

# 日本企業のガバナンス構造と企業パフォーマンス 株式持合および雇用調整に関する実証研究

総合政策学部 3 年 藤井 恵

総合政策学部 3 年 杉山貴昭

岡部光明研究会研究報告書

2003 年度秋学期 (2004 年 2 月改定)

本稿作成にあたっては丁寧で親切なご指導をしてくださった岡部光明教授(慶應義塾大学総合政策学部)に深く感謝したい。第一部については岡部研究会と池尾研究会のインターセミナー(2003年12月20日)において池尾和人教授(慶應義塾大学経済学部)から有益なコメントを頂いた。この場を借りて改めて感謝の意を表したい。また研究報告会議(2003年1月17日、18日)において有益な議論を交わすことのできた岡部研究会のメンバーにも感謝したい。本論文はインターネット上においても全文アクセスおよびダウンロード可能である。( <http://web.sfc.keio.ac.jp/~okabe/paper/> )

電子メールアドレス：[藤井 s01765kf@sfc.keio.ac.jp](mailto:藤井 s01765kf@sfc.keio.ac.jp)、[杉山 s01482ts@sfc.keio.ac.jp](mailto:杉山 s01482ts@sfc.keio.ac.jp)

## 概要

日本企業の構造および行動様式については従来から様々な特徴が指摘されてきた。特に日本企業のガバナンス構造は、その行動様式に密接に関係しているとされる。本稿では、そうした諸特徴のうち企業と銀行の間における株式持合とその動機（第1部）、企業のガバナンス構造と雇用調整の関係（第2部）につき、大企業の財務データを用いて実証分析を行った。

第1部では株式持合の動向とその要因をやや詳細に説明することを試みた。株式持合は、1990年半ば以降、全体として急速に解消する傾向が見られる。それはどのような要因によるものか、またそれは企業にとって何を意味するのか。ここでは、株式持合のうち事業会社による金融機関株式の保有に焦点を当て、その場合の株式持合がどのような要因で変化しているかを分析した。具体的には、株式持合の度合い（事業会社による融資第一順位金融機関持ち株比率）を被説明変数とし、これを市場からの圧力（外国人・投信持ち株比率）、企業類型に基づく要因（売上高、利払い能力）、金融機関との関係の強さ（融資第一順位金融機関融資比率）で説明する回帰式をパネルデータを用いて計測した。企業のサンプルとしては機械、電気機械、鉄鋼の3業種に属する大企業129社（全国株式市場の一部および二部上場企業）を採用した。推計期間は、持合解消が顕著に進みはじめた1995年から最新時点の1999年とした（年次データ）。その結果、（1）規模が小さく、財務状況が良好でない企業が株式持合を維持していること、逆に売上高が高く財務状況の健全な企業は株式持合を解消する傾向にあること、（2）金融機関からの融資額が多く、金融機関と密接な関係にある企業ほど持合傾向が強いことが判明した。銀行との資金・株式保有関係の強い企業群では持合が維持され、経営への規律づけが働かない状態が継続する。その結果、不十分な経営成果が継続することから資本市場の評価も低いままとなり、持合解消を促す要因である株式市場の圧力が加わらないという循環に陥ることを意味する。こうした企業のために政府はすでに産業再生機構によるメインバンクのモニタリング能力の向上、商法改正による委員会等設置会社の選択性の実施など制度的措置を整備してきた。今後はその制度に沿った具体的な措置の一層の推進を図ることが望まれる。

第2部では、企業のガバナンス構造が企業の雇用調整のあり方とどう関わっているかに焦点を絞って検討した。日本における長期雇用の慣行は、その他の各種日本的慣行(メインバンク制、株式持合等)と相互補完関係にあるという議論が従来なされてきたが(制度的補完性)、そうした関係は実証的に確認できるのか。また近年その関係が崩れてきているとされるが、そういえるのか。もし、そうだとすればそれにはどのような要因が作用していると理解できるのか。ここでは、標準的な部分雇用調整モデルを用い、とくに各種のガバナンス変数(メインバンク借入れ比率、外国人持株比率、上位10大法人持株比率など)の影響を検討した。使用データは、主要企業の1989年(500社)および1999年(501社)の財務データであり、この2つの年に関してクロスセクション分析を行った。その結果、次のことが判明した。(1)メインバンクは1989年には企業の雇用調整を遅らせていた(両者は相互補完関係にあった)が、1999年になると二期連続赤字期に企業の雇用調整を速める作用をする(状態依存型ガバナンス)、(2)負債比率(負債の規律付け効果)は1989年には全く企業の雇用調整に影響を与えておらず、また1999年においても赤字が二期連続する場合に限って速める効果をもつに過ぎないこと、(3)株式の保有構成(上位10大法人持株比率、金融機関持株比率、外国人持株比率)が雇用調整に与える効果は極めて限定的なものにとどまること(1989年には認められないうえ1999年にも二期連続赤字期に限って検出)、(4)以上の結果が示すように近年はいずれのガバナンス指標も二期連続赤字期といった切羽詰った状況になつてはじめて雇用調整を促進すること、である。企業経営の規律付けは肝要である一方、それが雇用調整と失業率増加という社会不安を引き起こす可能性もあるので、まず労働時間で調整するなどの仕組み(ワークシェアリング等)の導入が今後期待される。

キーワード：コーポレート・ガバナンス、株式持合、日本的雇用慣行、制度的補完性、状態依存型ガバナンス

## 目次

はじめに	1
第 1 部 株式持合解消の実証分析	2
はじめに	3
第 1 章 株式持合構造の変化と現状	4
1.1 株式持合構造の現状	4
1.2 持合構造の 4 形態とその変化	4
1.3 事業会社による金融機関株式持合解消の要因	5
第 2 章 株式持合の決定要因	6
2.1 株式持合の決定要因	6
第 3 章 先行研究と本研究の特徴	7
3.1 先行研究のサーベイ	8
3.2 本研究の特徴	9
第 4 章 実証分析	11
4.1 推計式と予想される符号条件	11
4.2 データと基礎統計量	13
4.3 推計結果とその解釈	14
第 5 章 結論と残された研究課題	15
5.1 結論と政策インプリケーション	15
5.2 残された研究課題	16
参考文献・資料	17

## はじめに

日本企業の構造および行動様式については従来から様々な特徴が指摘されてきた。特に日本企業のガバナンス構造は、その行動様式に密接に関係しているとされる。本稿では、そうした諸特徴のうち企業と銀行の間における株式持合とその動機（第1部）、企業のガバナンス構造と雇用調整の関係（第2部）につき、大企業の財務データと用いて実証分析を行った。

