動に対する弾性値の推計値にバイアスをもたらす可能性がある。このような問題を克服するため、本稿では事業所の存続・廃業の意思決定をまず第一段階で考慮し、第二段階でこのような存続・廃業をコントロールした上で雇用変動と賃金変動がどのように決定されるかを分析する。そのための推計方法として基本的には Heckman の 2 段階法を用いる。廃業の影響を考慮した場合にそうしない場合と違いがあるのかどうか、さらに各種の説明変数の推計値（特に賃金変動、雇用変動の出荷額変動に対する弾性値）にいかなる違いが生じるかが本稿の大きな関心事である。なお、これに加え、雇用調整・廃業の選択を同一レベルの意思決定ととらえ、Ordered Probit モデルを用いた分析も行う。

第一段階の Probit モデルは、事業所の存続（1）、廃業（0）の選択（ $y_i$ ）を各種の工場特性（ $X_i$ ）、産業特性（ $Z_i$ ）で説明する。

$$y_i = \text{Prob} ( X_i, Z_i ) \dots\dots\dots [1]$$

第二段階は、説明変数として第一段階の probit の推計値（ $\hat{y}_i$ ）を含む次の 2 本の式を、それぞれ独立に OLS 推計した場合、雇用調整と賃金調整の同時決定を考慮して 2SLS で推計した場合、の 2 種類の分析を行う。

$$E_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + \alpha_2 w_i + \alpha_3 \hat{y}_i + \sum_k \alpha_k Z_{ki} \dots\dots\dots [2]$$

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 E_i + \beta_3 \hat{y}_i + \sum_k \beta_k V_{ki} \dots\dots\dots [3]$$

第二段階では当然のことながらサンプルは存続事業所のみを対象に行う。 $E_i$  は雇用変動、 $w_i$  は従業者 1 人当たり賃金の変動、 $x_i$  は出荷額の変動、 $\hat{y}_i$  は第一式における  $y_i$  の推計値であり、 $Z_{ki}$ 、 $V_{ki}$  は雇用変動、賃金変動に影響を及ぼす可能性がある各種の事業所特性、産業特性である。 $x_i$  の係数  $\alpha_1$ 、 $\beta_1$  は、生産量の変動に対する雇用・賃金変動の弾性値を示すと解釈できる。本稿では多くの先行研究のような「部分調整」は考慮しない。理由は、長期時系列データでの分析ではなく 2～3 年の期間を対象としたクロスセクション分析であり、事業所特性ないし産業特性に関心があるためである。先行研究では労働時間の調整と労働者数の調整の関係を分析したものがいくつかあるが、本稿で用いたデータは労働時間に関する情報は含まれていない。このため、賃金変動の一部は超過勤務手当の減少、すなわち労働時間の調整に起因する部分を含むことに注意する必要がある。

ただし、本稿の主たる関心は雇用喪失を賃金調整等で少なくできるかどうかであり、労働時間の調整が賃金変動の一部に含まれても分析の本質は損なわれない。

分析は1988～90年、1990～93年の2つの期間（前者は好況期、後者は不況期に当たる）を対象に行ったが、1988～90年の期間についてはいくつかの説明変数について前期（1988年以前）のデータが利用できないという限界があるため、本稿では原則として1990～93年の結果のみを報告する。

なお、工業統計表のサンプル事業所は40～50万にのぼるため、実際の推計はランダムに1/100抽出したサンプルを使用する。<sup>\*14</sup>

### 〔変数〕

第一段階のProbitモデルの説明変数としては、表3に示したものをを用いる。「工場特性」に関する変数としては、工場規模（従業者数（ $E_i$ ））、従業者1人当たり賃金水準（ $w_i$ ）、当該工場が1社1工場の工場か多数の工場（multiplant）を持つ企業の工場かどうかを表すダミー変数（ $O_i^1, O_i^2$ ）<sup>\*15</sup>、製品多角化度（ $D_i$ ：1 - [当該工場の第一位出荷品目の出荷額 / 総出荷額]）を使用する。また、1990～93年の分析では1988～90年の情報が使用できるので、新規事業所かどうかを示すダミー変数（ $N_i$ ：1988年に既に存在していた事業所 = 1、1988～90年の間に新規開業した事業所 = 0）を加える。

他方、「産業特性」に関する変数としては、当該事業所が属する産業の出荷額変動（ $z_i, z_{i-1}$ ：ラグ付き）<sup>\*16</sup>、資本装備率（ $i$ ）、事業規制ダミー（ $R_i$ ）を用いる。<sup>\*17</sup>

過去の研究によれば、小規模な工場（事業所）ほどhazard rateが高く、工場規模（従業者数）（ $E_i$ ）の係数は正の符号が予想される（前述の通り、被説明変数は存続 = 1、廃業 = 0である）。平均賃金水準（ $w_i$ ）は、人的資本の代理変数であり、分析対象が製造業であることから、知識労働集約的な産業ほど比較優位があると考えれば正の符号が予想される。反面、賃金水準の高さは労働コスト面から工場の継続を困難にする可能性もあり、その場合には負の符号を示すこととなる。1社1工場の工場か、複数の工場を持つ企業の工場であるかのダミー変数（ $O_i$ ）については、複数の工場を持つ企業では従業者の他の工場

<sup>\*14</sup> 一部のデータが欠落しているサンプルを除去したため、最終的には4,303事業所（うち存続事業所3,577）を対象とした。

<sup>\*15</sup>  $O_i^1, O_i^2$ は、工場レベルの分析を企業の分析と解釈するためのコントロール変数と解釈することも可能である。

<sup>\*16</sup> 事業所によっては出荷品目の構成変化により期首と期末とで産業分類が変わる場合がある。ここでは期首に分類された産業の出荷額変動を用いる。

<sup>\*17</sup> 資本装備率は一般に典型的な参入・退出障壁と考えられている。事業規制も参入・退出に抑制的に働くことが予想される。なお、資本装備率は工場特性の変数として扱うことも考えられるが、「工業統計調査」において有形固定資産のデータは小規模工場については調査対象になっていないため、産業特性データとして扱った。

