

わが国企業の雇用調整行動における不連続性について

調査統計局 小牧義弘*

1. 問題意識と要旨

(本稿の問題意識)

これまで、わが国では終身雇用制などの日本的雇用慣行を背景として、企業の雇用調整は比較的緩やかに行われてきたと考えられている。例えば、篠塚 [1989] や小野 [1989] は、「部分調整モデル」と呼ばれる雇用調整の分析手法を用いて、日本の雇用調整速度を計測した結果、他の先進国、とくに米国と比較して、調整速度がかなり遅いことを明らかにしている。しかしながら、最近の雇用情勢をみると、昨年3月以降景気後退局面の中で、失業率が急上昇するなど労働需給の急速な悪化が目立っており、企業の雇用調整のテンポは速まっているかのように窺える。雇用調整の具体例をみても、最近は、中小企業に限らず、日本を代表するような大企業においても、大規模な人員削減計画の発表や、その実施がマスコミ等で頻繁に報道されるようになっている。

現下の労働需給の急速な悪化について、雇用者数の生産弾性値（生産変化率に対する雇用者数の変化率）を一定と仮定した伝統的な「部分調整モデル」に基づいて解釈すると、生産の減

少率が非常に大きいために、大幅な雇用調整が発生したということになる。実際、鉱工業生産の前期比は、98年4～6月に-5.1%と、前期比減少率としては、75年1～3月（-6.7%）に次ぐ、統計作成開始（53年）以来2番目の大きさとなった（この間、完全失業率は98/3月の3.9%から6月の4.3%へと、3ヶ月間で0.4%ポイント上昇している）。

また、大幅な雇用調整のもう一つの背景としては、雇用者数の生産弾性値が上昇している可能性、つまり、何らかの経済環境の変化により、同じ生産の減少率に対して、企業が従来に比べより大きな雇用調整によって対応するようになっている可能性も考えられよう。この点に関して、「わが国企業は、プラスのショックや小さなマイナスのショックに対しては、雇用調整をあまり実施しないが、経営成績を大きく悪化させるようなマイナスのショックに対しては、大幅な雇用調整によって対応する」傾向があることを指摘する向きがある。つまり、生産と雇用者数の関係は、部分調整モデルが仮定するような「弾性値が一定」の関係とみるよりも、「不連続的」なものとして捉える方が適切だという見

本論文で示された内容や意見は筆者個人に属するもので、日本銀行の公式見解を示すものではない。

* 日本銀行調査統計局経済調査課（E-mail：yoshihiro.komaki@boj.or.jp）

方である。例えば、小池 [1983] や村松 [1986] は、電機業界や工作機械メーカー等の事例研究により、2期連続で経常赤字が発生するか、発生する恐れのある場合に、大規模な解雇に踏み切る企業が多いとして、雇用調整の不連続性を指摘している。仮に小池や村松のような見方が、一部の業界のみならず、わが国の企業全般に当てはまるとすれば、足許の急速な雇用情勢の悪化も、ただ単に生産の減少幅が大きかったという単純な理由ではなく、多くの企業において、経常赤字に陥るような大きなマイナスのショックが同時に加わったことが、一つの原因になっていると解釈することができよう。

このように、最近の労働需給悪化の背景に関しては、企業の雇用調整行動が連続的か不連続的かで解釈が異なってくる。仮に、不連続な雇用調整パターンが、わが国企業の一般的な特徴であり、かつ経常赤字がこうした不連続性の引き鉄になっているとすると、「日本の雇用調整速度が、米国等と比較して遅い」という従来からの見方も、若干の修正が必要になる。すなわち、マクロの経済活動水準がさほど低くない局面においては、赤字企業数も少なく、マクロ全体でみれば緩やかな雇用調整が行われるが、経済の活動水準が極端に低下していくと、赤字転化する企業が急速に増加し、マクロ全体の雇用調整速度も上昇していく可能性が高いと考えられる。このように、個別企業の雇用調整行動を適切に把握することは、労働需給に関するマクロ的インプリケーションを得る上でも重要な課題と言えよう。本稿の目的は、こうした問題意識の下、マイクロ・データを用いて、わが国企

業の雇用調整行動の特徴を明らかにすることにある。

従来の伝統的な分析手法では、企業行動が集計されたマクロ・データを利用して部分調整モデルの推計を行い、個々の企業レベルの行動を推測するというアプローチをとってきた。しかし、個々の企業において既述のような不連続的な雇用調整が行われていても、それを集計してしまうと不連続性は薄まり、平均的な企業行動のみがマクロ・データに反映されてしまうという問題が発生する。つまり、個々の企業に加わるショックの大きさは区々で、緩やかな雇用調整を行っている企業と大幅な雇用調整を行っている企業が存在しても、それを集計すると、各時点における平均的な企業行動が時系列データの特性となってしまう、不連続的な雇用調整が見失われてしまう可能性が考えられる(注1)。

以上のようなマクロ・データを用いた分析の問題点を踏まえ、本稿では、開銀企業財務データ・バンクによる大標本のマイクロ・データを用い、マクロ・データでは捉えきれない個々の企業の雇用調整パターンの抽出を試みる。マイクロ・データを用いた雇用調整の先行研究としては、電機業界(17社)やセメント業界(7社)を取りあげた小池[1983]や工作機械業界(13社)を取りあげた村松[1986]、大手製造メーカー5社を分析した駿河[1997]などがみられるが、いずれも小標本の事例研究に止まっている。本稿では、1300社余りのデータ・セットを用い、分析対象を製造業のほか非製造業にも広げるとともに、よりフォーマルな形で統計的検証を試みる。

(注1) 村松[1995]も、集計度の高いデータによって個々の企業レベルの行動を推測することが問題となる可能性を指摘し、個々の企業を対象とした分析の必要性を説いている。

(本稿の要旨)

本稿の内容を予め要約すると以下の通りである。

- ① 個別企業の雇用調整を観察すると、生産の調整幅に比べて急激かつ大幅な雇用調整が行われているサンプルが多々みられ、生産と雇用者数の関係は、部分調整モデルが想定するような「生産弾性値一定という連続的」な関係と言うより、むしろ不連続的であるように見える。これは、一部の業界のみでなく、製造業・非製造業を問わず多くの業種にわたって観察される。
- ② 企業が不連続な雇用調整を行う局面を仔細にみると、経常赤字が2期続いた時に、大幅な雇用調整が実施されるケースが多い。実際、この点について「雇用調整を行うか、行わないか」といった不連続な選択を確率的に扱う手法（プロビット・モデル）を用いて検証してみても、2期連続の経常赤字が大幅な雇用調整の引き鉄になっていることが確認できる。さらに、これを局面毎に企業の対応が異なることを考慮したモデル（スイッチング・モデル）によって推計したところ、2期連続の経常赤字になると、雇用調整速度が2倍程度上昇するという計測結果が得られた。この結果は、業種を問わず、また80年代・90年代といったサンプル期間にかかわらず、得られる。
- ③ 経常利益赤字が大幅な雇用調整のトリガーとなる背景は、コーポレート・ガバナンスの観点から整理することが可能である。すなわ

ち、経常赤字になった場合、銀行等の債権者は、債権の回収可能性を高めるためにリストラの実施を要請するが、この時、企業経営者は、リストラ要請を受け入れなければ、融資回収や貸出金利の引き上げなどのコストを被るため、大幅な雇用調整を含むリストラの遂行を受け入れざるを得なくなると考えられる。また、労働者と経営者との関係についてみても、企業が赤字に転落した場合、労働者が雇用調整に応じないと、最終的には企業が倒産し、労働者全員が職を失うとともに、これまで培ってきた技能（中には、他の企業に転職しても、転用できない部分＝企業特殊的技能も少なくない）が全て損なわれる可能性がある。労働者はこれを避けるため、労働組合を通じた解雇交渉に応じやすくなる。また、赤字に転落した時には、株主や経営者も、減配ないし減給・降格という形で何らかの負担を負うため、労働組合も負担の分担に応じやすくなるであろう。この結果、経営者にとっての雇用調整コストが低下し、大幅な雇用調整が実現可能になると考えられる。

- ④ わが国経済は、97年度に成長率が第1次オイル・ショック以来のマイナスとなった上に、98年度入り後も依然として悪化を続けており、企業経営にはかなり大きなショックが加わり続けている。この結果、経常利益が赤字転落した企業も増加しているものと予想され、足許の急激な労働需給の悪化には、こうした厳しい経営環境の下で大幅な雇用調整を実施する企業が増えていることが一つの背景になっていると解釈できよう。

本稿の構成は次の通りである。

まず、2. では、部分調整モデルの概要とマクロ・データを用いた推計結果を紹介する。次に、3. では、マイクロ・データを用いて、個々の企業の雇用調整パターンを分析する。3. 1. では、個別企業の雇用者数の推移を観察し、不連続な雇用調整の存在を確認した上で、経常赤字が急激な雇用調整のトリガーとなっている可能性を示唆する。また、3. 2. では、経常赤字が急激な雇用調整のトリガーとなる背景について、コーポレート・ガバナンスの観点から整理を行う。次に、3. 3. では、プロビット・モデルの推計により、実際に経常赤字が大幅な雇用調整実施の引き鉄になっていることを統計的に確認する。これを受け3. 4. では、企業の不連続的な雇用調整行動をより厳密にモデル化したスイッチング・モデルを導入し、経常利益が赤字転落すると雇用調整速度が2倍程度上昇することを示す。最後に、4. では、本稿の分析結果の解釈上の留意点などを述べる。

2. 部分調整モデルの概要と問題点

2. 1. モデルの導出

雇用調整には、以下に挙げるようなコストや時間がかかるため、雇用調整は即座には行われないと考えるのが一般的である。

①企業特殊的な人的資本の調整に伴うコスト

各企業には特有な技能、知識があり、企業内訓練でこれらが労働者に人的資本として蓄積されている場合、解雇によって人的資本が失われるコストは大きくなる。また、新たに労働者を雇用する際も、必要な技能知識を備えた労働者を短期間で雇用するには相当の困難が伴う上、一から教育するに

も相当な時間とコストがかかる。

②採用、解雇に伴う直接的・間接的なコスト

雇用調整を行うには、採用、解雇に伴う時間やコストがかかる。例えば、定年前の退職には、退職金の割増支給などのコストがかかる。さらに、指名解雇などの急激な雇用調整を行った場合、会社の評判や社内の士気が低下するなどの間接的なコストを招く可能性がある。このほか、解雇を行うには原則としては30日前の予告が必要（労働基準法第20条）であるなど、法令上の要因も存在する。

企業が雇用調整に関する意思決定を行うに当たっては、こうした雇用調整を行うコスト（雇用調整コスト）と雇用調整を行わないコスト（雇用維持コスト）とを比較衡量して、全体のコストが最小になるように雇用調整を行うと考えられる。すなわち、企業に売上不振といったマイナスのショックが加わった場合、雇用調整を行わなければ、雇用調整のコストは回避できるが、逆に、企業内に余分な労働力を抱えこむ結果、これに対する賃金支払いなどの雇用維持コストがかかる。企業はこの2つのコストの合計を最小化するように雇用調整を行うと考えられるが、これを具体的に数式で表すと、以下のよう

$$C_t = \frac{a}{2} (l_t - l_{t-1})^2 + \frac{b}{2} (l_t^* - l_t)^2 \quad (1)$$

但し、 l_t は雇用者数、 l_t^* は望ましい雇用者数（ともに対数値）。

（1）式右辺の第1項は雇用調整コストを表しており、雇用調整幅（ $l_t - l_{t-1}$ ）が大きくなるほど、解雇のための交渉コストなどが嵩むようになる

(a は雇用調整コストを規定するパラメータ)。また、第2項は雇用維持コストを表しており、生産量などによって規定される望ましい雇用者数 l_t^* から、実際の雇用者数 l_t が乖離すればするほど、余剰人員を労働時間の調整や配置転換等で吸収しきれなくなり、コスト負担が増加していく (b は雇用維持コストを規定するパラメータ)。企業は、これらのコストを最小化するように行動するので、その最適化条件から導きだされた雇用関数は次式で表される。

$$\frac{\partial C_t}{\partial l_t} = 0, \quad l_t = \frac{b}{a+b} l_t^* + \frac{a}{a+b} l_{t-1} \quad (2)$$

部分調整モデルは、こうした雇用調整・維持コストの存在を前提にしたモデルであり、(2)式を $\lambda = \frac{b}{a+b}$ と置き換えることにより、次式のように表される。

$$l_t = \lambda \cdot l_t^* + (1-\lambda) \cdot l_{t-1} \quad (3)$$

ここで、 λ は調整速度を表すパラメータ ($0 \leq \lambda \leq 1$) であり、雇用調整コストを規定するパラメータ a が大きいほど、あるいは雇用維持コストを規定するパラメータ b が小さいほど、雇用調整速度 λ は小さくなる。わが国の雇用調整速度が、他の先進国、とくにアメリカに比べ遅いという実証分析 (篠塚 [1989], 小野 [1989] 等参照) が多くみられる背景には、終身雇用慣行の下で、先の①の企業特殊的な人的資本の調整コストが高い、すなわち a が大きいことなどが影響していると考えられる。