# 第 1 部

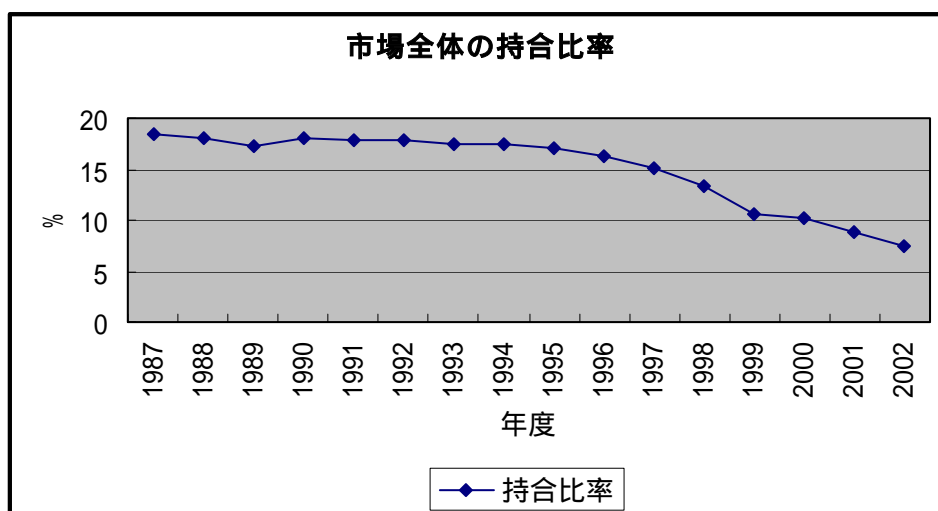
## 株式持合解消の実証分析

藤井 恵

## はじめに

日本企業の株式保有構造の特徴の一つに株式持合が挙げられる。日本の典型的な上場企業は取引先（銀行、保険会社、下請業者、顧客企業、商社）や系列企業との間で幅広く株式を持ち合っている。ニッセイ基礎研究所（2002）の株式持合状況調査<sup>1</sup>によると調査対象企業の85%にあたる2281社で持合関係が確認されており、わが国企業の間で広範に株式持合が行われていることが確認できる。しかしその一方で1990年代に入るとその構造は大きく変化し始めた。1990年以降株式持合は低下傾向にあること、この低下傾向は1995年以降一層顕著になってきており、1997年からはそれが加速していることが同調査により明らかになっている。しかしこの変化は企業のタイプにより違っていることが予想される。事実、日本企業が株式持合の将来をどう予想しているかをみたアンケート調査によると、大企業では「従来と変わらない」とみる企業が37%、「弱まる」と予想する企業は全体の60%にも達している。これに対して中規模・小規模の企業で株式持合を「維持する」との方針がもっとも多く、持合関係を「弱める」とする向きは大企業ほどではない点で企業規模別に多少の差異がみられる<sup>2</sup>。そうだとすると、どのような特性を持つ企業で株式持合関係が維持され得るのか、なぜか持合を維持しているのかを実証的に見極めることがこれからの日本企業のコーポレート・ガバナンスを予想していく上で重要な作業となる。

表1 市場全体の株式持合比率



（資料）ニッセイ基礎研究所（2002）をもとに作成

<sup>1</sup> 同様の調査は伊藤（2004）でも行われている。

<sup>2</sup> 岡部（2002）。

## 第 1 章 株式持合構造の変化と現状

### 1.1 株式持合構造の現状

はじめにニッセイ基礎研究所（2002）の調査をもとに株式持合の状況を把握する。これによると2002年度の持合比率（市場の時価総額237兆円に対する株式持合の割合）は87年の調査開始以来最低の7.4%となった。1987年から2002年にかけての持合比率の推移をみってみる。すると（1）1990年を除き一貫して低下傾向にある、（2）この低下傾向は1995年以降一層顕著になってきており、1997年からはそれが加速していることを指摘できる。最近時点では株式持合の主役が交代していることも興味深い<sup>3</sup>。すなわち、事業会社は比較的早く1990年代半ばに持合保有を解消する動きを見せ始めたのに対して、金融機関がそうした動きを見せはじめたのはそれよりもやや遅れて1997-98年以降になってからである。このため最近時点（1999年度末）においては両比率が逆転し、事業会社が持合保有する株式の比率（4.5%）は金融機関が持合保有する株式の比率（6%）を下回るにいたっており、いわば主役の交代があったといえる。このように市場全体の持合比率低下は著しいものの、調査対象企業の85%にあたる2281社で持合関係が確認されており、わが国企業の間で広範に株式持合いが行われていることに変わりはない。

### 1.2 持合構造の4形態とその変化

次に、岡部（2002）に従って株式持合を4つの形態に区分した上でそれぞれの変化を考察する。

（1）株式保有主体が金融機関でありそれ（金融機関）が他の金融機関が発行する株式を保有する場合（ケースA）

（2）株式保有主体は金融機関であるが、それが非金融企業（事業会社）の株式を保有する場合（ケースB）。これはメインバンク関係を含む。

（3）株式保有主体が非金融企業（事業会社）であり、それが金融機関の株式を保有する場合（ケースC）

（4）株式保有主体が非金融企業（事業会社）であり、それが非金融企業（事業会社）の株式を保有する場合（ケースD）

---

<sup>3</sup> 岡部（2002）。



表2 株式持合いのモデル：4つの形態

		株式保有主体	
		金融機関	非金融企業
株式発行 主体	金融機関	A	C
	非金融企業	B	D

(資料) 岡部 (2002)

株式持合は以上4形態が考えられる。その中で、近年の株式持合比率と照らし合わせて顕著なのがケースCとケースDの動きである。すなわち、事業会社においては金融機関との間での株式持合(ケースC)を急速に減少させる傾向が顕著である一方、事業会社相互間での株式持合(ケースD)はほとんど減少させる気配がないことである。この間、金融期間による株式持合(ケースA、B)は全体として緩やかな現象傾向を示している。つまり、株式持合への対応姿勢としては金融機関による解消の意向は比較的緩やかであるのに対して、事業会社では金融機関との間で相互保有している株式を手放す一方、他の事業会社との間における株式の相互保有は維持する傾向があり、両者の間に大きな差異が見られる。株式の持合状況がその形態毎に変化したことに伴い、株式持合の構造(各種持合形態の相対的な重要性)が従来とは大きく異なる状況になった。この16年間に(1)全体として株式持合比率は低下した(18.4%から7.4%へ)(2)特に事業会社による金融機関株式の保有(相互保有)が顕著に低下した、(3)従来はもっともウェイトの高かった事業会社による金融機関株式の保有が急減する一方、金融機関による事業会社株式の保有が相対的に最もウェイトが高い形態になったことがわかる。つまり株式持合は、ここ16年間で金融機関と事業会社では大きく異なっており、その結果持合構造が変化した。以下では近年特に変化の激しい事業会社による金融機関株式の保有(ケースC)に焦点を絞って株式持合解消の要因を理論的、実証的に探っていく。