への配置転換によって非効率な工場を閉鎖することが比較的容易と考えられる。<sup>\*18</sup> したがって、1社1工場 = 1のダミー ( $O_i^1, O_i^2$ ) の係数は正の符号が予想される。 $O_i^1$  と  $O_i^2$  はいずれも1社1工場であるが、両者の違いは、 $O_i^2$  は本社が工場と別の場所にある工場である点であり、そのような企業は製造業以外の事業を本社等で行っている可能性がある。したがって、係数は  $O_i^1$  の方が大きい正の値をとると予想される。工場の出荷品目構成の多角化度 (非本業出荷額比率 ( $D_i$ )) は、他の条件にして等しければ、単一の製品への依存度が低いほど製品構成の変化によって工場の存続を図ることが可能だと考えられるため、正の符号が予想される。新規開業工場か既存工場かのダミー ( $N_i$ ) は、1990 ~ 93年の分析においてのみ使用する変数であり、工場の開業後の「年齢」の代理変数である。欧米における近年の研究によれば、年齢の若い工場ほど hazard rate が高いということがほぼ定型化された事実となっており、既存工場のダミーは、正の符号を示すと予想される。当該工場が属する産業の総出荷額変動 ( $z_i$ ) は、需要ショックを示す変数であり、当然のことながら産業全体が成長しているほどその産業に属する工場の存続確率が高く、産業が衰退しているほど廃業の可能性は高いと予想される。したがって、この係数は正の符号を示すはずである。資本装備率 ( $K_i$ ) 及び事業規制ダミー ( $R_i$ ) は、いずれも退出障壁として廃業を抑制する効果を持つと考えられる。したがって正の符号が予想される。

〔表3〕工場の存続・退出の説明変数

工場特性	工場規模：従業者数 ( $E_i$ )	?
	平均賃金水準 ( $w_i$ )：現金給与支払額計 / 総従業者数	?
	単独工場ダミー：工場が1つで本社が同じ場所にある工場 = 1 ( $O_i^1$ )	+
	工場が1つで本社が別の場所にある工場 = 1 ( $O_i^2$ )	+
	出荷多角化度 ( $D_i$ )：1 - (第1位出荷品目の売上高 / 出荷額計)	+
既存工場ダミー ( $N_i$ )：1988 ~ 90年の間に新規開業した工場 = 0	+	
産業特性	産業総出荷額変化率：当該期間の出荷額変化率 ( $z_i$ )	+
	：前期間の出荷額変化率 ( $z_{i-1}$ )	+
	資本装備率 ( $K_i$ )：有形固定資産 / 総従業者数	+
	事業規制ダミー ( $R_i$ )：参入規制のある業種 = 1	+

〔注〕右欄は「存続」 ( $y_i = 1$ ) に対して予想される符号。

雇用変動 ( $E_i$ ) を説明する回帰式では、表4の説明変数を使用する。▪ ( $y_i$  の推計値) のほか、工場特性データとして、当該工場の出荷額変動 ( $z_i$ )、工場規模 (従業者数 ( $E_i$ ))、初期の賃金水準 ( $w_i$ )、男子従業者比率 ( $M_i$ )、単独工場のダミー ( $O_i^1, O_i^2$ )、事業転換ダミー ( $T_i$ )、従業者1人当たり賃金の変動 ( $w_i$ ) を使用する。こ

<sup>\*18</sup> このほか、寡占市場の理論モデルにより衰退産業において複数の工場を持つ企業が先に工場閉鎖を行うことを示すものがある (Ghemawat and Nalebuff[1990])。なお、Genda [1998]は企業内の「配置転換」が事業所単位での雇用創出・雇用喪失の中で無視できない大きさを持っていることを示している。



4 ケタ産業分類で事業転換があったかどうかを示す変数であり、事業転換を行うことによって雇用維持を図ることがありうるため正の符号を示す可能性がある。男子従業者比率（ $M_i$ ）については、雇用調整に関する過去の研究において女性の方が男性よりも雇用調整速度が速いことを示すものがいくつかあり、（不況局面において）男子従業者比率の係数は正の符号（雇用調整が少ない）が予想される。<sup>\*22</sup> 従業者1人当たり賃金の変動（ $w_i$ ）は、本稿で注目する変数のひとつである。<sup>\*23</sup> 負の需要ショックに直面したとき、企業は賃金の削減（抑制）か雇用の削減かという選択を迫られる。このほかに労働時間の削減という選択肢があるが、ここでは雇用が人数単位であるため、労働時間の削減は賃金の削減という形で現れる。現実には企業は様々な方法を組み合わせるであろうが、組み合わせ方は企業（工場）によって違うかも知れない。ショックの大きさを所与とすれば、賃金カット（あるいは上昇の抑制）で吸収できる企業ほど雇用削減が小さく、逆に賃金が硬直的な企業では雇用の削減を大きく行う必要があると考えられる。したがって、賃金変動の係数は負が予想されるが、符号だけではなく係数の大きさ（需要ショックを一定としたときに賃金を1%カットすることで雇用の削減をどれだけ抑止できるか）が注目される。なお、工場の存続確率のprobitでの推計値（ $\pi$ ）の係数は、これが有意だとすると、廃業を考慮に入れない雇用調整の分析はバイアスを持っていることになる。ただし、係数の符号は事前には予想しがたい。資本装備率（ $K_i$ ）については、重工業の方が軽工業よりも雇用調整速度が遅いとする先行研究がある（ただし対象時期はやや古い）。<sup>\*24</sup> 仮にそういった傾向があるならば、この係数は正の符号を示すだろう。雇用調整助成金は、第一次石油危機後に雇用保険法の改正によって導入された制度であり、過剰雇用が外部労働市場に顕在化するのを抑止する効果をねらった制度である。最近では、「労働市場の流動化」を阻害する可能性があるとして批判されることもある。この制度がねらい通り機能しているとす

---

<sup>\*22</sup> 日本において女子の雇用調整速度が男子よりも速いことは多くの実証研究で確認されている（篠塚[1979]、村松[1981]、Abraham and Houseman[1989]、Hashimoto[1993]）。また、平均賃金が低い業種ほど雇用調整が速いことを示す研究もある（村松[1981]）。最近の樋口・新保[1998]は産業別に見たとき、低賃金産業ほど雇用喪失率が高いことを示している。