2. 2. 部分調整モデルの推計結果

(3)式で表される部分調整モデルを推計するには、望ましい雇用者数 l_t^* を特定化する必要があるが、これは、生産量 y_t と労働生産性によって規定されると考えられる。このうち、労働生産性については、労働節約的な技術の採用などにより長期的に変化するが、それは主として労働から資本への代替であるため、実質賃金 w_t が (資本コストに比べ) 高くなるほど、そうした代替が促進される。また、生産性の上昇には、新技術の出現や生産方法の改善などによる部分があるが、これは、タイム・トレンドによって捉えられるものと想定しよう。この他、労働時間短縮による雇用創出効果 (ワーク・シェアリング) を調整するために、総労働時間 (h_t) を導入すると、 l_t^* は次の (4) 式で表される (注2)。

$$l_t^* = a_0 + a_1 \cdot y_t + a_2 \cdot w_t + a_3 \cdot t + a_4 \cdot h_t \quad (4)$$

ただし、 $a_1 > 0$, $a_2 < 0$, $a_3 < 0$, $a_4 < 0$

(4)式を(3)式に代入すると、次の構造方程式が導出されるので、以下にこの推計結果を示す。

$$l_t = \lambda \cdot a_0 + \lambda \cdot a_1 \cdot y_t + \lambda \cdot a_2 \cdot w_t + \lambda \cdot a_3 \cdot t + \lambda \cdot a_4 \cdot h_t + (1-\lambda) \cdot l_{t-1} \quad (5)$$

(推計結果) (注3)

$$l_t = -0.603 + 0.0934y_t - 0.0387w_t - 0.000391t - 0.0711h_t + 0.907l_{t-1} \quad (6)$$

(-3.08) (5.26) (-3.02) (-3.08) (-1.99) (28.69)

サンプル期間1971/1Q~1998/1Q, $\bar{R}^2=0.998$,

D.W.=2.07, S.E.= 2.53×10^{-3} , () 内は t 値。

(注2) 篠塚 [1989] は、雇用調整コストが存在しない場合の企業の利潤最大化行動から導出される雇用者数を望ましい雇用者数 l_t^* と定義し、(4)式と同型の定式化を行っている (ただし、篠塚はワーク・シェアリング効果を考慮していないため、総労働時間を取り入れてはいない)。

(注3) 推計は、誤差項に系列相関がみられたため、コ克蘭・オーカット法を用いた。なお、詳しいデータ・ソースは、後掲のデータ付録を参照。

推計結果をみると、符号条件は正しく、また各説明変数のパラメータも有意で概ね満足できる結果となっており、伝統的な部分調整モデルは、マクロの雇用調整については、かなりの説明力を持っているように見える。なお、雇用調整速度 λ は、四半期ベースで0.1 ($= 1 - 0.907$)であり、これは年率換算すると、0.323となる。つまり、この推計結果は、実際の雇用者数が望ましい雇用者数変化率の32.3%の速度で調整されることを表わしている(注4)。

2. 3. マクロ・データを用いた部分調整モデルの問題点

2. 2. で示した部分調整モデルの定式化が正しいとすると、最近の労働需給の悪化はどのように説明できるだろうか。生産と雇用者数の関係を線型かつ連続(雇用の生産弾性値が一定)と仮定すると、その答えは、生産の減少幅の大きさを反映したに過ぎないということになる。実際、最近の生産の減少幅は極めて大きなものとなっており、マクロでみる限り、この考え方が誤っているとは言えない。しかし、個々の企業レベルの雇用調整パターンについても、部分調整モデルのように「雇用の生産弾性値が常に

一定」と仮定することは、果たして適切であろうか。

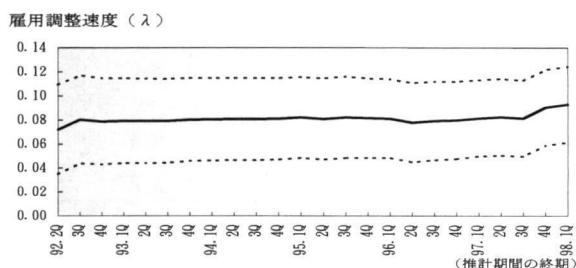
そこで実際に、個々の企業がどのような雇用調整を行っているかみてみよう。図表1は、開銀企業財務データバンクから、30社のサンプルをとり、雇用者数と実質売上高をプロットしたものである。これをみると、部分調整モデルが想定するように、実質売上高の変動に対して、滑らかな雇用調整を行う時期も多くみられるが、企業は常に緩やかな雇用調整を行っている訳ではなく、時には売上高の変動に比して急激な雇用調整の実施がみられ、雇用調整に不連続性があるように見受けられる。仮に、こうした不連続的な雇用調整がわが国企業の一般的な特徴である場合、マクロ・データを用いた部分調整モデルによって個々の企業行動を解釈すると、ミスリーディングとなる可能性がある。この点について、後掲図表2を用いて簡単に説明しよう。

仮に1万社の企業があるとして、その前年の生産の分布がAであったとしよう。Aの1社当たりの生産量の平均は150である。ところが、景気後退により、今年は1社平均の生産量が100まで低下したとしよう。この場合、分布の分散がAと同じまま平均だけが低下した分布B

(注4) 雇用調整速度 λ の可変性について検証するために、(5)式のローリング回帰(推計始期は1971/1Qに固定したままで、推計終期をずらしていく)を行ってみた。この結果、雇用調整速度 λ は比較的安定的に推移しているが、足許については、年率換算で、28%強から32%前後へと約4%上昇している。ただし、この程度の上昇は、標準誤差の範囲内でもあり、この結果のみで、雇用調整速度が上昇していると結論づけるのは早計と考えられる。

(脚注図表1)

部分調整モデルを基にした雇用調整速度の推計



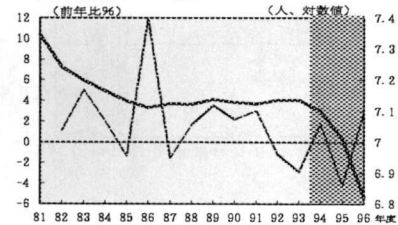
(注) 点線は1σの範囲を示している。

(図表 1)

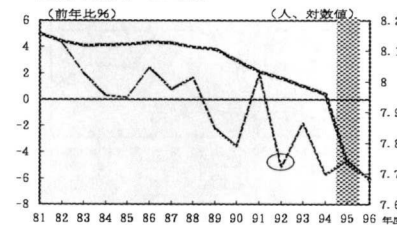
個別企業の雇用調整

○凡例
太線：雇員者数（対数値、右目盛）
細線：実質売上高（前年比、左目盛）
シャドー：2期連続経常赤字の年度

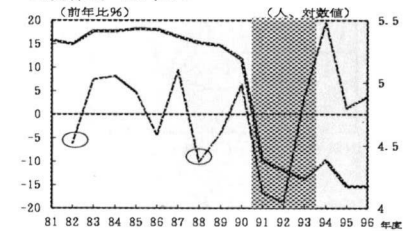
<食料品、A社>



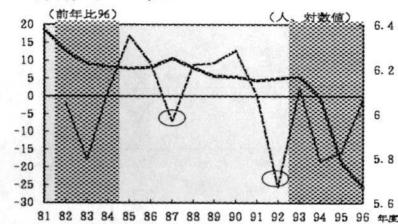
<食料品、B社>



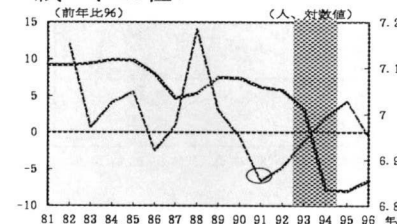
<繊維、A社>



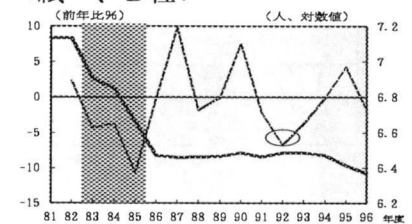
<繊維、B社>



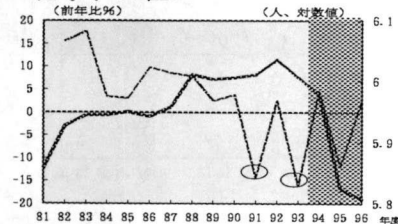
<紙パ、A社>



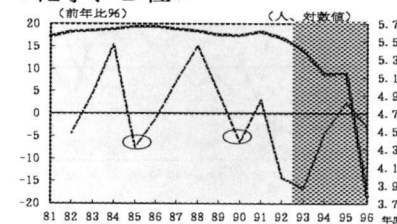
<紙パ、B社>



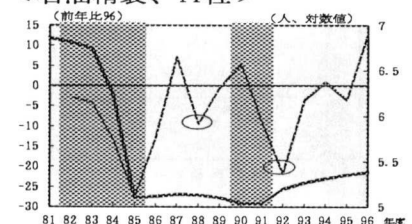
<化学、A社>



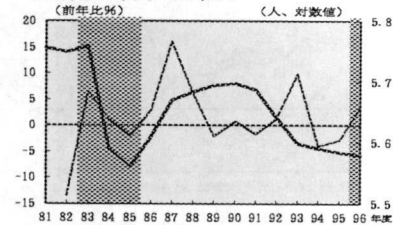
<化学、B社>



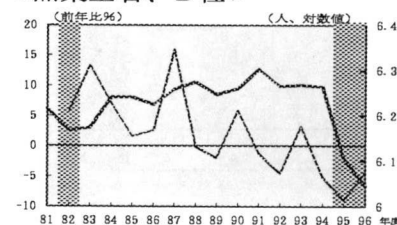
<石油精製、A社>



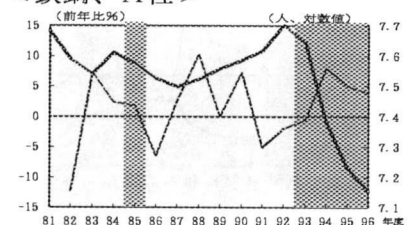
<窯業土石、A社>



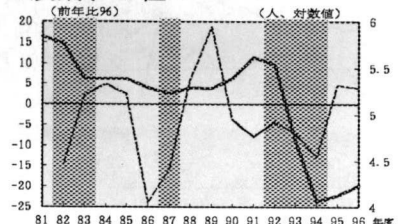
<窯業土石、B社>



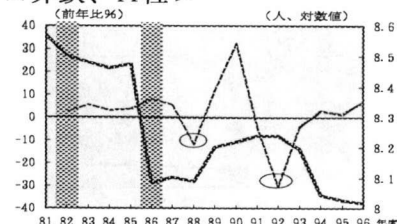
<鉄鋼、A社>



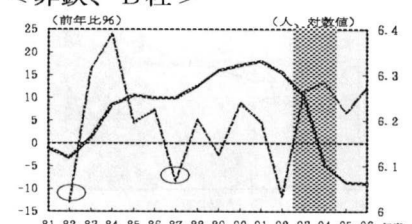
<鉄鋼、B社>



<非鉄、A社>

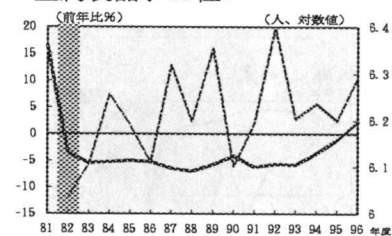


<非鉄、B社>

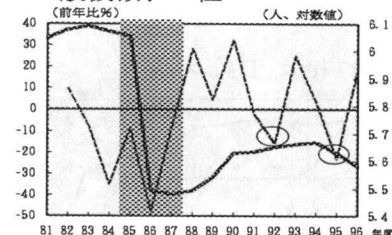


(図表1 続き)