### 1.3 事業会社による金融機関株式持合解消の要因

なぜ株式持合は解消傾向にあるのか、その中でも特に事業会社による銀行株式持合解消の減少が著しいのか。その要因には以下の点が指摘できる。まず第一に、銀行株の投

資収益率が低下し、保有リスクが上昇したことである<sup>4</sup>。95年半ばから一部金融機関の破綻、住専問題を背景として銀行株の価格訂正が進展した。銀行株の投資収益率が低下し、保有リスクが上昇したこの局面でこれまで安定保有を続けてきた事業会社は戦後初めて銀行株保有の選択を意識することとなった。さらに第二に、大手行への資本注入に至る金融危機の局面に入り銀行株化の一層の低下、ジャパンプレミアムの発生・拡大、格付け機関による格下げなどマーケットから厳しい評価を与えられ、銀行株保有の低利回りと高リスクが深刻となった。そして第三に、99年から始まった連結財務諸表制度や時価会計の導入は企業に保有銀行株の処分に関して選択を強く迫るものであった。このため金融機関株式の保有は企業経営にとって大きな負担になるとの認識を深め、株式売却が行われる大きな要因となった。このほかにも、事業会社にとって銀行と従来ほど密接な関係を維持しておく理由が乏しくなったことも挙げられる<sup>5</sup>。事業会社の資金調達においては資本市場からの調達規制の緩和、海外調達の容易化、資金需要水準の低下などの事情を反映して、銀行借入依存度が現実には低下した。またこのような情勢下では将来の銀行借入を確保するためにメインバンク関係を維持するという必要も薄れてきた。このため事業会社は銀行株式をその他の株式に先んじて売却する行動にでたと考えられる。このように、資金調達構造の変化と市場からの圧力が事業法人の銀行株売りを促進した<sup>6</sup>。社債市場では1996年1月に適債基準、財務制限条項が撤廃され資金調達における格付の重要性が上昇した。社債市場で資金調達可能な企業にとっては銀行との関係を保つ必要性が薄らいだのは先ほど示したとおりだが、それと同時にマーケットからの評価が重要になったのである。また、株式市場においても上場企業の倒産が増加する中で、信用不安の高まった企業の株価が大きく下落するなど、株価の圧力が高まっていた。こうした資本市場の環境変化を重視すれば、投資収益率が低下し、保有リスクが急速に上昇した銀行株を売却し、ROEを重視した経営、透明な経営の実践をシグナルとして市場に示すことが経営者にとって合理的な選択であったと考えられる。

## 第2章 株式持合の決定要因

### 2.1 株式持合の決定要因

以上見てきたように、株式持合が近年活発に解消傾向にあるとはいえ、わが国企業の

---

<sup>4</sup> 宮島・黒木(2002)。

<sup>5</sup> 岡部(2002)。

<sup>6</sup> 宮島・黒木(2003)。

間で広範に株式持合が行われていることには変わりがない。今後、時価評価会計が導入されても依然として銀行や事業会社がある程度まで株式持合を継続するとすれば、どのような属性の企業において、どのような理由で株式持合が解消されずに継続されているのかということをはっきりさせるのは重要である。

まずどのような理由で持合が維持されているのだろうか。上場企業へのアンケート調査である経済企画庁の調査、及び富士総合研究所の同様の調査によると「敵対的企業買収の防止」、「取引関係の安定化」、「株価の長期的安定」の3つが重要な役割を果たしていることがわかる<sup>7</sup>。このほかにも橘木・長久保（1997）では、情報の非対称性によって生じるエージェンシー・コストの節約、「静かな株主」であるため株主総会を企業の経営者の思い通りにできる点が指摘されている。

では次にどのような属性の企業において株式持合が維持されているのだろうか。これを説明するために参考になる考え方として貸し出しのエージェンシー費用仮説<sup>8</sup>というモデルがある。貸し出し先企業の信用力に応じて内部情報を得やすくするため、あるいはそのような内部情報をもとに何らかの企業行動をとりやすくするために貸出先企業の株式を保有するというものである。このような動機で貸し出し先企業の株式を保有するとすれば、貸し出しのエージェンシー費用が大きそうな企業ほど、株式保有が大きくなる。貸し出しのエージェンシー費用が大きな企業を「流動性に富んだ担保資産をあまり持たない」企業、「成長可能性の高い」企業、および「信用格付けの低い」企業であると考えたとすると、そのような特性を持つ企業ほど融資先の株式保有がより大きくなるわけである。また貸し出しのエージェンシー費用は貸出額の大きさにも依存してくるわけであるから、融資先からの貸出額が大きな企業ほどそれによる株式保有もより大きくなる。

### 第3章 先行研究と本研究の特徴

これまでの議論を踏まえた上で本稿では株式持合の要因分析を実証的に行っていく。ここでは先行研究をいくつかあげる。

---

<sup>7</sup> 岡部（2002）。

<sup>8</sup> 小佐野・堀（2002）。

### 3.1 先行研究のサーベイ

株式持合の要因分析を理論的・定性的に扱ったものには先ほど取り上げた橘木・長久保（1997）やシェアード（1993）がある。その一方で計量的に扱った論文は非常に少ない。小佐野・堀（2002）ではメインバンク企業間の資金調達の関係と株式持合に関する決定要因を実証的に分析し、日本企業の資金調達行動とコーポレート・ガバナンスの将来に関して考察している。宮島・黒木（2002）では金融機関と事業法人間の株式保有関係の変化を双方の主体的選択の問題として取り扱い、株式保有の決定要因の分析を行っている。宮島・黒木（2003）では宮島・黒木（2002）の分析をさらに拡張し、近年の持ち合い解消の決定要因に接近している。以下、それぞれの研究の分析、結果を概観した上で本研究の付加価値について述べる。

#### 小佐野・堀（2002）

1990年代の社債発行自由化以降で、かつ株式持合の解消が注目されるようになった期間のデータを使って、メインバンク・企業間の資金調達関係と株式持合に関する決定要因の分析を行っている。具体的には伝統的銀行借入、社債発行引き受け、株式持合の3種類の推計を行っている。その結果、相対的に成長率が乏しく、財務状況が良好でない企業がメインバンクとの関係を維持していることが明らかになっている。

株式持合に関する基本推計はメインバンクもしくは融資関係のある銀行の持ち株比率を、各企業の成長可能性と信用格付けに関する変数などに回帰させたものである。推定結果として株式持合（メインバンクによる持ち株比率）を説明する重要な要因はトービンの $q$ であることが示されている。トービンの $q$ が低い企業、すなわち将来の成長可能性が低い企業ほど持合比率が高いということになる。

#### 宮島・黒木（2002）

金融機関と事業法人間の株式保有関係の変化を、双方の主体的選択の問題として取り扱い、株式保有の決定要因の分析を試みている。実証分析では事業法人の銀行株売却には経営者のエントレンチメント<sup>9</sup>、銀行との長期的な関係、資本市場の圧力が有意な決定要因として確認されている。特に期待収益の低い企業で銀行との長期的な関係を考慮する傾向が観測された。他方、銀行の事業法人株式売却の決定に際しては株式保有関

---

<sup>9</sup> 所有と経営が分離した企業では、経営者の意思決定基準が株主利益最大化と異なる傾向にある。例えば大規模な企業の専門的経営者は、自己の利益や従業員の利益を重要視するあまり、株主の利益を犠牲にすることがある。経営者の機会主義的行動を規律づけるため、株主は様々なコーポレート・ガバナンスの手段を用いる。これに対して経営者は、コーポレート・ガバナンスに対する抵抗力を強めようとする。この経営者の抵抗力、あるいは経営権の強固さをエントレンチメント（entrenchment）と言う。（砂川（2002）より。）

係・融資取引関係が強く影響していることが確認されている。さらに、銀行の株式売却の可能性が高まった 1997 年の金融危機以降では、信用リスクに対する考慮が後退し、収益期待の高い企業の株式が売却されているという結果が得られている。

これらの結果が銀行との融資・株式保有関係の強い企業では双方の合理的な選択の結果として持合い関係が維持されることを示している。つまり、市場の圧力が働かない一部の企業で、従来型の企業統治構造が均衡として継続され、また銀行のポートフォリオがシステムティックに劣化しているという可能性が明らかとなった。

#### 宮島・黒木（2003）

宮島・黒木（2002）の分析をさらに拡張し、近年の持合解消の決定要因に接近している。各事業法人と各銀行における固有の関係を明示的に捉えると同時に、持合解消が大きく進展した 2002 年度まで分析期間を拡張したデータセットを用いて、宮島・黒木（2002）で暫定的に示した結論の頑強性を再検討し、さらに銀行の財務状況が選択に与える影響、相互関係解消の時間的前後関係や、選択問題に対するメインバンク関係の影響まで分析を拡張している。