<sup>\*23</sup> 当然のことながら、理論的には通常の労働需要のモデルで考える限り、賃金変化と雇用変化の間には負の関係があることが予想される（Hamermesh[1993]）。マクロ時系列データでの実証分析では賃金の変化と雇用の変化との間には負の関係があるという結果が一般的である（Hamermesh[1986]、小野[1989]など参照）。

<sup>\*24</sup> 島田他[1981]（第 部）は、製造業2ケタ産業分類別の雇用調整関数を推計し、皮革、繊維等の調整が速く、鉄鋼、非鉄金属などの調整が遅いことを示している。また、村松[1991]は、製造業2ケタ分類のクロスセクション分析で、資本装備率と雇用調整が負の相関を持つことを示している。海外では例えば、Greer and Rhoades[1977]が資本-労働比率と雇用量の生産弾力性との間に負の関係があることを示している。

れば、雇用調整助成金ダミー（ $A_i$ ）の係数は正の符号を示すはずである。<sup>\*25</sup>

賃金変動（ $w_i$ ）を説明する回帰式では、表5の説明変数を使用する。 $\beta$ （ $y_i$ の推定値）のほか、当該事業所の出荷額変動（ $x_i$ ）、事業所規模（従業員数（ $E_i$ ））、初期の従業員1人当たり賃金水準（ $w_i$ ）、男子従業員比率（ $M_i$ ）、雇用変動（ $E_i$ ）、資本装備率（ $K_i$ ）である。

〔表5〕賃金変動の説明変数

	存続確率の推計値（ $\beta$ ）	？
工場特性	当該工場の出荷額変化率（ $x_i$ ）	+
	工場規模：従業員数（ $E_i$ ）	+
	平均賃金水準（ $w_i$ ）：現金給与支払額計 / 総従業員数	+
	男子従業員比率（ $M_i$ ）	+
	雇用変化率（ $E_i$ ）	-
産業特性	資本装備率（ $K_i$ ）：有形固定資産 / 総従業員数	+

〔注〕右欄は予想される符号。

当該事業所の出荷額変動（ $x_i$ ）は雇用変動と同様、当然に正の符号が予想される。事業所規模（ $E_i$ ）は、日本の先行研究で大企業の方が中小企業よりも賃金調整が遅いことを示すものがあるため、正の符号を予想する（不況局面において）。<sup>\*26</sup> 平均賃金（ $w_i$ ）、男子従業員比率（ $M_i$ ）、資本装備率（ $K_i$ ）については、雇用変動と同様の理由でいずれも正の符号が予想される。雇用変動（ $E_i$ ）は上述の通り、賃金変動か雇用変動かというトレードオフが予想されるため、負の符号を示すと考えられる。ここでも係数の大きさに注目する必要がある。

雇用変動及び賃金変動に関連する変数の要約統計量、相関マトリックス（いずれも存続事業所のサンプルに関する数字）は表6、表7に示す通りである。説明変数の間では男子従業員比率（ $M_i$ ）と平均賃金（ $w_i$ ）の相関がかなり高く、資本装備率（ $K_i$ ）と平均賃金（ $w_i$ ）及び男子従業員比率（ $M_i$ ）の相関がやや高いが、それ以外の説明変数の間の相関は低い。

<sup>\*25</sup> 黒坂[1988]（第6章）、Hashimoto[1993]は、1973年の雇用保険法改正による雇用調整助成金制度の導入以降、雇用調整速度が低下していることを指摘している。他方、森川・橋木[1997]は、1988～90年及び1990～93年のクロスインダストリーの回帰分析で雇用調整助成金の指定業種となったことが（他の条件をコントロールした上で）Job Destructionを有意に小さくする効果は見出せないとしている。

<sup>\*26</sup> 大竹[1988]、照山[1993]は、大企業は中小企業に比べて賃金調整速度が遅いことを示している。



〔表6〕要約統計量（1990～93年，存続事業所のサンプル）

	平均	標準偏差	最大値	最小値
Ei	-0.01212	0.27148	4.5	-0.95402
wi	0.18674	0.67427	14.79374	-0.91162
xi	0.03373	0.78879	19.40816	-0.98188
Ei	28.934	139.200	4994	4
wi	297.5783	157.0366	1232.8718	3.8
Mi	0.55972	0.25506	1	0
Oi <sup>1</sup>	0.74460	0.43609	1	0
Oi <sup>2</sup>	0.10526	0.30689	1	0
Ti	0.12576	0.33158	1	0
Ki	5.58086	3.51093	78.654	0.882
Ai	0.03989	0.19570	1	0

〔表7〕相関マトリックス（1990～93年，存続事業所のサンプル）

	Ei	wi	xi	Ei	wi	Mi	Oi1	Oi2	Ti	Ki	Ai
Ei	1.000										
wi	-0.105	1.000									
xi	0.251	0.197	1.000								
Ei	0.005	-0.016	0.004	1.000							
wi	0.098	-0.234	-0.089	0.145	1.000						
Mi	0.093	-0.034	-0.023	0.055	0.574	1.000					
Oi1	-0.018	-0.015	-0.033	-0.146	-0.153	-0.094	1.000				
Oi2	-0.003	0.019	-0.004	-0.008	0.064	0.058	-0.586	1.000			
Ti	0.004	0.012	0.031	-0.009	0.015	0.011	-0.025	-0.016	1.000		
Ki	0.043	-0.013	0.008	0.098	0.284	0.296	-0.116	0.036	0.007	1.000	
Ai	-0.015	-0.016	-0.012	-0.010	-0.052	-0.035	0.019	-0.015	-0.026	-0.068	1.000

## 4. 分析結果

### (1) 存続・廃業

1990～93年の期間を対象とした工場の存続・廃業の決定要因に関する第1段階のProbitモデルの推計結果は表8の通りである。分析に使用したサンプル4,303工場のうち、存続工場は3,577、廃業工場は726である。