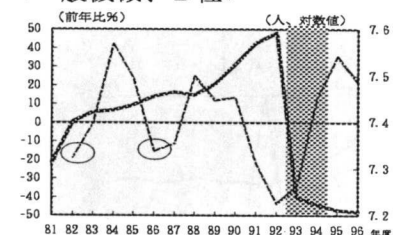
<金属製品、A社>



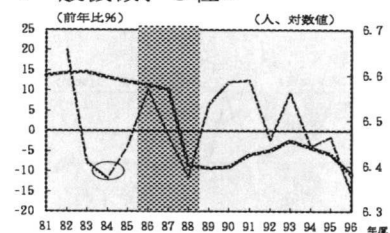
<一般機械、A社>



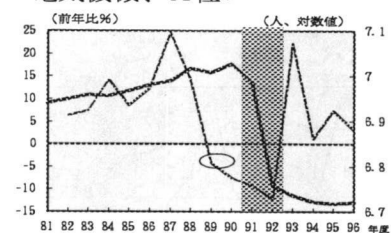
<一般機械、B社>



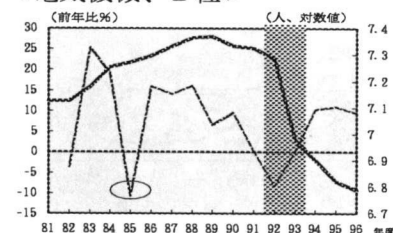
<一般機械、C社>



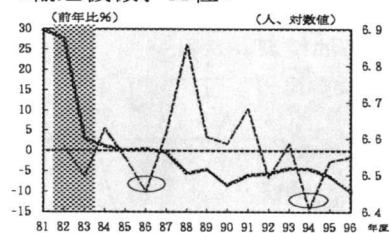
<電気機械、A社>



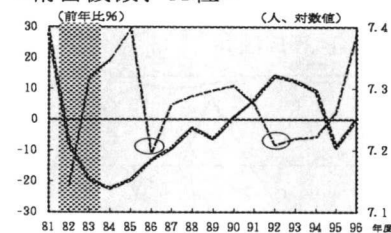
<電気機械、B社>



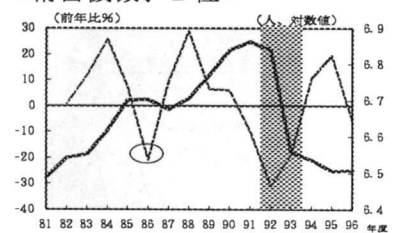
<輸送機械、A社>



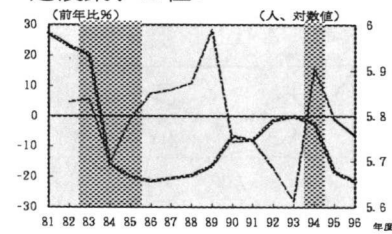
<精密機械、A社>



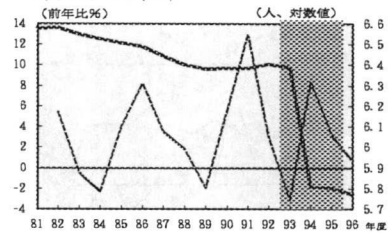
<精密機械、B社>



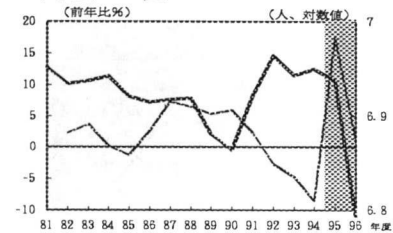
<建設業、A社>



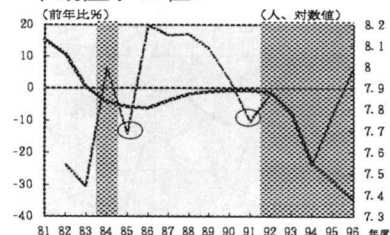
<卸売、A社>



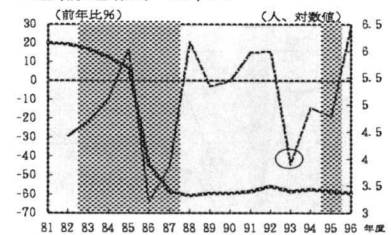
<小売、A社>



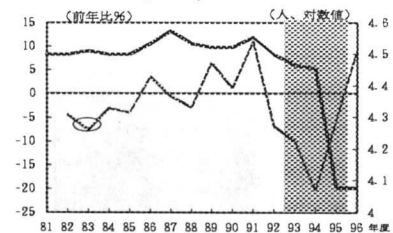
<不動産、A社>



<運輸通信、A社>

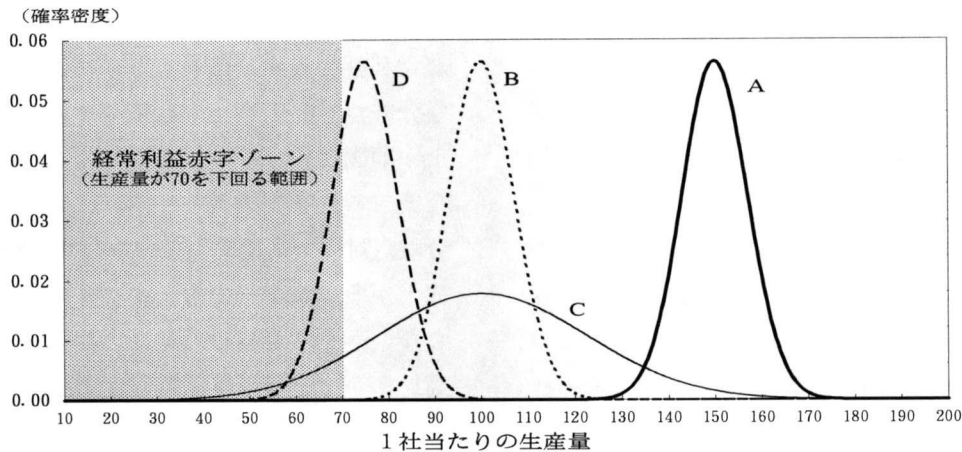


<サービス、A社>



(図表 2)

個別企業の生産分布と集計データの関係



(注) 個々の企業の経営構造は同一で、生産量が70を下回ると経常利益が赤字に転落すると仮定する。また、個々の企業の雇用調整行動も同一と仮定する。

と、分布の分散が拡大しつつ平均も低下した分布Cを考えよう。Bの場合もCの場合も、マクロの生産の減少率はともに-33%であるが、Cの分布の分散は大きく、経常利益が赤字転落している企業が1割程度存在している。今ここで、個々の企業の行動原理が同じで、企業は経常利益が黒字の間には、「雇用者数の生産弾性値=0.1」で雇用調整を行うが、経常利益が赤字になった途端、「雇用者数の生産弾性値=0.5」の大幅な雇用調整を行うとしよう。(A→B)の場合には、マクロでみた生産弾性値は0.1となるが、(A→C)の場合には、生産弾性値は0.1を上回る(ただし0.5以下)ことになる。また、今年の生産がDのような分布であった場合、つまり、分散が昨年と同じだが、生産が激減した場合(生産が75に半減)には、経常利益赤字に転落する企業がやはり多くなり(図では約25%)、この場合にも、マクロでみた生産弾性値は0.1を上

回る。

当然、企業の生産分布は景気循環によって変わるものであるから、(A→B)や(A→C)、(A→D)など、様々なケースがあり得る。しかし、マクロの時系列データには、これらが混合して含まれるため、マクロの時系列データを生産弾性値一定と仮定した部分調整モデルで推計すると、生産弾性値の違いは均されてしまう。つまり、企業の雇用調整が実際には不連続であっても、マクロ・データでみる限り、それを適切に把握できるとは限らないのである。

3. マイクロデータを用いた雇用調整の分析

3. 1. 雇用調整の不連続性

図表1でみたように、個別企業の雇用調整には不連続性があるように窺われる。この点は、Hamermesh [1989] が、米国のある耐久財メー

カーの工場毎の月次データを用いて検証しているが、その論文では、個別工場の雇用者数は、小さなショックに対しては殆ど変動しないのに対し、生産量の変動幅が一定の大きさを越えようと一気に調整され、雇用調整は必ずしも部分調整モデルで仮定されるような連続的なものではないことが指摘されている。また、わが国の先行研究でも、小池〔1983〕が、雇用調整の不連続性について早くから指摘している。小池は、セメント業界大手7社、電気機械業界17社における個別企業の解雇の実施状況を調査し、生産量の増減が必ずしも解雇と結びついているわけではなく、生産量と解雇の関連は不明確である一方、2期続けて赤字になった時には、大量解雇が行われやすいと指摘している。また、村松〔1986〕も、工作機械業界（13社）を取り上げ分析したところ、電機業界やセメント業界と同様に、「2期連続赤字で人員整理」という経験則を確認している（注5）。

そこで、前掲図表1を再度みると、実質売上高（≡生産）の大幅変動が、大規模な雇用削減を促すケースもみられるが、必ずしも大規模解雇のトリガーになっているようには窺われず、Hamermeshの指摘はわが国では当てはまらないようにみえる（前掲図表1の○印で囲んだ部分は、実質売上高が大幅に減少しているにもかかわらず、大きな雇用調整には至っていない時期）。むしろ、小池や村松が指摘するように、経常赤字が2期連続する期間（シャドー部分）に、急激かつ大幅な雇用調整を行っている企業が多く、こうした特徴は、小池や村松が事例研究を行った電機業界や工作機械業界等一部の業界に限らず、幅広い業種でみられている。

ここで、大幅な雇用調整と売上高、経常利益の関係を整理しておくと、当然のことながら、売上高の大幅減と経常利益の赤字転落は無関係なものではなく、売上が大幅に減少すれば、経常利益もかなり減少する。しかし、売上減少が経常利益の赤字転落をもたらすかどうかは、損益分岐点对売上高比率に依存する。例えば、売上が順調に伸び続け、かなりの高水準に達した企業（これを企業Aと呼ぶ）においては、損益分岐点对売上高比率が1をかなり下回っており、売上が多少減少しても、すぐには経常赤字に至らない可能性が高い。逆に、損益分岐点对売上高比率が1を若干下回る程度の企業（これを企業Bと呼ぶ）であれば、比較的僅かの売上減でも、容易に赤字転落してしまう可能性がある。雇用の生産弾性値を一定と仮定した部分調整モデルでは、企業A・Bで同じ雇用削減が起きるはずであり、また、Hamermeshの分析に従えば、企業A・Bの売上減少率がある水準を越えれば、やはり同じ規模の雇用削減が一気に起きるはずである。しかし、前掲図表1の例は、経常利益の赤字転落の有無が、企業Aと企業Bにおける雇用調整パターンに違いをもたらす可能性を示唆したものと考えることができる。

3. 2. 経常利益の赤字転落が大幅な雇用削減をもたらす背景

前節では、わが国企業の雇用調整の特徴として、経常利益の赤字転落が大幅な雇用削減の引き鉄となっている可能性があることを示唆した。この点に関して、より具体的かつフォーマルな実証分析に進む前に、まず、経常利益の赤字転落が大幅な雇用削減のトリガーになり得る背景

（注5）また、駿河〔1997〕も、過去に複数回の赤字と大幅な雇用調整を経験したことがある大手メーカー5社を取り出し、大幅な経常赤字になると雇用調整速度が速まることを実証している。

について、簡単に検討しよう。

2. 1. でみたように、雇用調整速度 λ は、雇用調整コストを規定するパラメータ a と雇用維持コストを規定するパラメータ b に依存して決まると考えることができる ($\lambda = \frac{b}{a+b}$)。したがって、経常利益の赤字転落が大幅な雇用削減のトリガーを引く結果となるのは、赤字転落によって、パラメータ a が低下するか、あるいはパラメータ b が上昇する結果、雇用の調整速度が速まるためと解釈できる。

経常利益の赤字転落がパラメータ a, b を変化させる背景としては、幾つかのメカニズムが考えられようが(注6)、ここではコーポレート・ガバナンスの観点から整理しよう(注7)。すなわち、企業活動は、経営者、株主、債権者、従業員といった異なる利害を持つステーク・ホルダー間

の契約(暗黙の契約を含む)に基づいて営まれていると考え、以下では、各々のステーク・ホルダーの関係が、経常赤字に陥ることによってどのように変化するかを考察する。

はじめに、債権者と経営者の関係について考えよう。銀行などの債権者にとっての最大の関心事は、貸付金とその金利の回収可能性であるから、企業が利益を出している限り、債権者は経営に特段口出しする必要はない。しかし、ひとたび企業が経常赤字に転落すると、これは営業利益で金利が賄えない状態であるから(注8)、債権の回収可能性に疑義が生じ得る。そこで、債権の回収可能性を高めるため、債権者は経営への介入を開始するが、具体的には、融資回収や貸出金利の引き上げの可能性を示しながら、企業経営の健全性を高めるべく、人員削減をは

(注6) 例えば、コーポレート・ガバナンスの観点の他に、パラメータ a, b が、個々の企業に特有の技能・知識(企業特殊的技能)から得られる期待収益率と投資リスクに依存して決まるという考えもあり得よう。すなわち、企業特殊的技能から得られる長期的な期待収益率が低いほど、解雇した場合の企業特殊の技能の損失額は小さくなるため、調整コストを規定するパラメータ a は低下する。また、先行き見通しに不確実性が高まるようになると、人件費の固定化リスク(企業特殊の技能への投資リスク)が高まるため、現時点において雇用維持を図るコストは高くなる。つまり、企業の期待収益率が小さくなるほど、また、投資リスクが大きくなるほど、パラメータ a は低下、パラメータ b は上昇するため、調整速度は速まるようになると考えられる。