その結果次のことが明確に確認された。事業法人の銀行株売却では、財務要因からの売却必要性、市場からの圧力、銀行株式リスク上昇が売却促進要因となる一方、銀行との長期的関係に対する配慮、経営者のエントレンチメントが売却の抑制要因として働いた。他方、銀行の事業法人株売却では銀行自身の財務健全性改善と、株式保有リスクの圧縮が強く意識された。ただ、投資先企業の信用リスクへの考慮が後退し、企業との長期的関係が薄い企業、将来成長期待の高い起業、流動性に富む企業など、売却容易な株式がシステムティックに売却対象となった。

さらに、事業法人・銀行相互の毎年の売却意思決定を考慮することによって、新たに次の点を明らかにすることができた。相互持合の解消が、双方の合意を通じて進展したか、一方が先行したのかという点については、株式売却が同時に実施される傾向が強いことから、解消は双方の合意（強制的な解消）を基本線としていた。しかし、事業法人の間には銀行株売却を选考させる法人が存在し、それが持合解消を加速させた可能性がある。メインバンク関係では、信用リスクが高く売却が合理的な投資先であっても保有継続する傾向が強く、その関係への配慮が双方の選択に強い影響を与えたと言える。ただ、メイン先企業が財務危機に陥った場合、メインバンクが売却対象として選択される傾向があり、救済目的で銀行が自行株式の売却を許容したと考えられる。

### 3.2 本研究の特徴

	被説明変数	説明変数	対象	推計期間	分析手法
小佐野 堀 (2002)	メインバンクもしくは 融資関係のある 銀行の持ち株比率	<ul style="list-style-type: none"> <li>・企業の成長可能性(トービンのq)</li> <li>・信用格付け指標(利払い能力)</li> <li>・売上高</li> <li>・負債比率</li> <li>・メインバンク自己資本比率</li> </ul>	東証一部、二部上場 企業のうち機械、電気 機器、鉄鋼に属する 企業	1999年	OLS Logit
宮島 黒木 (2002)	事業法人が保有 銀行株を売却するか 継続保有するか の選択	<ul style="list-style-type: none"> <li>・経営者のエンタレンチメント(企業の 株式時価総額、外国人などによる 株式保有比率など)</li> <li>・銀行との関係密度を表す変数(銀行 部門による株式保有比率など)</li> <li>・資本市場の圧力(企業が期初に格付 を取得している場合に1をとるダミー 変数など)</li> <li>・企業の保有銀行株売却の必要度(企 業が保有する銀行部門株式が総資 産時価に占める割合など)</li> </ul>	東証一部上場の事業 法人(金融・その他 金融を除く)	1995年 ~ 2001年	Logit
宮島 黒木 (2003)	事業法人が保有 銀行株を売却するか 継続保有するか の選択	<ul style="list-style-type: none"> <li>・保有銀行株の売却必要度(事業法人i のインスタントカバレッジレシオが1.5を 下回る場合1をとるダミー変数など)</li> <li>・保有対象となる銀行の健全性格差 (Moody's 銀行財務格付がD以下の 場合1をとるダミー変数)</li> <li>・資本市場からの圧力(事業法人iの 長期格付がBB格~BBB格までの 場合に1を与えるダミー変数など)</li> <li>・経営者のエンタレンチメント(事業法人i の株式時価総額対数値など)</li> </ul>	東証一部上場の事業 法人(金融・その他 金融を除く)	1995年 ~ 2001年	Logit
本研究	メインバンクもしくは 融資関係のある 銀行の持ち株比率	<ul style="list-style-type: none"> <li>・株式市場の圧力(外国人・投信による 株式保有比率)</li> <li>・企業のタイプ(売上高、利払い能力)</li> <li>・取引先との関係(融資第一順位金融 機関による融資額)</li> </ul>	東証一部、二部上場 企業のうち機械、電気 機器、鉄鋼に属する 企業	1995年 ~ 1999年	OLS

本研究では説明変数は小佐野・堀(2001)に基づいて行い、被説明変数は小佐野・堀(2001)と宮島・黒木(2002)の両者を参考に決定した。また独自の変数として取引先(具体的には融資第一順位金融機関)による融資額を説明変数に加えた。

## 第4章 実証分析

分析の流れは以下の通りである。

株式持合い（事業法人による金融機関持ち株比率）



資本市場の圧力

外国人・投信による株式保有比率

企業のタイプ

売上高

利払い能力

取引先（金融機関）との関係

融資第一順位金融機関による融資比率

### 4.1 推計式と予想される符号条件

株式持合の決定要因として考えられる資本市場からの圧力、企業のタイプ、取引先（金融機関）との関係が株式持合いにどのような影響を与えているのか、何が決定要因として作用しているのかをパネルデータにより実証的に分析する。推計式は以下の通りである。

$$MOTIAI = \alpha_1 + \alpha_2 FOREIGN + \alpha_3 SALES + \alpha_4 ICR + \alpha_5 FINANCE + \varepsilon$$

・ MOTIAI: 株式持合い（事業法人による金融機関持ち株比率）

「メインバンク、もしくは融資関係のある金融機関」の持ち株比率。ほとんどの企業はメインバンクに自社の株式を保有してもらっている。またメインバンクに限らず融資関係のある複数の金融機関に株式を保有してもらっていることが確認されている<sup>10</sup>。もちろん厳密に株式持合の関係を分析するためには、メインバンクや融資関係のある銀行が株式を保有している状況を検討すべきである。しかしながらデータの制約上、

<sup>10</sup> 小佐野・堀（2002）。

メインバンクもしくは融資関係のある金融機関持ち株比率を持合として分析することにした。

- ・ FOREIGN:外国人・投信による株式保有比率

- ・ SALES:売上高

- ・ ICR:利払い能力 ( interest coverage ratio )

$$\frac{\text{事業利益 ( 営業利益 + 受取利息 \cdot 割引料 \cdot 有価証券利息 + 受取配当金 )}}{\text{支払い利息 \cdot 割引料}}$$

推定の対象となる企業 129 社のうちいずれかの格付け機関から格付けを取得している企業はわずかである。したがって、129 社全社に関して負債発行者の元本支払い能力を検討するためには信用格付け指標は不十分である。そこで小佐野・堀 ( 2002 ) に従い、信用格付け指標の代理変数として利払い能力を用いる。この値が高いほど企業の元本支払い能力は高いということになる。

- ・ FINANCE : 融資第一順位金融機関持ち株比率

$$\text{融資第一順位金融機関による融資額} \div \text{負債}$$

この推計式では、株式持合の決定要因を資本市場からの圧力 ( 外国人・投信による持ち株比率 )、企業のタイプ ( 売上高、利払い能力 )、取引先との関係 ( 融資第一順位金融機関による融資比率 ) で説明している。予想される符号条件は以下の通りである。

表 4 予想される符号条件

変数	予想される符号条件	先行研究
外国人・投信持ち株比率	-	宮島・黒木(2002)
売上高	-	小佐野・堀(2002)
利払い能力	-	小佐野・堀(2002)
融資比率	+	なし

宮島・黒木 ( 2002 ) では外国人・年金信託・投資信託による株式保有比率は株式持合にマイナスに作用することが実証されている。これは、経営者が外部の株主から乗っ取りの潜在的な可能性に直面する程度が大きければ、銀行株式保有を継続する傾向が強いからである。よって本研究でもマイナスになることが予想される。