〔表8〕工場の存続確率の推計結果（1990～93年）

定数項	-0.213432 (0.109811)	[0.052]
従業者数 (Ei)	0.010955 (0.001527)	[0.000]
平均賃金 (wi)	0.001113 (0.000172)	[0.000]
単独工場ダミー(1) (Oi <sup>1</sup> )	0.095241 (0.074465)	[0.201]
単独工場ダミー(2) (Oi <sup>2</sup> )	-0.011374 (0.098108)	[0.908]
多角化度 (Di)	0.295239 (0.141093)	[0.036]
既存工場ダミー (Ni)	0.63669 (0.065809)	[0.000]
産業出荷額変化率 (zi)	0.389721 (0.177454)	[0.028]
同力 (zi-1)	-0.031035 (0.192589)	[0.872]
資本装備率 (Ki)	0.013576 (0.009862)	[0.169]
事業規制ダミー (Ri)	0.27197 (0.171883)	[0.114]
対数尤度	-1802	
観測数	4303	

(注) ( )内は標準誤差, [ ]内はp値。

推計結果を見ると、工場規模 (Ei)、多角化度 (Di)、産業の出荷額変動率 (zi)、既存工場ダミー (Ni) が、一般的な有意水準に達しており、いずれも予想通り正の符号であった。平均賃金水準 (wi) も有意な正の符号を示した。産業の出荷額変動率が正であるのは、当然のことながら成長産業に属する工場ほど存続の可能性が高く、衰退産業に属する工場ほど廃業確率が高いことを示している。ただし、これは同じ期間の産業出荷額変動の影響に限ってであり、前期 (1988～90年) の産業出荷額変動率 (zi-1) の係数は有意ではなく符号条件も満たしていない。工場規模の係数が正であることは、小規模工場ほど廃業確率が高いことを示しており、欧米の先行研究と整合的である。既存工場ダミーは極めて高い有意水準の正值であり、最近開業した「若い」工場は廃業確率が高いことを示している。これも欧米の先行研究と同様の結果である。工場の出荷構成の多角化度の係数が正であることは、本業の属する産業が低迷していても、製品構成が多様な工場は存続の可能性が高いことを示している。<sup>\*27</sup> 平均賃金水準 (wi) の係数が正であること、すなわ

<sup>\*27</sup> 産業全体が成長している場合にも多角化工場は存続確率が高いことになるが、対象期間が1990～93年というバブル崩壊後の不況期であることを考えれば、多角化工場が産業出荷額縮小の影響を受けにくいことの影響が強くと現れていると解釈できる。

ち高い賃金の工場ほど存続確率が高いということは、単純労働集約的な工場ほど比較優位を喪失しており、アジア諸国との競争や日本企業の海外展開と連動する形で廃業（閉鎖）されることが多いためと考えられる。資本装備率（ $K_i$ ）、事業規制ダミー（ $R_i$ ）、単独工場ダミー（ $O_i$ ）の有意水準は低かった。この結果から見る限り、資本集約度や事業規制は退出障壁として作用していないことになる。

## (2) 雇用変動

廃業の影響をコントロールした上での雇用変動率（ $E_i$ ）の推計結果を見てみよう。存続工場を 1990 ~ 93 年の間における雇用変動によって類型化すると、雇用を増加させた工場 1,018、雇用変動のなかった工場 997、雇用を減少させた工場 1,562 であり、バブル崩壊後の不況期であったことを反映して雇用削減を行った工場が多い。

Heckman の二段階法により、第二段階を OLS で推計した結果が表 9 - （左側）である。当該工場の出荷額変動率（ $\Delta x_i$ ）の係数は当然ではあるが高い有意水準の正であり、出荷額が伸びれば雇用を増加させ、出荷額が減少すれば雇用を削減する傾向があることが確認される。問題は係数の大きさであるが、出荷額変動に対する雇用変動の弾性値は 0.1 弱と小さい。日本において雇用調整が小さいことが確認される。賃金水準（ $w_i$ ）の係数は有意な正であり、低賃金産業ほど雇用調整が大きい。このことは、存続確率の結果と同様、低賃金の工場の製品が比較優位を失いつつあり、生産拠点のアジア諸国等への移転等の影響を受けている可能性を示唆している。<sup>\*28</sup> 男子従業者比率（ $M_i$ ）の係数も有意な正であり、男子従業者の多い工場ほど雇用削減の実施が困難である（逆に言えば女子従業者が雇用調整の対象になりやすい）ことを示唆している。賃金変動率（ $\Delta w_i$ ）の係数は高い有意水準の負であり、同じような需要ショックに直面した同様の企業特性・産業特性を持つ工場であっても、賃金の削減を多く行うほど（上昇を抑制するほど）雇用の削減は小さくなること（賃金と雇用のトレードオフ）を示している。係数の大きさは - 0.06 程度であり、平均賃金の 1 % 削減（あるいは上昇の 1 % 抑制）によって雇用削減が 0.06 % 少なくなるという関係である。ただし、前述の通り、ここでの平均賃金はボーナス、残業手当等を含む給与総額を従業者総数で除した数字であり、労働時間短縮による部分を含んでいる。

資本装備率（ $K_i$ ）、工場規模（ $E_i$ ）、雇用調整助成金ダミー（ $A_i$ ）などの係数は通常の有意水準で有意ではなかった。ここでの結果から見る限り、雇用調整助成金制度が雇用調整を小さくする効果は確認できない。規模については、必ずしも工場規模を用いた分析ではないが、大規模企業の雇用調整が遅く、小規模企業のそれが速いことを示唆する先行研究があり、ここでの結果はそれらとは異なっている。大企業の大幅なリストラクチャリングなど、最近の環境変化を反映しているかも知れない。

---

<sup>\*28</sup> 厳密に言えば、これは出荷額変動等をコントロールした上での結果であることから、その期間の（発展途上国との競争等による）生産減少の直接的な影響ではなく、例えば将来の生産回復・成長の見込みが乏しいために雇用を削減する傾向があるものと解釈する必要がある。