ところで、期待収益率と投資リスクを左右する要因としては、足許の売上高や経常利益の動向を挙げることができる。通常、期待収益率は、ある程度過去の売上高や経常利益の実績をもとに見通されるであろう。そうであれば、足許の減収減益は、期待収益率を引き下げよう作用し、また、減収減益が内部資金の減少をもたらした下で(つまりリスクに対するバッファが低下した下で)、売上不振がより長引いた場合の人件費固定化の負担は、経営に甚大な影響をもたらすことになるため、人的資本維持に伴う投資リスクもより大きなものとなるであろう。すなわち、売上高や経常利益の低下は、雇用調整速度を速める方向に作用すると考えることができる。

しかし、この解釈では、売上高の大幅減少が発生し、収益が大幅に悪化すれば、経常利益が赤字転落しなくても、大幅な雇用調整をもたらすはずであり、これは、前掲図表1のマイクロデータの動きと必ずしも整合的ではない。

(注7) コーポレート・ガバナンスの理論的解説に関しては、青木・奥野[1996]等を参照。

(注8) 企業の利子支払能力を表した財務指標の一つとして、インタレスト・カバレッジ・レシオがある。これは、営業利益と受取利息の合計と支払利息の比率を表したもので、最低でも1以上であることが望ましく、そのためには、経常利益のは黒字確保が必要となる。

$$\begin{aligned} \text{インタレスト・カバレッジ・レシオ} &= \frac{\text{営業利益} + \text{受取利息}}{\text{支払利息}} \\ &= \frac{\text{営業利益} + \text{受取利息} - \text{支払利息}}{\text{支払利息}} + 1 \doteq \frac{\text{経常利益}}{\text{支払利息}} + 1 \end{aligned}$$

じめとするリストラ等の実施を要請するのが通例であろう。とくに、日本の場合はメインバンクの存在により、こうした要請が効果的に行われると言われている^(注9)。この時、企業経営者がリストラ要請を受け入れなければ、融資回収や貸出金利の引き上げなどのコストを被ることになるため、経常赤字に陥ると、企業にとってリストラを行わないことのコスト、すなわち雇用維持コストが高まる。これは、雇用維持コストを規定するパラメータの上昇にほかならない。

次に、雇用調整を行う際の労働者と経営者との関係についてみよう。日本企業では、マニュアル化された「通常の作業」だけでなく、現場で蓄積された技能や知識を必要とする「異常や変化への対応」についても、現場の労働者に任されてきたため、どの企業でも役立つ一般的技能より、個々の企業に特有な技能・知識（企業特殊的技能）が重視されてきたと言われる（例えば、小池〔1989〕参照）。こうした企業特殊的技能は、他の企業に移るとその価値が大きく減少してしまうため、労働者がこれを身に付けるには、長期雇用関係が必要であり、また逆に、一度企業特殊的技能を身に付けると、同一企業で長期的に働くインセンティブが強まる。一方、経営者にとっても、現在の労働者の代わりに新たな労働者を雇うと、一から企業特殊的技能を身に付けさせるコストがかかるため、労働者を

長期的に雇用するインセンティブが生じる。したがって、労働者、経営者双方にとって、長期雇用・就業にコミットし企業特殊的技能への投資を行うことが、両者の長期的な利益に適うと考えられる^(注10)。ここで、生産が減少した時に、経営者が解雇を行うケースを考えてみよう。この時、経常利益が黒字で企業存続に問題がなければ、労働者は解雇によって企業特殊的技能の価値が低下することを避けようとし、労働組合を通じてストライキを行うなどの抵抗を行う。このため、経営者にとって、労働組合との交渉コストは極めて大きなものとなると考えられる^(注11)。また、実際に解雇が行われれば、労働者は経営者が長期雇用へのコミットを放棄したと判断し、企業特殊的技能の習得を避けるようになる可能性があるが、これも、経営者にとって望ましいことではない。このように、企業が黒字の時に解雇を行うことは、大きなコストを伴うと考えられる。

しかし一方、生産の減少により企業が赤字に転落した場合には、労働者が雇用調整に応じないと、最終的に企業が倒産し、労働者がこれまで培ってきた企業特殊的技能が全て失われてしまう可能性がある。労働者はこれを避けるため、労働組合を通じた解雇交渉に応じやすくなると考えられる。また、赤字に転落した時には、株主は減配、経営者は減給や降格という形で、労

(注9) ここでは、債権者と経営者の関係を金銭貸借の関係のみとしているが、日本ではメインバンクにみられるように、債権者は株主を兼ねていたり、役員を送り込んでいるなど、多面的な関係を持っていることが多い。このため、実際には株主としての権利や自ら送り込んだ役員なども利用して、経営に介入していくと考えられる。

(注10) このほか年功賃金や昇進に基づく賃金支払いなどの制度は、長期的雇用関係や企業特殊的技能と補完的な関係にあり、長期雇用・就業をサポートしている。

(注11) 労働協約に、「会社は、組合員を解雇するに当たっては、組合と協議しなければならない」または「組合の同意を得なければならない」旨の解雇協議（同意）条項がある場合、これを無視した解雇は一般的には無効になると解されている。また、そうした条項が労働協約にない場合でも、会社都合により整理解雇を行う場合には、労働者または労働組合に対し、その内容を十分に説明した上で、誠実に協議・交渉を行わないと、解雇権の濫用にあたりと判例では示されている。

働者以外のステーク・ホルダーは既に何らかの負担を負っていることが多いため、こうした状況下では、労働組合も負担の分担に応じやすくなる。いずれにしても、企業が赤字に転落すると、企業の雇用調整コストは低下することになる(注12)。これは、雇用調整コストを規定するパラメータ a の低下にほかならない。

以上の議論を整理すると、経常利益の赤字転落は、雇用調整コストのパラメータ a の低下と、雇用維持コストのパラメータ b の上昇をもたらすため、雇用調整速度 λ が上昇する。つまり、個々の企業行動をコーポレート・ガバナンスの観点から解釈すると、赤字転落が大幅雇用調整の引き鉄となり、雇用調整に不連続性を発生させる可能性があると考えられる。次の2節では、こうした見方が正しいかどうか、1300社余りのマイクロ・データ・セットを用いて、フォーマルな形での統計的検証を試みる。

3. 3. プロビット・モデルによる雇用調整の分析

本節では、経常赤字転落が実際に大幅な雇用調整実施のトリガーとなっているかどうかを、開銀企業財務データ・バンクに収録された上場企業の年次データを利用して、統計的に検証する。ただし、ここでの被説明変数は、個々の企業が「大規模な雇用削減を行うか、否か」とい

う不連続な選択(二者択一)となるため、こうした質的選択を確率的に取り扱うプロビット・モデル(Probit Model)を用いて推計を行う。ここで、サンプル企業数は、1981年度から1996年度まで連続してデータが利用可能な1316社(うち製造業893社、非製造業423社)である(データの詳細については、後掲のデータ付録を参照)。

(プロビット・モデルの基本的な考え方)

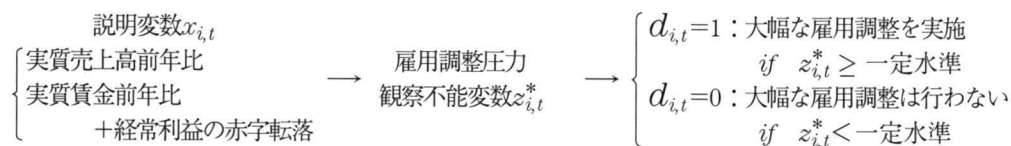
「大幅な雇用調整」の定義を10%以上の雇用削減とし、 t 年における企業 i の雇用調整の状況を「大幅な雇用削減($d_{it}=1$)」と「緩やかな雇用調整($d_{it}=0$)」とに2分類し、次のダミー変数で表す(注13)。

$$d_{it} = \begin{cases} 1, & \text{if } l_{it} - l_{i,t-1} \leq -0.10 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

「雇用調整圧力がある水準を越えると、大幅な雇用削減が実施され、同水準に達しない範囲においては緩やかな雇用調整が行われる」と考えると、このダミー変数を被説明変数として、大幅な雇用削減をもたらす要因に関する統計的な検定をプロビット・モデルによって行うことができる。ただし、雇用調整圧力は実際には観察できないので、その代理変数、すなわち、トリガーとなる説明変数を設定する必要がある。

(注12) 経常利益赤字時の労使間の交渉コストの低下について、駿河[1997]は次のような解釈を行っている。労働者と経営者はそれぞれの利益のために様々な交渉を行うが、経営に関する情報が経営者に偏在し、経営に関する不確実性が高いほど、紛争率が高く、紛争期間が長くなる。そこで、日本では労使協議制度をつくり、労使間で経営情報を共有することで、紛争や交渉の費用を削減している。こうした労使協議制度の下では、2期連続の赤字や大幅な赤字に陥るなど業績が大幅に悪化した場合、企業の経営状況・問題点とその解決方法についての情報が労使間で共有されるため、雇用調整の必要性が労働者側にも認識され、解雇や希望退職についての合意がより容易になる結果、交渉費用が低下する。

(注13) 総サンプル数19740個(=1316社×15年分)のうち、大幅な雇用削減が行われたサンプル($d_{it}=1$)は982個で全体の5%にあたる(うち製造業693個、非製造業289個)。なお、「大幅な雇用削減」の定義を5、15%に変えても、以下の主たる結果に大きな違いはなかった。



まず、雇用調整圧力の代理変数として、実質売上高前年比と実質賃金前年比を考えたモデルを推計する（これをモデル1と呼ぶ）。これら両変数は、望ましい雇用者数を規定する変数で、望ましい雇用者数と実際の雇用者数の乖離率がある一定水準を越えると、大幅な雇用削減が実施されると仮定したモデルである。実質売上高前年比は低下するほど、逆に実質賃金前年比は増加するほど、雇用調整圧力（ $z_{i,t}^*$ ）が高まるため、前者のパラメータはマイナス、後者のパラメータはプラスとなることが期待される。

しかし、前掲図表1でもみた通り、実質売上高の大幅減少が、必ずしも大幅な雇用削減には直結していないケースも多くみられ、むしろ、経常利益の赤字転落の有無が大幅な雇用削減に影響している可能性が高い。そこで、モデル1に、経常利益の赤字転落を表すダミー変数を取り入れたモデル（これをモデル2と呼ぶ）をも推計する。前掲図表1で示唆された通り、経常利益の赤字が、大幅な雇用削減のトリガーになれば、モデル2における経常赤字ダミー（赤字の時に1）は、統計的にも有意にプラスとなり、モデルのフィット（決定係数）も大幅に改善することが期待される。

推計に際しては、製造業・非製造業別に、また、推計期間は1981～1996年のフル・サンプルと、構造変化の可能性を考慮して期間を前後2つに分割したサブ・サンプルの推計を行った。なお、モデル2では、経常赤字ダミーに関して、①当該年度において経常赤字か否かを表すダ

ミーと前年度において経常赤字か否かを表すダミーのセット、②2期連続で経常赤字になっているか否かを表すダミー、の2通りのケースについて推計を行った（前者のダミーを取り入れたモデルをモデル2-1、後者のダミーを取り入れたモデルをモデル2-2と呼ぶ）。

（推計結果）

図表3をみると、モデル1の推計に関しては、製造業、非製造業とも、実質売上高前年比、実質賃金前年比のいずれも有意となっており、符号条件も満たしている（推計期間を前半期と後半期に分けても同様）。

次に、モデル2の推計結果をみると、実質売上高前年比と実質賃金前年比に加え、経常赤字ダミーのパラメータも有意で、かつ符号条件も満たしている。また、モデル1とモデル2の決定係数を比較すると、経常赤字ダミーの追加により、業種・期間を問わず、決定係数はかなり改善しており、経常赤字が大幅な雇用削減のトリガーになっていることが統計的にも確認される。なお、モデル2-1の推計結果をみると、当期の経常赤字よりも、前期の経常赤字の方が、大幅な雇用削減のトリガーとしてより影響を及ぼしていることが確認できる。

3. 4. スイッチング・モデルによる雇用調整の分析

前節のプロビット・モデルの推計は、経常赤字転落が大幅雇用削減のトリガーとなっている

(図表 3)