売上高、利払い能力は共に負になることが予想される。売上高、利払い能力の低い企業では金利が高くても銀行借入を選択して流動性制約に陥る可能性を少なくしようとする傾向があると考えられる。小佐野・堀（2002）ではこの仮説が実証される結果となった。

融資比率は負になることが予想される。これは銀行との長期的関係が強ければ、保有リスクの上昇した銀行部門の保有を継続する傾向が強いという仮説に基づいている。

#### 4.2 データと基礎統計量

分析の対象は全国一部及び二部に上場している企業のうち、「機械」、「電気」、「鉄鋼」に属する企業である<sup>11</sup>。毎年度3月末が決算期となる企業のデータを用い、分析期間中に合併などの不連続があった銘柄、必要データが一部欠落している銘柄を除いた。その結果考察の対象となる企業数は129社<sup>12</sup>であった。推計期間は株式持合い解消が活発化した1995年から1999年（最新）までの5ヵ年である。各企業の財務データ、株価データの出所は日経NEEDSである。また、各企業の融資第一順位銀行融資額、及びその持ち株数は『企業系列総覧』で調べた。以上のデータをベースにパネル分析を行った。データの基礎統計量を以下にまとめる。

表5 基礎統計量（1995年から1999年）

	平均値	中央値	最大値	最小値	全サンプル数	単年度サンプル数
持合比率	4.163	4.6	6.87	0.7	645	129
外国人等持ち株比率	16.37	8.426	354.1	0.244	645	129
売上高	184847.5	61800	4075656	5342	645	129
利払い能力	12.05	3.89	989.5	-59.6	645	129
融資比率	7.257	5.936	65.1	0.002	645	129

すべての変数につき5ヵ年分のデータが揃った、バランスしたパネルデータを用いた。

<sup>11</sup> 日本における主要産業であるため、また小佐野・堀（2002）で分析対象とされていたため、本研究でもこの3業種に絞って分析を行った。

<sup>12</sup> 1999年度の外国人・投信持ち株比率、融資第一順位銀行融資額は藤井（2003）で使用したデータセットと同じものを使用した。

### 4.3 推計結果とその解釈

Sample: 1995 1999

説明変数	パラメーター (t 値)
$\alpha_2$ FOREIGN 外国人・投信持ち株比率	0.002202 (3.97)
$\alpha_3$ SALES 売上高	$-1.87 \times 10^{-7}$ *** (-7.29)
$\alpha_4$ ICR 利払い能力	-0.000633 *** (-4.21)
$\alpha_5$ FINANCE 融資比率	0.015242 *** (7.41)
R-squared	0.997251
Adjusted R-squared	0.997234

(\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。)

#### 推計結果

推計結果は概ね良好である。モデルの説明力も高い。外国人・投信持ち株比率 ( $\alpha_2$ ) のみ有意水準を満たしていない<sup>13</sup>。売上高 ( $\alpha_3$ ) は1%水準で有意となっており t 値も高い。符号はマイナスで小佐野・堀 (2002) と同じ、予想通りの結果である。利払い能力 ( $\alpha_4$ ) は1%水準で有意となっており t 値も高い。符号はマイナスで小佐野・堀 (2002) と同じで予想通りの結果である。融資第一順位金融機関による融資比率 ( $\alpha_5$ ) は1%水準で有意であり t 値も高い。符号はプラスとなっており、予想通りの結果となった。

#### 推計結果の解釈

企業のタイプを表す売上高、利払い能力は共に負となっている。これは規模が小さく、財務状況が良好でない企業が株式持合いを維持していることを表している。このような企業の経営者は取引先である金融機関との長期的な関係を考慮し、結果として株式持合をする程度が強い。逆に考えると売上高が高く、財務状況の健全な企業においては敵対

<sup>13</sup> 宮島・黒木においても1995年3月期から1998年3月期にかけては有意にでない。

的買収の可能性も低いいため結果として株式持合を解消する傾向にあることが実証された。

取引先金融機関との関係を表す融資第一順位金融機関による融資比率は正になった。金融機関からの融資額が多く、金融機関と密接な関係を持っている企業ほど持合い傾向が強いことが実証された。これは金融機関からの借り入れが多く、密接な関係をもっている企業であるほど株式持合いを継続する傾向が強いことを表している。

## 第5章 結論と残された研究課題

### 5.1 結論と政策インプリケーション

90年代半ば以降進展した持合解消は日本企業の間で均等に進んでいるのではない。持合解消を進める企業と並んで持合維持を選択する企業もある。株式持合の解消は今後もさらに強まると予想されるがその場合、大企業ほど弱める傾向にある。中規模・小規模の企業では維持するとの方針が多く、今後は2極分化していくと思われる。

藤井(2003)ではメインバンクに代表されるような安定的な株主が株主価値にマイナスの影響を与え、外国人投資家に代表される大口株主は株主価値にプラスの影響を与えているという関係を実証した。この関係と、株式持合に関する本稿の実証結果を合わせて考えると、銀行との資金・株式保有関係の強い企業群では持合が維持され、経営への規律づけが働かない状態が継続する。その結果、不十分な経営成果が継続することから資本市場の評価も低いままとなり、持合解消を促す要因である株式市場の圧力が加わらないという循環に陥ることを意味する<sup>14</sup>。つまり、1990年代半以降、企業統治構造に関して市場モニター型のガバナンス構造への移行を選択し相対的に効率的な経営を維持する企業群の対極に、従来からのメインバンク関係や持合関係の維持を自ら選択し、その結果、経営者の規律づけが有効に作用せず、効率性に問題を含む企業群が存在することとなる。こうした企業のために政府はすでに産業再生機構によるメインバンクのモニタリング能力の向上、株式買取機構、商法改正による委員会等設置会社の選択性の実施など制度的措置を整備してきた。今後はその制度にそった具体的な措置の一層の推進を図ることが望まれる。

---

<sup>14</sup> 小佐野・堀(2003)においても同様のことが指摘されている。

## 5.2 残された研究課題

本研究の残された課題は三点ある。一つ目は今回の分析は事業法人による金融機関持合の分析にとどまったことである。しかし株式持合いは双方の主体的な選択によるものであることを考慮すると、また金融機関による株式持合いの減少傾向が強くなっていること<sup>15</sup>を考慮すると金融機関による事業会社持合に関しても分析する必要がある。二つ目は企業の成長可能性について検討できなかったことである。本文でも触れたように今後株式の持合は企業の成長可能性によって大きく差異が生じてくると示唆される。今回の分析では全国上場企業を対象とし、一括の推計を行った。しかしながら企業規模、タイプ別に推計を行うことは多くの示唆を与えるといえる。そして最後に、本研究における分析は相関関係(Correlation)についての実証分析にとどまっており、因果関係(Causality)についての分析にまで踏み込めていない。この点を今後の課題としたい。

---

<sup>15</sup> 伊藤(2004)では銀行が事業会社持を保有するケースは1991年度の7.23%から2002年度の2.49%にまで低下し、解消が進展していることが指摘されている。