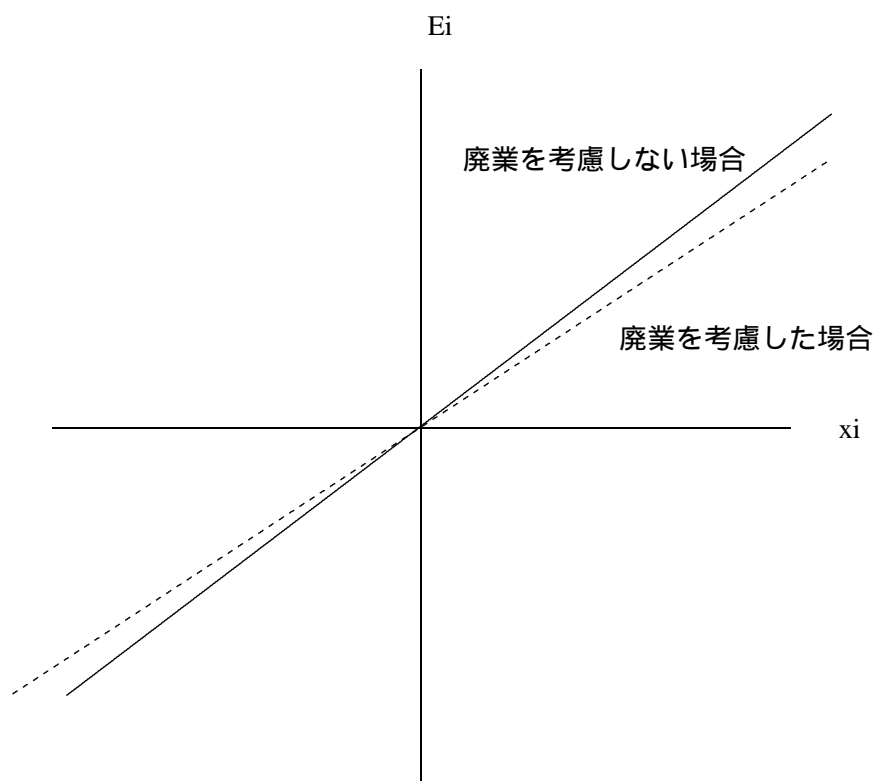
なお、存続確率の推計値（ $\delta$ ）の係数は有意な負値であり、存続・廃業をコントロールすることが雇用変動を説明する式の推計結果に影響を及ぼすことがわかる。すなわち、工場の廃業を考慮しないで行った結果にはバイアスがあることが示唆される。 $y_i$  を含めずに行った推計結果（ $x_i$  の係数は 0.098742）と比較すると、 $y_i$  を含めたときに  $x_i$  の係数がわずかに小さくなっており、廃業を考慮しない場合に雇用変動の出荷額変動に対する弾性値には上方バイアスがあることがわかる（図 参照）。ただし、この違いは量的には大きくはない。

〔表 9〕雇用変動の推計結果（1990～93年）

	OLS	2SLS
定数項	0.194465 (0.04907) [0.000]	0.274731 (0.063892) [0.000]
存続確率推計値（ $\delta$ ）	-0.346728 (0.060783) [0.000]	-0.310124 (0.069377) [0.000]
出荷額変化率（ $x_i$ ）	0.096096 (0.005590) [0.000]	0.117702 ( $7.80 \times 10^{-3}$ ) [0.000]
従業者数（ $E_i$ ）	$6.37 \times 10^{-6}$ ( $3.20 \times 10^{-5}$ ) [0.842]	
平均賃金（ $w_i$ ）	$2.00 \times 10^{-4}$ ( $4.02 \times 10^{-5}$ ) [0.000]	
男子従業者比率（ $M_i$ ）	0.058347 (0.021194) [0.006]	
単独工場ダミー(1)( $O_{i1}$ )	$-2.92 \times 10^{-3}$ (0.012523) [0.815]	-0.01345 (0.013266) [0.311]
単独工場ダミー(2)( $O_{i2}$ )	-0.014699 (0.017481) [0.401]	$-8.91 \times 10^{-3}$ (0.018659) [0.633]
事業転換ダミー( $T_i$ )	$-9.20 \times 10^{-3}$ (0.013051) [0.481]	$-5.50 \times 10^{-3}$ (0.013999) [0.694]
賃金変化率（ $W_i$ ） （推計値）	-0.060725 ( $6.73 \times 10^{-3}$ ) [0.000]	-0.211918 (0.033841) [0.000]
資本装備率（ $K_i$ ）	$1.21 \times 10^{-3}$ ( $1.31 \times 10^{-3}$ ) [0.355]	$4.19 \times 10^{-3}$ ( $1.37 \times 10^{-3}$ ) [0.002]
雇調金ダミー( $A_i$ )	-0.011458 (0.022314) [0.608]	-0.024463 (0.023981) [0.308]
自由度修正済み $R^2$	0.104591	0.06514
F 値	38.9731	

（注）（ ）内は標準誤差，[ ]内は p 値。

〔 図 〕 雇用変動の出荷額変動に対する弾性値に対する廃業サンプルの影響



次に、賃金の変化率（ $w_i$ ）を内生変数として扱い、存続確率の推計値（ $\hat{p}_i$ ）を含めて雇用変化率を二段階最小二乗法（2SLS）で推計した結果が表 10 - （右側）である。従業者数（ $E_i$ ）、平均賃金（ $w_i$ ）、男子従業者比率（ $M_i$ ）を賃金変化率の操作変数として使用しているため、（OLS）とは異なり雇用変動の推計式の説明変数からはこれら 3 つの変数が除かれている。

ほとんどの変数がと同じ符号であったが、資本装備率（ $K_i$ ）の係数が有意な正となり、資本集約的な産業ほど雇用量が増加した（あるいは減少が少なかった）ことを示している。1990～93年という期間には円高に伴ってアジア諸国等との輸入競争が激化しはじめており、労働集約的な産業が比較優位を失う傾向があったためとも考えられる。出荷額変化率（ $x_i$ ）の係数は 0.1177 との結果に比べて若干大きくなっているが、本質的な違いではない。これに対して、賃金変動（ $w_i$ ）の係数は -0.21 であり、賃金の 1% の抑制によって雇用調整の量は 0.21% 小さくなるという関係であった。この数字はの結果（-0.06）に比べて 3 倍以上大きくなっており、賃金変動を内生的に扱ったとき、賃金変動と雇用変動のトレードオフ関係がより顕著に認められると言える。