プロビットモデルの推計結果

モデル 1	ダミー変数なし	$P(d_{i,t}=1) = F(\alpha + \beta x_{i,t})$ $d_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } z_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot y_{i,t} + \beta_2 \cdot w_{i,t} + \mu_{i,t} \geq 0 \\ 0 & \text{if } z_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot y_{i,t} + \beta_2 \cdot w_{i,t} + \mu_{i,t} < 0 \end{cases}$
モデル 2-1	経常赤字(当期、前期) ダミー変数あり	$P(d_{i,t}=1) = F(\alpha + \beta x_{i,t})$ $d_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } z_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot y_{i,t} + \beta_2 \cdot w_{i,t} + \beta_3 \cdot dum1_{i,t} + \beta_4 \cdot dum1_{i,t-1} + \mu_{i,t} \geq 0 \\ 0 & \text{if } z_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot y_{i,t} + \beta_2 \cdot w_{i,t} + \beta_3 \cdot dum1_{i,t} + \beta_4 \cdot dum1_{i,t-1} + \mu_{i,t} < 0 \end{cases}$
モデル 2-2	2期連続経常赤字 ダミー変数あり	$P(d_{i,t}=1) = F(\alpha + \beta x_{i,t})$ $d_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } z_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot y_{i,t} + \beta_2 \cdot w_{i,t} + \beta_3 \cdot dum2_{i,t} + \mu_{i,t} \geq 0 \\ 0 & \text{if } z_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot y_{i,t} + \beta_2 \cdot w_{i,t} + \beta_3 \cdot dum2_{i,t} + \mu_{i,t} < 0 \end{cases}$

但し、 P は大幅な雇用調整が行われる確率、
 F は μ の累積密度関数、 μ は標準正規分布に従う誤差項。
 y は実質売上高前年比、 w は実質賃金前年比、
 $dum1$ は経常赤字の時に1を取るダミー変数、
 $dum2$ は2期連続経常赤字の時に1を取るダミー変数。

・製造業

() 内は t 値							
81~96 年度	α	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	擬似的 R^2
モデル 1	-1.83 (-80.46)	-2.82 (-118.26)	3.77 (20.36)	—	—	—	0.120
モデル 2-1	-2.17 (-72.10)	-2.30 (-13.55)	3.79 (19.82)	0.31 (5.49)	1.04 (19.54)	—	0.255
モデル 2-2	-2.00 (-77.03)	-2.35 (-14.54)	3.74 (19.79)	—	—	1.13 (21.88)	0.201
81~90 年度	α	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	擬似的 R^2
モデル 1	-1.91 (-58.59)	-3.15 (-15.15)	4.26 (16.80)	—	—	—	0.150
モデル 2-1	-2.25 (-52.89)	-2.59 (-11.45)	4.40 (16.60)	0.33 (4.11)	1.04 (14.28)	—	0.274
モデル 2-2	-2.08 (-56.12)	-2.69 (-12.41)	4.38 (16.83)	—	—	1.13 (15.32)	0.222
91~96 年度	α	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	擬似的 R^2
モデル 1	-1.73 (-53.89)	-2.29 (-9.69)	3.29 (12.07)	—	—	—	0.086
モデル 2-1	-2.10 (-47.94)	-1.91 (-7.33)	3.16 (11.24)	0.31 (3.65)	1.05 (13.13)	—	0.234
モデル 2-2	-1.92 (-51.54)	-1.86 (-7.55)	3.07 (11.01)	—	—	1.12 (15.54)	0.180

(図表3 続き)

・非製造業

() 内は t 値							
81～96 年度	α	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	擬似的 R^2
モデル1	-2.10 (-52.11)	-3.67 (-12.19)	1.78 (8.41)	—	—	—	0.148
モデル2-1	-2.33 (-46.32)	-2.70 (-8.08)	1.81 (8.26)	0.28 (2.26)	1.00 (8.58)	—	0.254
モデル2-2	-2.23 (-49.07)	-2.96 (-9.19)	1.79 (8.27)	—	—	1.12 (10.82)	0.220
81～90 年度	α	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	擬似的 R^2
モデル1	-2.08 (-38.90)	-4.38 (-10.76)	1.46 (6.00)	—	—	—	0.189
モデル2-1	-2.35 (-34.25)	-3.40 (-7.33)	1.52 (5.99)	0.30 (1.76)	1.18 (7.69)	—	0.320
モデル2-2	-2.22 (-36.76)	-3.65 (-8.40)	1.50 (6.03)	—	—	1.27 (8.62)	0.268
91～96 年度	α	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	擬似的 R^2
モデル1	-2.13 (-33.82)	-2.83 (-6.08)	2.85 (6.70)	—	—	—	0.117
モデル2-1	-2.32 (-30.33)	-1.97 (-3.92)	2.79 (6.36)	0.29 (1.58)	0.78 (4.34)	—	0.197
モデル2-2	-2.25 (-31.77)	-2.16 (-4.31)	2.76 (6.30)	—	—	0.99 (6.59)	0.182

(注) モデルのフィットの良さを判定する際に、プロビットモデルのように被説明変数 y が 2 値 (0 or 1) しか取らないモデルに対し、通常の決定係数を利用するのは適切ではない。このため、ここでは、以下の擬似的決定係数 (McFadden の決定係数) を利用した。

$$\text{McFadden の決定係数} = 1 - \frac{\log L_{LR}}{\log L_R}$$

但し、 L_R : プロビットモデルの説明変数として定数項のみを与えた場合の尤度関数の最大値

L_{LR} : モデル1、2のように、定数項に加え、各説明変数を追加した場合の尤度関数の最大値

ことを統計的に明らかにしたという意味で、有益なものと思われる。しかし、プロビット・モデルのように雇用変動の情報を 0・1 変数に圧縮した場合、失われる情報が多いことにも留意しなければならない。つまり、部分調整モデルのように、雇用者数の生産弾性値を常に一定と捉えるのも不適切だが、プロビット・モデルで仮定したような完全に不連続な雇用調整も、実態を単純化しすぎているという意味では、必ずしも適切とは言えない。

そこで、本節では、部分調整モデルとプロビッ

ト・モデルの問題点を解決するために、環境条件によって構造式が変化し得るスイッチング・モデルを用いた推計を行う。

(スイッチング・モデルの導入と定式化)

スイッチング・モデルを用いるメリットは、例えば、経常赤字が 2 期以上続く条件の下では、雇用調整の速度が速まるといったケースを統計的に扱うことができる点にある。ここでは具体的に、企業は基本的には部分調整モデルに従って雇用調整を行うが、通常期には λ_2 の調整速

度で、経常赤字が2期続くと $\lambda_1 (> \lambda_2)$ の調整
速度で雇用調整が行われると仮定しよう(注14)。

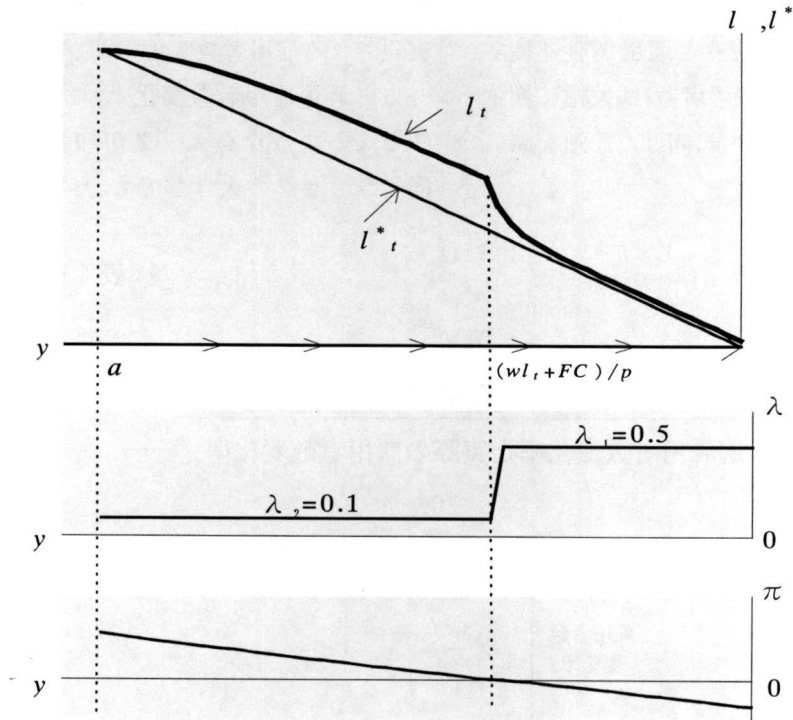
図表4は、この考えを図示したものである。

まず、図表4-1は、生産量の減少に伴う雇

(図表4-1)

スイッチング・モデルの概念図1

—— 生産量減少に伴う雇用調整 ——



上図は以下の式を基に図示したものである。

$$y_t = a - b \cdot t \quad (t = 0, 1, \dots)$$

$$l_t^* = c \cdot y_t$$

$$l_t = \lambda l_t^* + (1 - \lambda) \cdot l_{t-1}$$

$$\begin{cases} \lambda = \lambda_1 = 0.5 & \text{if } \pi_t, \pi_{t-1} < 0 \\ \lambda = \lambda_2 = 0.1 & \text{if otherwise} \end{cases}$$

$$\pi_t = p_t y_t - w_t l_t - FC$$

但し、 y : 生産量、 l^* : 望ましい雇用者数

l : 実際の雇用者数、 λ : 雇用調整速度、 π : 経常利益

p : 製品価格、 w : 賃金、 FC : 固定費 [p, w, FC は一定と仮定]

a, b, c はパラメータ。

(注14) 前節のプロビット・モデル(モデル2-1)の推計結果が示す通り、当期の経常赤字よりも、前期の経常赤字の方が、大量解雇のトリガーとしてより大きな影響を及ぼしていることから、スイッチングの条件としては、2期連続赤字ではなく、前期経常赤字を取り入れたモデリングも候補になる。ただし、後者を基準とした場合にも、本節のスイッチング・モデルの推計の主たる結論に大きな変更はなかった。

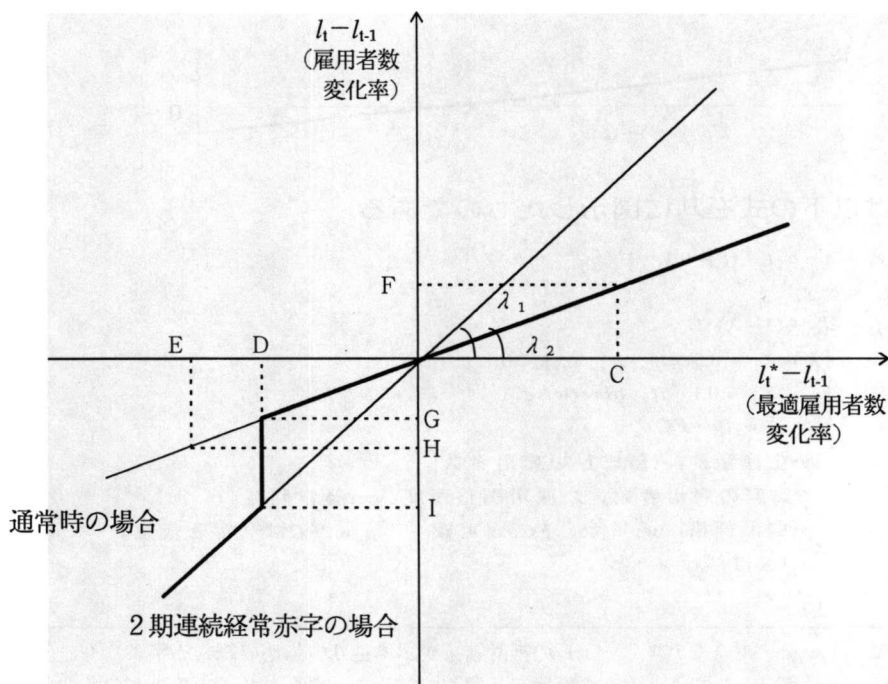
用者数の減少の推移を示している。生産量 y が a から每期一定の割合で減少していく場合を考えよう。経常黒字の間は、相対的に小さい λ_2 の速度で雇用調整が行われるため、実際の雇用者数 l は緩やかに減少し、望ましい雇用者数 l^* よりもかなり高い水準で推移する。しかし、経常利益 π が赤字に転落し（生産量 y が $\frac{wl_t + FC}{p}$ を下回る）、これが2期連続続くと雇用調整速度が λ_1 に高まる。すると、雇用者数 l は大幅に調整され、望ましい雇用者数 l^* に向けた急速な調整が進むことになる。

また、これを雇用者数の変化率に注目して、別の角度から考えてみよう。図表4-2は、最適雇用者数変化率と実際の雇用者数変化率の関係を示したものである。当期の最適雇用者数の前期の雇用者数実績からの乖離率（ $l_t^* - l_{t-1}$ ）がプラスの時は、通常時の雇用調整速度 λ_2 で調整が行われ、例えば、この乖離率が C の時には、実現される雇用者数変化率（ $l_t - l_{t-1}$ ）は F となる。一方、最適雇用者数変化率（ $l_t^* - l_{t-1}$ ）がマイナスとなるようなショックが加わった場合には、同じショックの大きさでも、経常利益が赤字か