## 参考文献

- 伊藤正晴 (2004) 「「持ち合い」時代の終焉 株式持ち合い構造と銀行保有株に関する実証と考察」 ( <http://www3.keizaireport.com/melma.cfm/-/ReportID=17558/> )
- 岡部光明 (2002) 『株式持合と日本型経済システム』慶應義塾大学出版会
- 小佐野広・堀敬一 (2002) 「メインバンク・企業間資金調達関係と株式持ち合い」証券アナリストジャーナル 2002 . 12
- 砂川伸幸 (2002) 「株式持合いと持合い解消：エントレンチメント・アプローチ」 ( [http://www.b.kobe-u.ac.jp/publications/dp/2002/2002\\_01.pdf](http://www.b.kobe-u.ac.jp/publications/dp/2002/2002_01.pdf) )
- 橘木俊詔・長久保僚太郎 (1997) 「株式持合いと企業行動」『フィナンシャル・レビュー』大蔵省財政金融研究所
- ニッセイ基礎研究所 (2002) 「株式持合い状況調査 2002 年度版」 ( <http://www.ni-research.co.jp> )
- 藤井恵 (2003) 「日本企業の資金調達構造とコーポレート・ガバナンス」2003 年度春学期岡部光明研究プロジェクト ( <http://web.sfc.keio.ac.jp/~okabe/paper/> )
- 富士総合研究所 (1993) 「メインバンク・システムおよび株式持ち合いについての調査報告」1992 年度通産省委託調査
- ポール・シェアード (1993) 「日本の株式持合いと企業支配」『フィナンシャル・レビュー』大蔵省財政金融研究所
- 宮島英昭・黒田文明 (2002) 「株式持合い解消の計量分析 複数均衡とポートフォリオの劣化」証券アナリストジャーナル 2002 . 12
- 宮島英昭・黒田文明 (2003) 「株式持合い解消の計量分析：Mark」 ( <http://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/03j014.pdf> )

## 第2部

# 日本企業のガバナンス構造と雇用調整 企業財務データを用いた実証分析

杉山 貴昭

## はじめに

メインバンク、株式持合、長期安定雇用が日本の経営システムの特徴とされていた。この点について比較経済分析の立場からは、メインバンクや株式持合といったサブシステムと長期雇用制度や年功賃金制度などの日本的雇用慣行は制度的補完の関係にあるという議論がなされている。図1を見ると日本の完全失業率は90年代半ばまで3%以下の低水準で安定していたが、90年代半ば以降急激に上昇している。この原因として日本企業の雇用保障能力にかけりがみられているという議論があるが、それが景気循環によるものだけなのか、あるいは企業に構造的な変化、例えば企業のガバナンス構造の変化によるものなのか、という疑問がある。



(注) NEED-FAME マクロ経済データをもとに著者作成。

そこで本稿は、企業のガバナンス構造が雇用調整に及ぼす影響を実証的に分析し、比較経済分析の立場から指摘されているメインバンクシステムと長期的雇用慣行の間に実際に制度的補完の関係があるのかどうかを、またその他のコーポレート・ガバナンス

要因が企業の雇用調整にいかなる影響を与えているのか、その影響が 90 年代を通して変化したのかどうかを、企業経営を効率的なものにするための経営上の意思決定のひとつである雇用調整に対する各ステイクホルダーの影響を実証的に分析することを目的とした。

以下、第 1 章で日本企業の雇用調整について概観する。第 2 章では企業のガバナンス構造と雇用調整について扱った先行研究について整理する。第 3 章で部分雇用調整モデルを導出するとともに本研究で扱うガバナンス変数について説明する。そして第 4 章で推計結果についてまとめた後、第 5 章で結論並びに政策提言を行う。

## 第 1 章 日本企業の雇用調整

### 1.1 日本的雇用慣行

長期的雇用制度は、終身雇用制度とも呼ばれ日本の企業システムに特徴的なものであるとされている。ここでは、本稿で扱う日本的雇用慣行のなかの長期的雇用制度について概観する。これは新規学卒者として採用された労働者が定年までの長期間の雇用を企業によって保証されることをいうが、明示的な契約を交わすわけではなく、主に暗黙の契約によって慣行となっていたというのが正しい理解である。長期的雇用制度が存在することの利点、すなわち労働市場の流動性が低くなることの利点は、雇用削減や新規雇用に関わるコストを削減できることである。企業は OJT (On The Job Training) の形で労働者にスキルを身に付けさせるために多大な人的資本投資を行っている。よって、労働者の教育に関する費用がサンクコストになる場合、企業は容易に労働者を解雇しようとはしなくなる。一般的に労働経済学の教科書<sup>16</sup>では、この日本の長期的雇用制度はそれが単独に存在しているのではなく、その他の雇用慣行、例えば、年功賃金制度、ポータビリティ (portability) のない退職金や企業年金制度、企業内での OJT、長期的企業間取引関係、雇用保険制度といった周辺の経済社会システムと相互補完関係にあると述べている。そして、さらに比較経済分析の立場からは、日本的雇用慣行とメインバンクシステムが制度補完の関係にあるという理論的研究がなされている。<sup>17</sup>

---

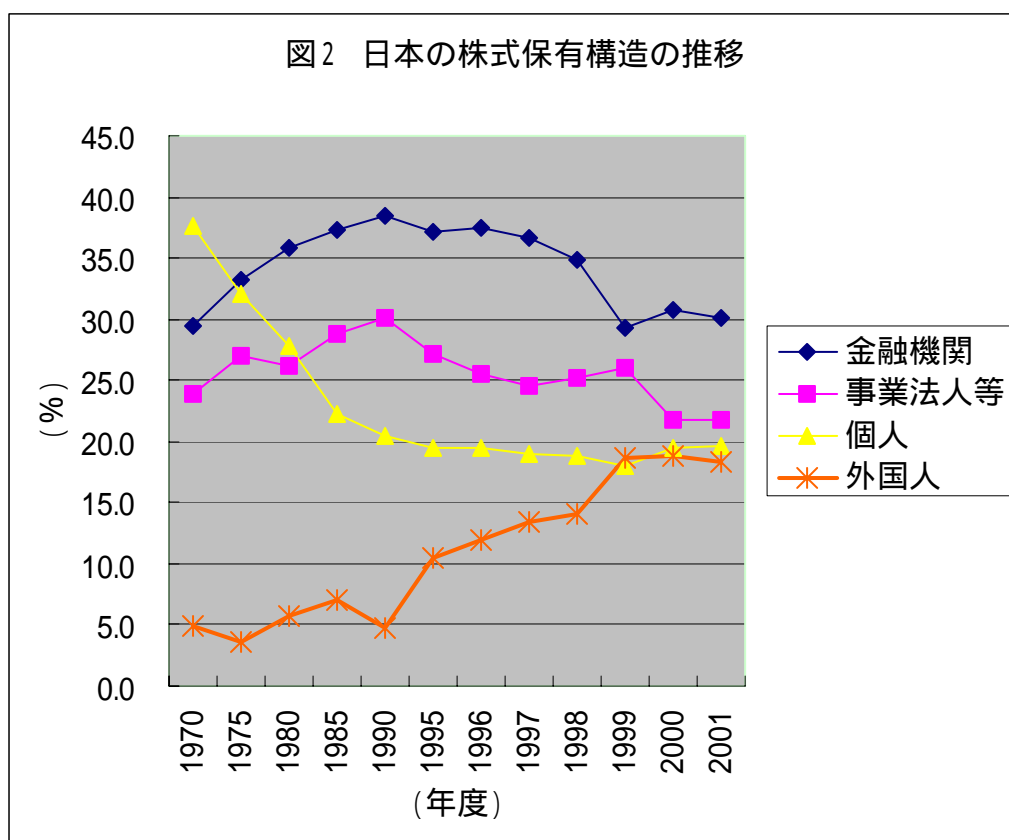
<sup>16</sup> 大竹 (1998)、小峰 (2003) の第 5 章。