以上の分析とは別に、Ordered Probit モデルにより、雇用量の調整及び廃業に関する意思決定を分析してみた。モデルは、廃業工場 = 0、存続工場について雇用削減 = 1、雇用不変 = 2、雇用増加 = 3 という変数を被説明変数とし、上と同様の説明変数を用いた。この

ような設定の考え方は、需要の減少等に対応して企業はまず雇用の削減を行って存続を図ろうとするが、それでも対応できない場合に廃業を選択するというものである。

推計結果の詳細は省略するが、産業全体の盛衰の影響をコントロールした上で、工場規模 ( $E_i$ ) が大きいほど、平均賃金 ( $w_i$ ) が高いほど雇用削減や廃業を行わないこと、新規参入した工場は雇用削減を行い、あるいは廃業を余儀なくされる確率が高いことなどが示された。これらは上の分析とおおむね同様の結果である。このほか、上の分析では有意水準の低かった単独工場ダミー（単独工場で本社が同じ場所にある工場）は雇用削減や廃業を行にくいという関係が Ordered-Logit モデルでは認められた。

### (3) 賃金変動

1990 ~ 93 年の期間における賃金の変動率 ( $\Delta w_i$ ) についての Heckman の 2 段階推定法の結果は表 1 1 - (左側) の通りである。存続工場のうち平均賃金の変化は、上昇 2,369 工場、不変 48 工場、低下 1,160 工場である。出荷額変動率 ( $\Delta x_i$ ) の係数が正、男子比率 ( $M_i$ ) の係数が正、資本装備率 ( $K_i$ ) の係数が正、初期の平均賃金水準 ( $w_i$ ) の係数が負、雇用変動率 ( $\Delta E_i$ ) の係数が負でいずれも有意であった。工場規模 ( $E_i$ ) の係数は有意ではなかった。存続確率の推計値 ( $\hat{\pi}$ ) の係数は有意な負値であり、賃金変動の分析においても廃業の影響を考慮することが必要であることを示している。

〔表 1 1〕賃金変動の決定要因

	OLS	2SLS
定数項	0.702311 (0.115271) [0.000]	1.00337 (0.3715) [0.007]
存続確率推計値 ( $\hat{\pi}$ )	-0.527272 (0.149359) [0.000]	-1.1805 (0.761945) [0.121]
出荷額変化率 ( $\Delta x_i$ )	0.175983 (0.01399) [0.000]	0.356311 (0.204104) [0.081]
従業者数 ( $E_i$ )	$1.18 \times 10^{-4}$ ( $7.79 \times 10^{-5}$ ) [0.128]	$1.20 \times 10^{-4}$ ( $1.02 \times 10^{-4}$ ) [0.240]
平均賃金 ( $w_i$ )	$-1.11 \times 10^{-3}$ ( $9.69 \times 10^{-5}$ ) [0.000]	$-5.52 \times 10^{-4}$ ( $6.47 \times 10^{-4}$ ) [0.393]
男子従業者比率 ( $M_i$ )	0.373685 (0.051828) [0.000]	0.448119 (0.107967) [0.000]
資本装備率 ( $K_i$ )	$7.25 \times 10^{-3}$ ( $3.21 \times 10^{-3}$ ) [0.024]	$8.94 \times 10^{-3}$ ( $4.62 \times 10^{-3}$ ) [0.053]
雇用変化率 ( $\Delta E_i$ ) (推計値)	-0.368683 (0.040749) [0.000]	-2.43227 (2.32683) [0.296]
自由度修正済み $R^2$	0.121528	0.05498
F 値	71.6721	

(注) ( )内は標準誤差, [ ]内は p 値。

出荷額変動の係数は賃金変動の生産の増減に対する弾性値を示しており、約 0.18 という数字は雇用（従業者数）変動の弾性値よりもかなり大きい。従業者数の調整よりも賃金や労働時間の調整によってショックを吸収する傾向があるという日本企業に関する通念と合致する結果である。男子比率の係数が正であることは、男子従業者の多い工場は前述の通り人員の削減が困難だけでなく、賃金の削減も困難であることを示している。固定的な労働者が多い工場では雇用確保のために賃金を抑制するという対応も難しいことを示唆している。資本装備率の係数が正であることは、重工業で賃金調整が緩慢であるという一部の先行研究の結果と符合する。初期の平均賃金水準（ $w_i$ ）の係数が正であることは高賃金の工場ほど同じ条件の下で賃金調整を大きく行っていることを示している。第一段階の Probit 分析で平均賃金の係数が正であった（高い賃金工場ほど存続確率が高い）こと、雇用変動の推計において平均賃金の係数が正であったこと（高い賃金の工場ほど雇用削減が少ない）と合わせて解釈すると、平均賃金の高い工場は賃金調整によって雇用調整の程度や廃業の確率を小さくすることが可能であることを示唆している。雇用変動率（ $E_i$ ）の係数が負であるのは、雇用変動の推計結果において賃金変動（ $w_i$ ）の係数が負であったことと対称的な結果であり、雇用調整と賃金調整の間のトレードオフを示している。

$E_i$  の係数は - 0.37 程度であり、人員を 1 %削減すると平均賃金の削減（上昇率の抑制）は 0.37 %程度小さくなるという関係である。

第二段階の推計において雇用変動を内生化したとき、雇用変動の推計式と賃金変動の推計式を同時推計（2SLS）で行った結果は、表 1 1（右側）である。各係数の符号は OLS の結果と同様であったが、賃金水準（ $w_i$ ）、雇用変動率（ $E_i$ ）の係数が通常の有義水準では非有義となった。他方、出荷額変動（ $x_i$ ）の係数の大きさが約 0.36 となり、雇用変動を内生化したときに賃金変動の弾性値が OLS で推計した場合（0.18）の 2 倍強の大きさになった。日本企業は、外生的なショックがあったとき、雇用調整ではなく賃金や労働時間の調整に重点を置いて大きな調整を行う傾向があるという上の結果を補強するものと言える。