（図表4-2）

スイッチング・モデルの概念図2

—— 最適雇用者数変化率と実際の雇用者数変化率 ——



否かで雇用削減幅は変わってくる。すなわち、Dのショックが加わったケースにおいては、初期時点の損益分岐点对売上高比率の違いにより、経常赤字転落を余儀なくされる場合があれば、赤字転落を回避できる場合もある。この時、後者の場合には調整速度 λ_2 によるマイルドな調整（G）で済むが、前者の場合には調整速度 λ_1 による急激な調整が実施され、大量解雇（I）が発生することになる（注15）。

以上のスイッチング・モデルの概念を定式化すると、（8）式のようになる（注16）。

$$l_{i,t} = \lambda_1 \cdot l_{i,t}^* + (1 - \lambda_1) \cdot l_{i,t-1} + \mu_{1i,t}, \text{ if 2期連続経常赤字 (8)}$$

$$l_{i,t} = \lambda_2 \cdot l_{i,t}^* + (1 - \lambda_2) \cdot l_{i,t-1} + \mu_{2i,t}, \text{ if otherwise}$$

但し、 $l_{i,t}$ は雇用者数、 $l_{i,t}^*$ は望ましい雇用者数（それぞれ対数値）。 $\mu_{1i,t}$ 、 $\mu_{2i,t}$ は誤差項で、次の性質を満たす。

$$\mu_{1i,t} \sim N(0, \sigma_1^2), \mu_{2i,t} \sim N(0, \sigma_2^2), E(\mu_{1i,t} \mu_{2i,t}) = 0$$

なお、望ましい雇用者数 $l_{i,t}^*$ は、実質売上高と実質賃金によって規定されると仮定する。

$$l_{i,t}^* = a_1 \cdot y_{i,t} + a_2 \cdot w_{i,t} + a_i$$

$y_{i,t}$ は実質売上高、 $w_{i,t}$ は実質賃金の各々対数値。 a_i は企業*i*の個別効果（individual effect）。

（8）式を実際に推計し、 $\lambda_1 > \lambda_2$ が有意に推計されれば、企業は経常赤字が2期続くと大幅な雇用調整を実施していることになり、不連続的な雇用調整パターンを取っていることが示され

る。逆に、 $\lambda_1 = \lambda_2$ という帰無仮説が棄却できない場合は、通常の部分調整モデルに従っていることになる。（推計方法の詳細については、後掲の補論参照）

（推計結果）

まず、1981～1996年度のフル・サンプルの推計結果をみよう（後掲図表5）。これによると、製造業、非製造業ともに、各説明変数のパラメーターは有意であり、符号条件も満たしている。さらに、「帰無仮説： $\lambda_1 = \lambda_2$ 」について尤度比検定（LR test）を行ってみると、いずれの業種においても、帰無仮説は1%の有意水準で棄却されており（p-value=0.00）、 $\lambda_1 > \lambda_2$ が成立していることが判明した。実際に、雇用調整速度（1年間に最適雇用水準に向け何%程度の調整が行われるかをみたもの）をみると、製造・非製造業ともに、2期連続経常赤字転落時の調整速度 λ_1 は、通常時の調整速度 λ_2 に比べ、2倍程度速いことがわかる（製造業： $\lambda_1 = 41\%$ 、 $\lambda_2 = 24\%$ 、非製造業： $\lambda_1 = 33\%$ 、 $\lambda_2 = 17\%$ ）。

また、製造・非製造業の細分類19業種（注17）について、フル・サンプルでスイッチング・モデルを推計した結果をみても（後掲図表6上）、19業種中、窯業土石を除く18業種で、 $\lambda_1 > \lambda_2$ となっている。ただし、5%有意水準で「帰無仮説： $\lambda_1 = \lambda_2$ 」が棄却されたものは7業種と

（注15）なお、Eのように、Dより大幅な売上の減少をもたらすショックが加わった場合にも、赤字転落が避けられれば、Dのショックで赤字になった場合（I）よりマイルドな雇用調整（H）が行われることもあり得る。

（注16）（8）式の望ましい雇用者数 l^* については、（6）式と異なり総労働時間とトレンドを入れていない。これは、個別企業毎の総労働時間に関しては、データが入手不可である（開銀企業財務データバンクにない）ためであり、また、トレンドについては、推計の結果有意とはならないケースが多かったためである。

（注17）後掲図表5の推計は、製造・非製造業、それぞれ全細分類のサンプル（製造17業種、非製造7業種）を用いたものである。一方、細分類毎に推計を行った場合、サンプル数の少ない5業種（木材木製品、印刷出版、石油精製、不動産、電力・ガス）に関しては、推計誤差が大きく、調整速度が有意でなくなったり、あるいは $0 \leq \lambda \leq 1$ の条件を満たさなかったりしたため、後掲図表6では掲載を省略した。

半分弱に絞られ、 λ_1 と λ_2 の差に関する統計的な有意性に関しては業種によってばらつきがみられる。

次に、 $\lambda_1 > \lambda_2$ という関係がサンプル期間を変化させても安定的か検証するため、1981～1990年度と1991～1996年度にサンプルを分割して推計した結果をみると、どちらの期間におい

ても、製造業、非製造業ともにフル・サンプルと同様 $\lambda_1 > \lambda_2$ が有意に成立するという結果が得られた（図表5）。また、細分類19業種についてもばらつきがあるものの、概ね $\lambda_1 > \lambda_2$ が確認できる（図表6上）。

最後に、雇用調整速度 λ_1 、 λ_2 それぞれの大きさについて、サンプル前半期（80年代）と後

（図表 5）

スイッチングモデルの推計結果

・ 製造業					（ ）内は t 値		
	λ_1	λ_2	a_1	a_2	$1/\sigma_1$	$1/\sigma_2$	LR test (p-value)
81-96年度	0.41 (39.20)	0.24 (159.08)	0.77 (89.60)	-0.84 (-78.18)	7.60 (105.31)	14.52 (576.65)	0.000
81-90年度	0.54 (41.94)	0.35 (159.21)	0.69 (85.08)	-0.75 (-77.82)	8.83 (62.51)	14.66 (430.23)	0.000
91-96年度	0.61 (63.49)	0.37 (151.62)	0.57 (53.51)	-1.22 (-58.35)	9.51 (86.71)	17.74 (367.96)	0.000

・ 非製造業					（ ）内は t 値		
	λ_1	λ_2	a_1	a_2	$1/\sigma_1$	$1/\sigma_2$	LR test (p-value)
81-96年度	0.33 (55.54)	0.17 (80.41)	1.01 (57.45)	-1.08 (-69.46)	6.25 (48.20)	14.91 (445.30)	0.000
81-90年度	0.46 (50.54)	0.18 (69.44)	1.21 (43.95)	-1.20 (-60.98)	7.01 (31.20)	14.09 (466.60)	0.000
91-96年度	0.55 (25.30)	0.41 (113.30)	0.54 (30.73)	-0.80 (-57.32)	8.45 (41.62)	19.58 (303.17)	0.027

（注） LR テスト（尤度比検定）とは、最尤推定法で推計したモデルにおいて、パラメーターに制約を加えた場合、その制約が有効であるかを判定するテストである。

具体的には、パラメータへの制約が有効であることを帰無仮説とし、

l_0 ：パラメータへの制約なしのモデルについての対数尤度関数の最大値

l_1 ：制約付きモデルについての対数尤度関数の最大値

とする。この時、LR 統計量を以下のように定義する。

$$LR=2(l_1-l_0)$$

もし、パラメーター制約が正しいければ、 l_0 と l_1 の値は十分に近づき、LR 統計量は0に近づく。従って、LR 統計量が有意に0でないことが示されれば、パラメーター制約が正しいとの帰無仮説が棄却される。LR 統計量は漸近的に制約数と等しい自由度の χ^2 分布に従うため、これを利用して帰無仮説の検定を行うこととなる。

なお、ここでの LR test の欄は、 $\lambda_1 = \lambda_2$ という制約を帰無仮説とした時に、この仮説を棄却できない確率(p-value)を示している。従って、この確率が十分に小さく、帰無仮説を棄却できれば有意に $\lambda_1 \neq \lambda_2$ であることとなり、企業の雇用調整モデルとして、スイッチングモデルが支持されることとなる。

半期（90年代）で違いが発生しているかどうかをみると（図表6下）、業種によってかなりばらつきがあり、90年代に入って調整速度が上昇し

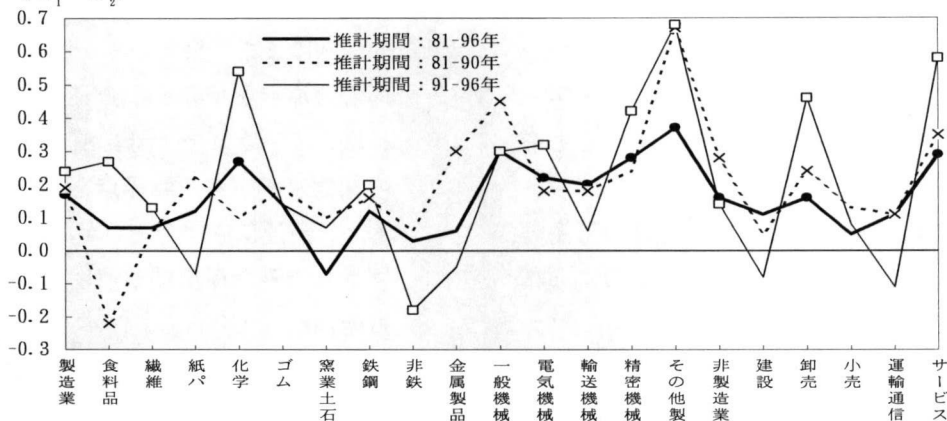
た業種（注18）もあれば、低下した業種もあり、傾向的な特徴はつかみ難い。

（図表 6）

雇用調整速度 λ の比較

（1）スイッチング・モデルにおける λ_1 と λ_2 の比較

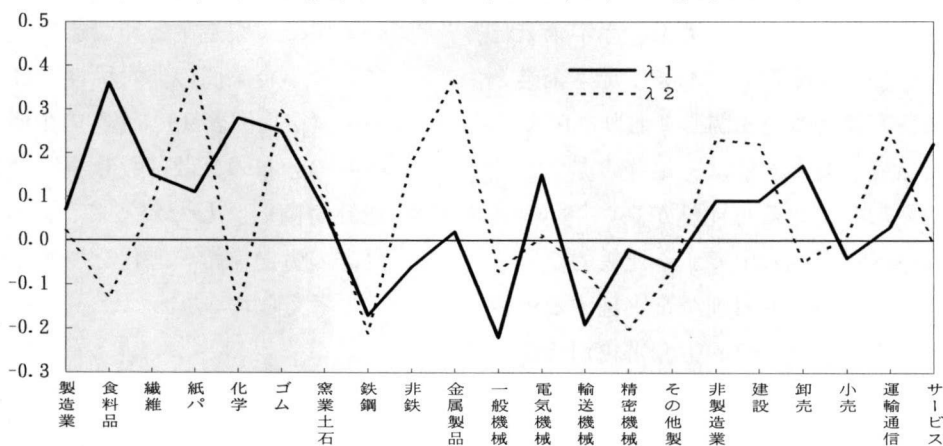
（ $\lambda_1 - \lambda_2$ ）



（注）●×□印を付けた業種は、それぞれの推計期間において、「 $H_0: \lambda_1 = \lambda_2$ 」が5%有意水準で棄却される業種（尤度比検定）。

（2）スイッチング・モデルにおける調整速度の変化

（91-96年において推計した λ ）－（81-90年において推計した λ ）



（注18）なお、製造・非製造業別に推計した結果をみると（図表5）、80年代から90年代にかけて、調整速度が全般的に上昇しているが、その一方で、望ましい雇用者数の生産弾性値 a_1 が低下している点に留意が必要である。例えば、非製造業の通常時の調整速度 λ_2 の上昇は2.3倍（0.18→0.41）と顕著だが、望ましい雇用者数の生産弾性値 a_1 が半分以下に低下（1.21→0.54）しており、通常時における実際の雇用者数の生産弾性値 $\lambda_2 \times a_1$ は、80年代・90年代ともに0.22と不変となっている。90年代入り後、望ましい雇用者数の生産弾性値 a_1 が半減するまで低下する理由（経済環境）が見当たらないことを踏まえると、omitted variablesなど何らかの問題が原因で、推計バイアスが発生している可能性も考えられ、調整速度の上昇についても、実際に起きているかどうかに関しては、留保が必要であろう。