<sup>17</sup> 青木・奥野 (1996)。



## 1.2 環境変化と雇用調整

ところが近年、経済のグローバル化による国際規模の資金の流動化や金融ビッグバンによる規制緩和などにより企業の資金調達における環境が大きく変わりつつある。図2は企業の株式保有構造を示したものであるが金融機関や事業法人の持株数は減っている。かわって外国人持株比率が急激に増えている。企業が活動を行う時には資金が不可欠であり、それをどこからどれくらいの割合で調達するかによって、企業のガバナンス構造が変わってくると考えられる。特に近年、資金調達手段の多様化から相対的にメインバンクからの借入額が低下していること、間接金融から直接金融への流れの中で負債や株による資金調達が増えていること、また株式保有構成が変化してきていることは注目しなければならない。これらの変化によって相対的にメインバンクのガバナンスが弱まっていることが考えられる。代わっていかなる主体がガバナンスを行っているのか、あるいはそもそも企業に対するガバナンスがうまく機能しなくなっているのかが注目される。



(注) 全国証券取引所協議会「平成13年度株式分布状況調査」から著者作成。

## 第2章 先行研究の検討

### 2.1 先行研究

従来、雇用調整についての研究はマクロ経済指標を用いた部分調整モデルによるものが多かったが、近年、ガバナンス構造が企業の雇用調整にいかなる影響を与えるのかについて財務データを用いて研究がなされるようになってきた。先行研究を整理する。先行研究については表1を参照。

阿部(1999)は1978年～1995年の化学(66社)、鉄鋼業(27社)、電気機器(71社)、卸・小売業(88社)の4業種について Binominal Logit Model によって分析している。説明変数には 企業の業績指標として当期実質経常損益、二期連続赤字実質経常損益、企業規模千人以上ダミー、ガバナンス変数として10大株持ち株累計率、その他事業会社持株比率、金融機関持ち株比率、個人株持ち株比率とこれら株主構成指標と二期連続赤字ダミーの交叉項、資金調達手段に関する指標として直接金融比率、直接金融比率と二期連続経常損益赤字ダミーの交叉項をとっている。結果は 企業業績効果が雇用削減意思決定に与える効果として経常利益損益は化学と鉄鋼で有意に負の影響を与え、企業業績が好調なときは雇用削減の意思決定確率は低下することを示している。二期連続経常利益赤字は化学と電気機器で有意に正の影響を与え、雇用削減意思決定確率を高めていることを示している。ガバナンス構造が雇用調整に与える効果として10大株持ち株累計比率は化学と電気機器で有意に正の影響を与えまた取締役会の雇用削減意思決定に対する大株主の影響は平常時より赤字期のほうがその影響は大きい。事業会社の持ち株比率は化学と鉄鋼で有意に負の影響を与え、さらに化学では赤字期に雇用削減意思決定確率を低下させる効果が強くなる。金融機関持株比率は化学と電気機器で有意に負の影響を与える一方、赤字期には化学と卸・小売で有意に正の値をとり、金融機関は平常時には雇用削減確率を低下させるが赤字期には雇用削減確率を高める影響を取締役に与えている。個人投資家持株比率は化学、電気機器、卸・小売で有意に負の影響を与え、雇用削減意思決定確率を低下させているが、赤字期には化学以外は有意な値が得られない。個人株主は他の株主に比べ少数の株式を多数の人々が所有しているのでグループとしての統治能力は弱まり取締役会に対する統治を行っていないといえる。直接金融比率は化学、電気機器、卸・小売で有意に負の影響を与え、また赤字期には化学が統計的に有意に正の影響を与えている。以上より企業のガバナンス構造が雇用削減に影響を与えているのは化学と電気機器であり、株主構造と雇用制度の間の

表 1 先行研究

	阿部正浩 (1999)	富山雅代 (2001)	松浦克巳 (2001)
推計期間	1978年 - 1995年	1980年 - 1996年	1991年 - 1997年
サンプル企業	化学(66社) 鉄鋼業(27社) 電気機器(71社) 卸小売業(88社)	男性比率が高い一部上場企業(金融保険は除く)(644社)	上場企業(サンプルデータはのべ16,989個)
分析手法	Binomial Logit Model	部分調整モデル	Bivariate probit Model
被説明変数	従業員を削減 = 1 それ以外 = 0	当期従業員数	5%以上の削減 = 1 それ以外 = 0
ガバナンス変数	上位10大株主持株比率、その他法人持株比率、金融機関持株比率、個人株主持株比率、これらの株主構成と二期連続赤字ダミー変数との交叉項、直接金融比率、間接金融比率、これらの資金調達手段と二期連続赤字ダミー変数との交叉項	メインバンク持株比率、メインバンク借入比率、メインバンク役員派遣ダミー、系列内持株比率、系列外持株比率、負債比率、銀行借入比率、社債比率	当期負債比率、当期借入比率、銀行持株比率、大株主持株比率、役員持株比率、外国人持株比率
主な結論	大株主の存在が赤字期の雇用削減確率を低下させる。 金融機関には「状態依存型ガバナンス」が確認される。 直接金融比率の上昇は化学産業で雇用削減確率を高めている。 ガバナンス構造が雇用調整に影響を与えない産業もある。	メインバンク系列の企業、二期連続赤字の企業、人的資本の少ない企業で雇用調整は遅い。	株主の構成比率でみたコーポレート・ガバナンスの機能はあまり働いていない。 負債による企業の規律付け効果は二期連続赤字期のみ作用する。

補完的關係が確認できなかった産業もあった。残された課題としてより正確な指標であるメインバンク持株比率や取締役会の属性を利用することや従業員と取締役会との關係を陽表的にモデルに取り入れることをあげている。

富山(2001)は1980~1996年の金融・保険を除く男性比率が高い一部上場企業(化学、鉄・非鉄・金属、一般機械、輸送機械、非製造業)と男性比率が低くかつ比較的女性比率が高い産業(食品・繊維、卸・小売)に属する企業644社について部分雇用調整モデルによって分析している。説明変数は一期前雇用、生産高、賃金、タイムトレンド、さらにガバナンス変数としてメインバンク持株比率、メインバンク借入比率、メインバンク役員派遣ダミー、系列内持株比率、系列外持株比率、負債比率(負債/総資産)、銀行借入比率(銀行借入/負債)、社債比率(社債/負債)を用いている。また二期連続赤字期の企業のデータを用いた分析とガバナンス構造の変化と雇用調整の影響を見るため80~89年と90~96年の2期間に分けた分析も行っている。ただしガバナンス変数は1982年、87年、94年の平均値を用い、推計についてはそれぞれのガバナンス変数について個別に行っている。結論は、全産業でのメインバンク変数は役員派遣ダミー以外はすべて有意に正の影響、すなわち雇用調整を遅らせる。社債比率は有意に負の値をとりて負債の規律付け機能が確認された。(ただし負債比率は有意に正の値を示している。)産業別に見た場合、メインバンク持株比率は化学以外で、メインバンク借入比率は一般機械と非製造業で、メインバンク役員派遣は化学で、社債比率は機械産業と鉄・非鉄金属業で有意に正の値をとり雇用調整を遅らせている。系列内持株比率は化学以外の産業で有意に負の値をとり雇用調整を速めている。系列外持株比率は非製造業で有意に正の値をとり雇用調整を速めている。以上よりメインバンク系列の企業において雇用調整は遅く、また二期連続赤字を計上している企業や人的資本の少ない企業においても調整速度が遅いという結論を得ている。つまりこの結果は企業が財務危機に陥った時や人的資本の大小に関わらず、メインバンクが当該企業の救済にはいるために雇用が安定することを意味し、企業の雇用調整の違いが制度的補完性よりもメインバンクの流動性供給の役割に依存することを示している。