## 5 . 結論

本稿は日本の製造業の工場レベルの雇用変動について「工業統計表」のマイクロデータを使用して定量的な分析を行ったものである。本稿の特徴は、集計データではなく事業所レベルの大量のマイクロデータを使用して雇用変動に影響を及ぼす事業所特性・産業特性を分析したこと、廃業（工場閉鎖）の影響を明示的に考慮に入れて分析を行ったこと、雇用調整と賃金調整のトレードオフを念頭に置いた分析を行ったことである。

本稿の分析結果の要点は次の通りである。

欧米の先行研究と同様、日本でも大規模工場ほど、既存（古い）工場ほど存続確率が高い。また、多角化した工場ほど、平均賃金水準の高い工場ほど存続確率が高い。

雇用変動の出荷額変動に対する弾性値は約 0.1 と小さい。高賃金の工場ほど、男子従業者比率の高い工場ほど、雇用削減率（雇用喪失率）が小さい傾向がある。

賃金変動の出荷額変動に対する弾性値は 0.2 ~ 0.4 程度であり、出荷額の変動に対して、従業者数よりも賃金や労働時間での調整の方が大きい。男子比率の高い工場ほど、資本装備率の高い工場ほど、賃金調整は小さい傾向があり、賃金水準の高い工場ほど賃金変動率は高い傾向があった。

雇用調整と賃金調整の間にはトレードオフの関係がある。この関係は、雇用変動及び賃金変動の同時決定を考慮して分析しても成立する。他の条件にして等しければ、賃金（残業手当を含む）を 1 %抑制することにより従業者数は 0.05 % ~ 0.21 %増加（削減率が低下）する。

工場の廃業を考慮せずに行った雇用調整及び賃金調整の分析はバイアスを持つ可能性がある。ただし、バイアスの程度は量的には大きくない。

本稿の分析結果の政策的含意は次の二点である。

労働政策の立案・実施に際して、雇用と賃金のトレードオフを踏まえた対応が重要である。不況期において雇用量を確保し失業を抑制するためには、（少なくともミクロ経済学的には）賃金変動の柔軟性を確保することが重要である。

雇用調整助成金制度の雇用維持機能を過大評価すべきではない。



## 〔 参照文献 〕

- **Abraham, Katharine G. and Susan Houseman**[1989], "Job Security and Work Force Adjustment: How Different Are U.S. and Japanese Practices?" *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.3, pp.500-521.
- **Audretsch, David B. and Talat Mahmood**[1995]. "New Firm Survival: New Results Using a Hazard Function," *Review of Economics and Statistics*, Vol.77, February.
- **Baily, Martin Neil, Charles Hulten, and David Campbell**[1992]. "Productivity Dynamics in Manufacturing Plants," *Brookings Papers: Microeconomics* 1992.
- **Brunello, Giorgio**[1988], "Organizational Adjustment and Institutional Factors in Japanese Labour Market Adjustment," *European Economic Review*, Vol.32, pp.841-860.
- **Davis, Steven J., John C.Haltiwanger, and Scott Schuh**[1996]. *Job Creation and Destruction*, The MIT Press.
- **Dunne, Timothy, Mark J.Roberts, and Larry Samuelson**[1989a]. "Firm Entry and Postentry Performance in the U.S. Chemical Industries," *Journal of Law and Economics*, Vol.32, October, pp.233-275.
- **Dunne, Timothy, Mark J.Roberts, and Larry Samuelson**[1989b]. "The Growth and Failure of U.S. Manufacturing Plants," *Quarterly Journal of Economics*, November.
- **Evans, David S.**[1987a]. "Tests of Alternative Theories of Firm Growth," *Journal of Political Economy*, Vol.95, No.4.
- **Evans, David S.**[1987b]. "The Relationship between Firm Growth, Size, and Age: Estimates for 100 Manufacturing Industries," *Journal of Industrial Economics*, Vol.35, No.4, pp.567-581.
- **Fay, Jon A. and James L.Medoff**[1985], "Labor and Output Over the Business Cycle: Some Direct Evidence," *American Economic Review*, Vol.75, No.4, pp.638-655.
- **Genda, Yuji**[1998], "Job Creation and Destruction in Japan, 1991-1995," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.12, No.1, pp.1-23.
- **Geroski, P.A.**[1991]. *Market Dynamics and Entry*, Basil Blackwell.
- **Geroski, P.A.**[1995]. "What Do We Know about Entry?" *International Journal of Industrial Organization*, Vol.13, pp.421-440.
- **Ghemawat, Pankaj and Barry Nalebuff**[1990]. "The Devolution of Declining Industries," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.105, No.1.
- **Gordon, Robert J.**[1982], "Why U.S. Wage and Employment Behavior Differs from That in Britain and Japan?" *Economic Journal*, Vol.92, pp.13-44.
- **Greer, Douglas F. and Stephen A.Rhoades**[1977], "A Test of the Reserve Labour Hypothesis," *Economic Journal*, Vol.87, June, pp.290-299.
- **Grubb, Dennis, Richard Jackman, and Richard Layard**[1983], "Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries," *European Economic Review*, Vol.21, pp.11-39.
- **Hamermesh, Daniel S.**[1986], "The Demand for Labor in the Long Run," in O.Ashenfelter and R.Layard eds. *Handbook of Labor Economics*, Vol.1, Elsevier Science Publishers, BV.,

Ch.8.