4. おわりに

—— 分析結果の解釈上の留意点 ——

本稿では、マイクロ・データを用いたプロビット・モデルと、スイッチング・モデルの推計を行うことにより、マクロ・データを用いた分析では抽出困難な個別企業における雇用調整行動の不連続性を明らかにした。すなわち、わが国企業の雇用調整は、部分調整モデルで通常想定するような連続的（雇用者数の生産弾性値が一定）なものではなく、むしろ経常利益の黒字・赤字を境にかなり不連続的に行われていると考えられる。

本稿の分析結果を踏まえると、足許の労働需給の急速な悪化の一背景として、以下のような解釈が可能となろう。

わが国経済は、97年度に成長率が第1次オイル・ショック以来のマイナスとなった上に、98年度入り後も依然として悪化を続けており、企業経営にはかなり大きなショックが加わり続けている。この結果、経常利益が赤字転落した企業も増加していると推察される。実際、赤字企業数の推移をみると（図表7）、これまで赤字企業数とGDP成長率は概ね逆相関しており、97年度以降の経済環境を勘案すれば、足許の赤字企業数はかなり増加している可能性が高い（注19）。こうした厳しい経営環境の中で、不連続的な雇用調整、すなわち大幅な人員削減を実施する企業が増えているため、マクロの労働需給が急速

に悪化していると考えられる。

最後に、本稿の分析結果を解釈する上で、3点ほど留意点を述べておきたい。

（1）個々の企業が不連続な雇用調整を行う場合のマクロ的インプリケーションについて簡単に整理しよう。前掲図表2のような企業の生産分布を考えると、仮に分布の分散が一定のまま、平均のみが低下していくと、ある臨界点を境に赤字企業数の割合が急激に増えていく（後掲図表8）。つまり、経済の稼働水準がある臨界点を越え下回っていくと、急速に赤字企業数が増えていくため、マクロでみた雇用調整速度が上昇していく可能性が考えられる。

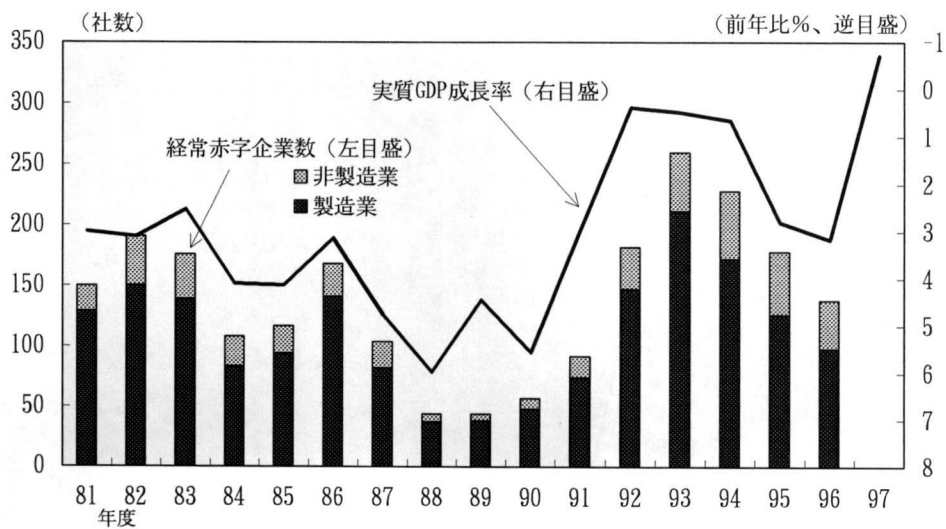
さらに、生産レベルの平均値の低下とともに、生産の散らばりが大きくなれば、赤字企業数はより一層急速に増加する。実際、今次景気後退局面における経常利益の動きをみると、経済活動水準が全般に低下していく中で、製造業と非製造業、および大企業と中小企業間の非対称性が目立ってきており（後掲図表9）、企業の生産（売上）レベルの分布の分散はむしろ拡大している可能性が高い。したがって、こうした点も、足許の労働需給の悪化を加速させているものと考えられる。

（注19）経常利益を9月短観でみると、97年度に製造業・非製造業、大企業・中小企業を問わず減益となった後、98年度も引き続き減益計画となっており、利益水準は相当程度低下している（9月短観、経常利益前年比：製造業・主要企業97年度実績-6.7%→98年度計画-11.1%、製造業・中小企業 -20.4%→-33.2%、非製造業・主要企業 -1.8%→-9.4%、非製造業・中小企業 -16.6%→-4.2%）。

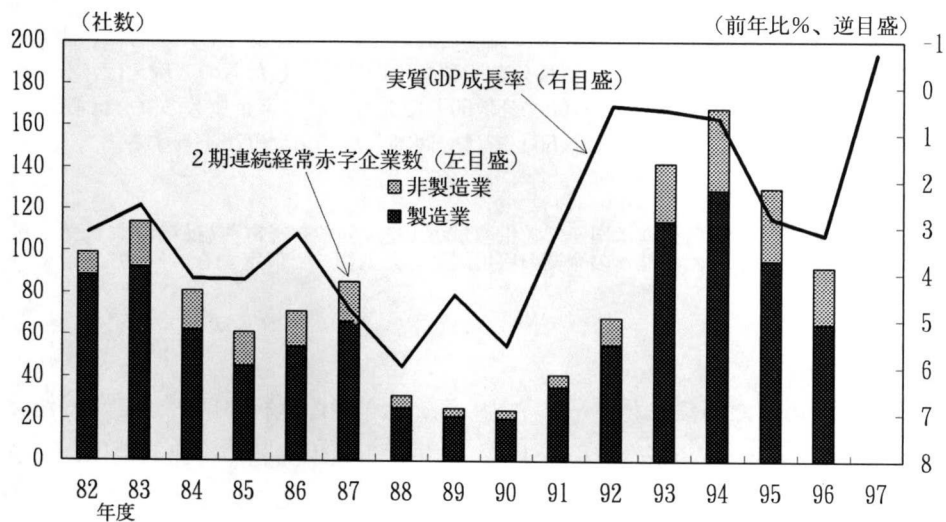
(図表 7)

経常赤字企業数

1. 経常赤字企業数



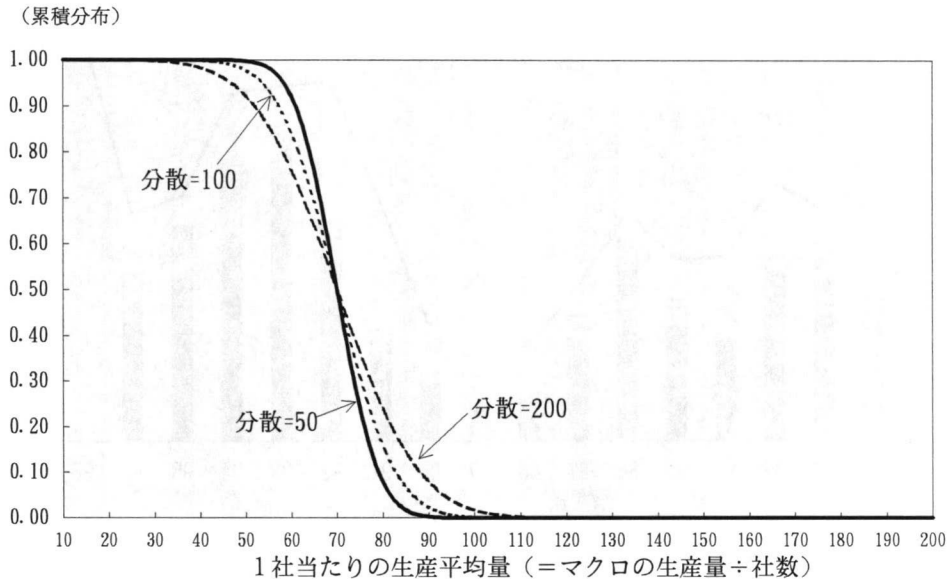
2. 2期連続経常赤字企業数



(注) 経常赤字企業数は、本稿の分析で用いた1316社のデータ・セットから抽出。

(資料) 日本開発銀行・日本経済研究所「開銀企業財務データベース」、
経済企画庁「国民所得統計」

生産平均量と経常利益赤字企業数の割合（概念図）



上図は、企業の生産分布が正規分布に従うと仮定し、平均が変化した場合に、生産量が70を下回る企業の割合を、累積分布関数を用いて算出したもの。例えば、分布が、前掲図表2の分布B〔平均100、分散50〕であれば、赤字企業数の割合は概ねゼロだが、分布D〔平均75、分散50〕では、同割合が25%程度に上昇する。

(注) 個々の企業の経営構造は同一で、生産量が70を下回ると経常利益が赤字に転落すると仮定する。また、個々の企業の雇用調整行動も同一と仮定する。

(2) 本稿の分析で利用した開銀財務データ・バンクが収録しているのは、証券取引所上場企業のデータであり、その対象はほぼ大企業に限られる。わが国の労働市場の特徴としては、「二重構造」と呼ばれるように、大企業と中小企業の雇用調整パターンの違いが古くから指摘されてきた(植田・吉川[1984] 参照)。そこで、問題になるのが、

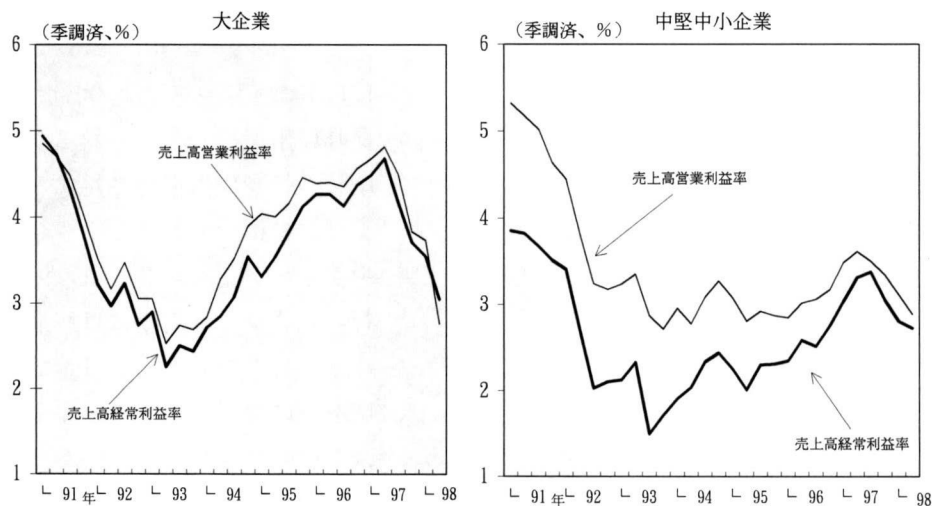
今回の分析で明らかとなった大企業における雇用調整の不連続性は、中小企業にも当てはまるのかどうかである。残念ながら、中小企業の個別データはわが国には存在しないため、本稿で行ったプロビット・モデルやスイッチング・モデルの推計を直接中小企業に対して適用することはできない。

しかし、3. 2. のコーポレート・ガバ

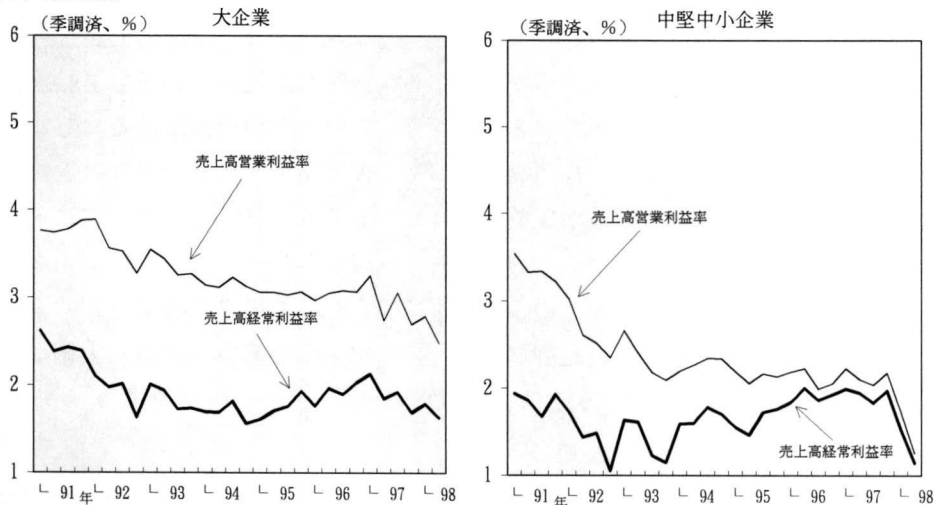
(図表 9)