- **Hamermesh, Daniel S.[1989]**, "Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs," *American Economic Review*, Vol.79, No.4, pp.674-689.
- **Hamermesh, Daniel S.[1993]**, *Labor Demand*, Princeton University Press.
- **Hashimoto, Masanori[1993]**. "Aspects of Labor Market Adjustments in Japan," *Journal of Labor Economics*, Vol.11, No.1, pp.136-161.
- **Haskel, Jonathan, Barbara Kersley, and Christopher Martin[1997]**. "Labour Market Flexibility and Employment Adjustment: Micro Evidence from UK Establishments," *Oxford Economic Papers*, Vol.49, pp.362-379.
- **Hassink, Wolter H.J.[1996]**. "An Empirical Note on Job Turnover and Internal Mobility of Workers," *Economic Letters*, Vol.51, pp.339-344.
- **樋口美雄・新保一成[1998]**, 「最近の失業率の変化と雇用創出・雇用喪失」, 通商産業研究所コンファランス・ペーパー, 98-2-5.
- **Honjo, Yuji[1998]**. "Business Failure of New Firms: an Empirical Analysis Using a Multiplicative Hazards Model," 日本経済学会報告論文 .
- **経済企画庁[1994]**, 『経済白書（平成6年版）』, 大蔵省印刷局 .
- **神代和欣[1983]**, 「内部労働市場の雇用変動：低成長下の労使関係の行方を探る」, 『東洋経済・近代経済学シリーズ』, No.65, pp.64-71.
- **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 .
- **Mata, Jose and Pedro Portugal[1994]**. "Life Duration of New Firms," *Journal of Industrial Economics*, Vol.42, No.3, pp.227-245.
- **水野朝夫[1985]**, 「賃金伸縮性と雇用変動」, 中村隆英・西川俊作・香西 泰編『現代日本の経済システム』, 東京大学出版会, 第2章 .
- **水野朝夫[1986]**, 「雇用調整パターンの国際比較」, 『経済学論纂』, 第27巻第3号, pp.57-79.
- **森川正之[1996]**. 「製造業における撤退・縮小：政策の効果を含めた撤退縮小の要因及び効果に関する産業横断的分析」, 通商産業研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ, #96-DOJ-70.
- **森川正之・橋木俊詔[1997]**, 「参入・退出と雇用変動：製造業のマイクロデータに基づく分析を中心に」, 通商産業研究所ディスカッション・ペーパー, #97-DOJ-85.
- **村松久良光[1981]**. 「雇用調整の決定要因：製造業における日米の比較」, 『労働協会雑誌』, No.262, pp.14-25.
- **村松久良光[1991]**. 「製造業の産業別雇用関数をめぐって」, 『南山経済研究』, 第5巻第2・3号, pp.119-132.
- **村松久良光[1995a]**. 「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『日本の雇用システムと労働市場』, 日本経済新聞社, 第2章 .
- **村松久良光[1995b]**. 「景気変動と雇用調整：日本に関する研究展望」, 『経済論叢』, 第155巻第1号, pp.75-97.
- **中村二郎[1995]**. 「わが国の賃金調整は伸縮的か：日・米比較による検討」,

- 猪木武徳・樋口美雄編 『日本の雇用システムと労働市場』, 日本経済新聞社, 第3章.
- ・ **Oi, Walter Y.**[1962]. "Labor as a Quasi-Fixed Factor," *Journal of Political Economy*, Vol.70, No.6, pp.538-555.
  - ・ **小野 旭**[1989], 『日本の雇用慣行と労働市場』, 東洋経済新報社.
  - ・ **大竹文雄**[1988], 「実質賃金の伸縮性をめぐって」, 『日本労働協会雑誌』, No.347, pp.43-53.
  - ・ **島田春雄・清家篤・古郡鞆子・酒井幸雄・細川豊秋**[1981] 『労働市場機構の研究』, 経済企画庁経済研究所研究シリーズ, 第37号.
  - ・ **島田晴雄・細川豊秋・清家 篤**[1982], 「賃金および雇用調整過程の分析」, 『経済分析』, 第84号.
  - ・ **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』, No.6, pp.39-52.
  - ・ **篠塚英子**[1979], 「企業規模別に見た最近の雇用調整：賃金格差拡大について」, 『日本労働協会雑誌』, No.239, pp.2-13.
  - ・ **篠塚英子**[1986], 「製造業における雇用調整：1971 - 1983年」, 『日本経済研究』, No.15, 3月.
  - ・ **駿河輝和**[1997], 「日本企業の雇用調整：企業利益と回顧」, 中馬宏之・駿河輝和編 『雇用慣行の変化と女性労働』, 東京大学出版会, 第1章.
  - ・ **Tachibanaki, Toshiaki**[1987]. "Labour Market Flexibility in Japan in Comparison with Europe and the U.S.," *European Economic Review*, Vol.31.
  - ・ **照山博司**[1993], 「企業規模間労働市場における失業と賃金, 雇用調整」, 『社会科学研究』(東京大学社会科学研究所), 第44巻第6号, pp.200-232.
  - ・ **高木信二**[1996]. 「低く安定的な失業率と伸縮的賃金：日本経済のマクロパフォーマンスをめぐる神話と現実」, 『ファイナンシャル・レビュー』, January.
  - ・ **Wagner, Joachim**[1994]. "The Post-Entry Performance of New Small Firms in German Manufacturing Industries," *Journal of Industrial Economics*, Vol.17, No.2, pp.141-154.

Employment Adjustment, Wage Suppression, and Plant Closing  
- An Empirical Analysis of the Japanese Manufacturing Plants -

by

Toshiaki TACHIBANAKI  
Professor, Kyoto University  
and

Masayuki MORIKAWA  
Director, Research Office, Small and Medium Enterprise Agency, MITI

September 1998

Abstract

This article, by using microdata of the Census of Manufacturers, empirically analyzes recent change in employment and wage of Japanese manufacturing plants. Distinctive features of the analysis are; 1) by utilizing large sample of plant-level data to analyze plant and industry characteristics which affect employment and wage change, 2) to take account of the bias caused by plant closing explicitly, 3) to consider simultaneous decision of employment and wage change.

Major findings are as follows;

- 1) Large, old, diversified, and high-wage plants exhibit high probability to continue.
- 2) Elasticity of employment change against change in shipment is small. Job destruction of high-wage and high male-labor-ratio plants tend to be small.
- 3) Against fluctuation of shipments, adjustment of wages and working hours are larger than adjustment of the number of employments. Wage adjustment is smaller in high male-labor-ratio, capital intensive, and low-wage plants.
- 4) There is a trade-off between employment adjustment and wage adjustment. This relation is confirmed by taking account of the effect of plant closing and simultaneous determination of employment and wage change.
- 5) In the analysis of employment or wage change, estimation results which neglect plant closing may be biased.