企業収益

(1) 製造業



(2) 非製造業



(注) 大企業は資本金10億円以上、中堅中小企業は1,000万円以上10億円未満の企業。

(資料) 大蔵省「法人企業統計季報」

ナンスの観点からみた企業の雇用調整パターンは、中小企業にも十分当てはまると考えられる。すなわち、中小企業においても、ひとたび経常赤字に転落すると、債権

者である銀行は債権の回収可能性を高めるべく、雇用調整をはじめとするリストラ等の実施を要請すると考えられるが、もし経営者がこうした要請を受け入れなければ、

融資回収や貸出金利の引き上げなどのコストを被ることになるため、雇用調整を実施しないコスト（雇用維持コスト）は大きくなる。とくに、中小企業の場合、資金調達手段は間接金融が中心で代替的な調達手段が限られているため、銀行の要請を受け入れなかった時のコストは、より大きなものになると考えられる。また、労働者と経営者との関係では、中小企業は大企業に比べ組合組織率が低く、企業特殊的技能の蓄積も大きくないため（注20）、雇用調整コストは相対的に小さいとみられる。しかし、それでも黒字の時よりも赤字に陥った時の方が、労働者に雇用削減が受け入れられやすいことには変わりはなく、赤字になると雇用調整コストはより低下するであろう。したがって、中小企業においても大企業同様、企業が経常赤字に陥ると、雇用調整コストのパラメータ a が低下する一方、雇用維持コストのパラメータ b が上昇するため、雇用調整速度 λ が上昇し、大幅な雇用削減が実施されるものと考えられる。

また、中小企業の雇用調整行動をこのように考えると、中小企業において、足許雇用者数の伸びが急速に鈍化しているのは、

中小企業が構造的に低収益に喘いできた中で、昨年来の景気後退で一層収益水準が低下したことが一因となっていると解釈できよう（前掲図表9）。

（3）日本の雇用システムの特徴の一つとして、終身雇用慣行が挙げられるが、本稿の分析結果の終身雇用慣行に対するインプリケーションについて整理しよう。最近の急速な労働需給の悪化に関しては、「終身雇用慣行＝企業はそう簡単には解雇しまい」というイメージをもとに、日本的雇用慣行の崩壊をその背景として指摘するケースが多々みられるようになっている。すなわち、日本企業は終身雇用制を放棄するなど、その雇用調整行動をよりフレキシブルなものへと変化させてきており、その結果、雇用調整速度が速まり、労働需給が急速に悪化しているとの議論である。しかし、本稿の分析で明らかにしたように、終身雇用慣行の下でも、日本企業が実際にとってきた雇用調整パターンというのは、「通常時にはできるだけ雇用を維持するが、業績が大幅に悪化すると解雇も含めた大幅な雇用調整を行う」というものであり、決して「終身雇

（注20）脚注図表2をみると、50～54歳の労働者のうち勤続25年以上の労働者の割合は、規模が小さい企業ほど低いことがわかる。つまり、中堅中小企業は、大企業に比べ長期雇用慣行の浸透度が小さく、企業特殊的な人的資本の蓄積も小さいと考えられる。

（脚注図表2）

50～54歳男子労働者に占める「勤続25年以上」の比率

		（単位：％）	
企業規模計		産業計	
規模別	1000人～	54.2	（100.0）
	100～999人	84.0	（33.1）
	10～99人	52.4	（33.2）
		26.7	（33.7）

（注）（ ）内は50～54歳男子労働者数に占める産業別・規模別労働者のウェイト

（資料）労働省「賃金構造基本統計調査」、1997年

用＝解雇を行わない」ということではない。したがって、足許の労働需給の悪化についても、多くの企業で業績が急速に悪化するようなショックが加わった結果、大幅な雇用調整が実施されたためと解釈することができ、「終身雇用慣行の崩壊」を持ち出さなくとも、従来からの企業行動パターンの枠内で一応理解することができるように思われる（注21）。

勿論、本稿の分析結果は、今後も日本企業の雇用パターンが変化しないことを主張するものではない。日本の労働市場を取り巻く情勢をみると、経済成長率の低下により、終身雇用制など日本的雇用慣行を維持

する前提が崩れつつある（注22）ほか、中途採用を行う企業の増加やそれをサポートする体制の整備など、労働市場が流動的な環境も整う方向にある。また、赤字が長期化することによって大幅な雇用調整が続くことになれば、労使双方の雇用に対する認識も変化していこう。したがって、現在日本の雇用慣行を守っている企業の中でも、今後はより柔軟な雇用調整を志向する企業が増加していく可能性は考えられる（注23）。今後の労働市場を見ていく際には、こうした雇用調整パターンの変化にも十分注意を払っていく必要がある。

（注21）これに関連して、終身雇用慣行への企業意識のアンケート結果（雇用問題研究会、日本労働研究機構調べ）をみると（脚注図表3）、98年時点において、8割程度の企業が「定年まで雇用する」と回答しており、この割合は85年と殆ど変化していないことから、終身雇用慣行が企業において根強く浸透し続けているとの結果が示されている。これは、本稿の解釈のサポート材料となろう。

（注22）八代・大石〔1995〕は、企業の期待成長率が低下すると、企業特殊な人的資本投資から得られる期待収益率が低下するほか、不況の長期化が正社員への雇用保障のコストを増加させるため、企業は正社員の比率を下げ、パートなどの流動的な雇用者の比率を引き上げるとの見方を示している。

（注23）終身雇用慣行への企業意識アンケートをみると（脚注図表3）、今後については、「定年まで雇用する」と回答した企業の割合が6割程度まで減少するとの結果になっている。

（脚注図表3）

企業の終身雇用慣行に対する考え方

（単位：%）

職種	年	定年がなく働ける限りは働いてもらう	定年まで雇用・定年後も再雇用	必ずしも定年まででなく出向・転籍	その他	計
管理職	1985 現在	9.3	73.5	15.5	1.7	100
	1998 現在	1.8	79.0	10.7	8.5	100
	今後	1.4	60.9	27.8	9.8	100
専門職	1985 現在	7.4	79.7	9.6	3.3	100
	1998 現在	2.0	79.6	7.8	10.7	100
	今後	2.0	63.8	22.4	11.9	100
事務職	1985 現在	4.0	89.6	4.5	1.9	100
	1998 現在	1.2	78.0	7.8	13.0	100
	今後	1.2	61.6	21.3	15.9	100
現業	1985 現在	4.7	86.1	4.7	4.5	100
	1998 現在	1.5	78.9	6.5	13.1	100
	今後	1.5	63.6	17.4	17.4	100

（資料）労働省「平成10年版労働白書」

補論. スイッチング・モデルの推計方法

(8) 式のスイッチングモデルを推計するために、以下の尤度関数を設定する。

$$L = \prod g_1(\mu_{1i,t})^{D_{i,t}} \cdot g_2(\mu_{2i,t})^{1-D_{i,t}}$$

但し、 g_1 , g_2 は、それぞれ $\mu_{1i,t}$, $\mu_{2i,t}$ の確率密度関数。

$D_{i,t}$ は 2 期連続経常赤字の時に 1 を取るダミー変数。

ここで、この尤度関数の対数値を取ると、以下の対数尤度関数が導出できる。

$$\ln L = \sum D_{i,t} \cdot \ln g_1(\mu_{1i,t}) + \sum (1-D_{i,t}) \cdot \ln g_2(\mu_{2i,t})$$

さらに、 $g_1(\mu_{1i,t})$ 、 $g_2(\mu_{2i,t})$ について、それぞれ次式が成立する。

$$\begin{aligned} g_1(\mu_{1i,t}) &= g_1\left(\tilde{l}_{i,t} - \lambda_1 \cdot a_1 \cdot \tilde{y}_{i,t} - \lambda_1 \cdot a_2 \cdot \tilde{w}_{i,t} - (1-\lambda_1) \cdot \tilde{l}_{i,t-1}\right) \\ &= \frac{1}{\sigma_1} \cdot \phi\left(\frac{\tilde{l}_{i,t} - \lambda_1 \cdot a_1 \cdot \tilde{y}_{i,t} - \lambda_1 \cdot a_2 \cdot \tilde{w}_{i,t} - (1-\lambda_1) \cdot \tilde{l}_{i,t-1}}{\sigma_1}\right) \\ g_2(\mu_{2i,t}) &= g_2\left(\tilde{l}_{i,t} - \lambda_2 \cdot a_1 \cdot \tilde{y}_{i,t} - \lambda_2 \cdot a_2 \cdot \tilde{w}_{i,t} - (1-\lambda_2) \cdot \tilde{l}_{i,t-1}\right) \\ &= \frac{1}{\sigma_2} \cdot \phi\left(\frac{\tilde{l}_{i,t} - \lambda_2 \cdot a_1 \cdot \tilde{y}_{i,t} - \lambda_2 \cdot a_2 \cdot \tilde{w}_{i,t} - (1-\lambda_2) \cdot \tilde{l}_{i,t-1}}{\sigma_2}\right) \end{aligned}$$

但し、 ϕ は標準密度関数。また、波線を付した変数は、各企業毎のサンプル期間における平均値からの乖離を表したもの（個別効果の推計を省略するためにとった措置）。

上記 2 式を利用すれば、先の対数尤度関数は以下のように書き換えられる。

$$\begin{aligned} \ln L = \sum & \left[D_{i,t} \cdot \left(\ln \phi\left(\frac{\tilde{l}_{i,t} - \lambda_1 a_1 \cdot \tilde{y}_{i,t} - \lambda_1 a_2 \cdot \tilde{w}_{i,t} - (1-\lambda_1) \cdot \tilde{l}_{i,t-1}}{\sigma_1}\right) - \ln(\sigma_1) \right) \right. \\ & \left. + (1-D_{i,t}) \cdot \left(\ln \phi\left(\frac{\tilde{l}_{i,t} - \lambda_2 a_1 \cdot \tilde{y}_{i,t} - \lambda_2 a_2 \cdot \tilde{w}_{i,t} - (1-\lambda_2) \cdot \tilde{l}_{i,t-1}}{\sigma_2}\right) - \ln(\sigma_2) \right) \right] \end{aligned}$$

この対数尤度関数に最尤法を適用することで、各パラメーターの推計を行う。

データ付録

(2. 2. の部分調整モデルの推計に用いたデータ)

雇用者数：毎月勤労統計、常用労働者数（事業所規模30人以上）

賃 金：毎月勤労統計、現金給与総額、 生 産：国民所得統計、実質GDP

労働時間：毎月勤労統計、総労働時間

実質賃金 w_t は、現金給与総額を労働時間で除した上で、GDPデフレーターで実質化した（1人当たり時間当たり実質賃金）。また、利用したデータは全て季調済系列。

(開銀財務データバンク)

- 対象としたのは、東京、大阪、名古屋の各証券取引所、第1部、第2部に上場している会社で、81年度から96年度まで連続してデータが利用可能な企業1316社。
- 業種別のサンプル数は以下の通り。

(単位：社数)

製造業	893	非製造業	423
食料品	82	建設	106
繊維	53	卸売	87
木材木製品	6	小売	59
紙パ	23	不動産	21
印刷出版	3	運輸通信	97
化学	120	電力・ガス	17
石油精製	9	サービス	36
ゴム	15		
窯業土石	42		
鉄鋼	49		
非鉄	34		
金属製品	44		
一般機械	146		
電気機械	115		
輸送機械	93		
精密機械	26		
その他製造業	33		

- 雇用者数については正規従業員数、賃金については1人当たり賃金〔(賃金・給与+賞与引当金繰入額)÷従業員数〕を用いた。
 - 賃金の実質化は、各企業の価格指数が存在しないため、製造業ではWPI、非製造業では国民経済計算の経済活動別の産出デフレーターを使用した。
 - なお、臨時従業員、嘱託等はデータがavailableでないため、分析には取り込むことができなかった。
- 決算変更期については、正規化措置（同一会計年度に複数の決算期が存在する場合、当該年度に属する決算月数の最も大きい決算期データを12ヶ月換算）を施したデータを利用した。

[参考文献]

- 青木昌彦・奥野正寛編、『経済システムの比較制度分析』、東京大学出版会、1996年
- 植田和男・吉川洋、「労働市場のマクロ分析」、『季刊 現代経済』第57号、1984年春
- 小野旭、『日本的雇用慣行と労働市場』、東洋経済新報社、1989年
- 小池和男、「解雇からみた現代日本の労使関係」、森口親司ほか編、『日本経済の構造分析』第二部
第1章、創文社、1983年
- 小池和男、「知的熟練と長期の競争」、今井賢一・小宮隆太郎編、『日本の企業』第13章、東京大学出版
会、1989年
- 篠塚英子、『日本の雇用調整』、東洋経済新報社、1989年
- 駿河輝和、「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、1997年
- 村松久良光、「解雇、企業利益と賃金——大手工作機械メーカー13社に関して」、『南山経済研究』第89号、
南山大学、1986年
- 村松久良光、「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、1995年
- 八代尚宏・大石亜希子、「経済環境の変化と日本的雇用慣行」、『日本労働研究雑誌』、1995年6月号
- Hamermesh, D. S., “Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs,” American Economic Review,
VOL. 79, NO. 4., September 1989.