松浦(2001)は1991年から1997年度の上場企業の財務データを用いて、「従業員の大幅削減」と「減配・無配」の選択がいかにして行われるかを企業利潤、企業財務(負債の企業経営に対する規律付け)、コーポレート・ガバナンス(株主構成の影響)を踏まえてBivariate probitモデルによって分析している。分析において二期連続赤字を考慮するケースとそうでないケースに分けている。大幅雇用削減の説明変数として当期経

常利益率、前期経常利益率、資産伸び率、当期負債比率、当期借入比率、銀行持株比率、大株主持株比率、役員持株比率、個人持株比率、外国人持株比率、前期従業員数、労働装備率と各年度のダミー変数をとっている。また減配・無配についての説明変数を用意し同様に分析している。結果は従業員的大幅削減と減配・無配の関係は2期間の企業利潤に依存しており、また従業員と株主の損失はシェアされているという。ただし従業員の交渉力が大きく、株主に負担がいく傾向が強いといえる。株主の構成比率で代理させたコーポレート・ガバナンスの効果を見ると、銀行は赤字期にリストラによる企業再建を促進するようには働いていない可能性がある。同様に大株主比率の係数も有意な値が得られず、企業再建に機能していない可能性が示唆される。役員持株比率は雇用削減を進める可能性がある。個人持株比率は、平常時は有意な値を得られず、二期連続赤字期には有意に負の値を得ている。外国人持株比率は平常時には1%水準で有意に正であり雇用削減意思決定確率を高めており、二期連続赤字期には1%水準で有意に負であり雇用削減意思決定確率を低下させている。この点について松浦は今後さらなる検討の余地があるとしている。また、企業は企業特殊的技能の蓄積を評価していない可能性がある。そして負債の企業経営に対する規律付け効果は弱いかほとんど機能していなかった、と結論付けている。

以上の先行研究は分析対象が雇用削減と雇用調整速度の違い、分析対象期間や扱うサンプル数に違いがあるものの個別企業のガバナンス構造上の関心事は、メインバンクシステム、系列関係、株式持合制度である点で共通している。これらの研究で対象としているステイクホルダーは株主、債権者、取引先である。それ以外のステイクホルダーを扱った研究としては、従業員のあり方を情報として取り入れた野田(1998)や雇用調整を実施するか否かを意思決定する主体である経営者のあり方に関する情報を取り入れた浦坂・野田(2001)がある。これら二つの研究は、本研究の推計において直接その内容を利用してはいないが以下に簡単に紹介しておく。

野田(1998)は1988年から94年の未上場企業の製造業114社について労働組合の雇用調整に与える効果を見るために労働組合の存在の有無によって組合企業と非組合企業に分け、それをさらに大企業(従業員300人以上)と中小企業(従業員300人未満)に分けてそのそれぞれについて部分雇用調整モデルによって分析している。結果は大企業の場合には組合企業と非組合企業との間で雇用調整速度にかなりの格差が見られるが中小企業では雇用調整速度にはほとんど格差が見られなかった。野田は企業規模の大小を企業特殊的な人的資本に対する投資の差であると考え、従業員300人以上の組合企

業では、企業特種的な人的資本・技能の蓄積がなされているので雇用調整に対して従業員は交渉力を有しており、また経営者もこれらの蓄積のためのインセンティブを確保しようとして雇用保障について努力するために、雇用調整が遅くなっていると結論付けている。

浦坂・野田（2001）は1987～1994年の電気機器、機械、輸送用機器、精密機器、化学工業、食料品の各産業に属する上場企業のうちランダムサンプリングによって抽出された206社のデータを用いて経営者が内部昇進であるか、オーナーであるのかで雇用調整に差があるのかどうかを部分雇用調整モデルによって分析している。説明変数には実質賃金、実質売上高、一期前雇用量、タイムトレンド、オーナー企業ダミーとオーナー企業と各変数との交叉項をとり、大企業（従業員1000人以上）、中小企業（従業員1000人未満）の二つのカテゴリーに分割し、また全期間（1987～94）と好況期（1987～90）と不況期（1991～94）に分けて分析している。結果は全産業対象とした部分雇用調整モデルによる全期間の推定では、中小企業は内部昇進企業とオーナー企業の格差が大きく、オーナー企業の雇用調整速度が内部昇進企業の倍近く達している。一方、大企業の場合は有意な結果が得られていない。産業別の推定でも同様な結果が得られている。推定期間の景気動向を考慮した分析では、好況期においては中小企業でオーナー企業との交叉項で有意な結果が得られなかった。反対に不況期では大企業においてオーナー企業との交叉項が有意にならなかった。とはいえ総じて経営者のルーツの違いは、雇用調整に対する意思決定や従業員の交渉力の違いを生み出し、雇用調整速度に格差を生み出している」と結論付けている。

## 2.2 先行研究の批判的検討と本研究の特徴

企業の財務データをもとにした以上の雇用調整に関する先行研究は特定の産業に限定し、あるいはランダムサンプリングなどによって分析対象を限定している。本研究では、1989年と1999年の2期間で一部上場企業の財務データを用いたクロスセクション分析を行った。得られた最新のデータが1999年であり、90年代を通してどのような変化があったのかをみるためにもう一時点として日本経済がバブル期で特異な状況にあった1989年を選んだ。サンプル数は1989年が500社、1999年が501社である。扱う説明変数については次章で詳述するが、上述した先行研究の説明変数を組み合わせ、部分雇用調整モデルで分析したところに特徴がある。なお、本研究では、労働組合や経営者などのステイクホルダーはデータの制約上取り扱わなかった。

## 第3章 作業仮説と分析方法

本研究では雇用調整という経営上のひとつの意思決定をとおして企業運営に関わる関係者(ステイクホルダー)の利害がどのように調整されているのかをみる。コーポレート・ガバナンスの定義は、大別して二つの捉え方がある<sup>18</sup>。ひとつが企業の資金提供者である株主が経営を効率化させるために企業を規律付ける仕組みとして捉える方法である。この考え方は、企業の資金調達的手段として資本市場が中心的な位置を占める英米型企業を前提としたものである。もうひとつが企業とそれを取り巻く利害関係者、例えば株主、経営者、従業員、取引先銀行、関連企業の経営に関わる権利と構造として捉える方法である。この捉え方はこれらのステイクホルダーの利害をいかにして調整し、どのように企業の経営を規律付けるかという仕組みをコーポレート・ガバナンスであるとする。これは、企業の資金調達において銀行が大きな比率を占め、かつ従業員や従業員出身の経営者が企業経営に関与する割合が高い日本やドイツ型企業を前提としたものである。本稿の分析では日本の企業を対象としてガバナンス構造と雇用調整の関係を分析するので後者の意味を用いることにする。企業経営の規律付けの手段は企業の金融方式が決定的に重要な役割を果たす。そして雇用調整は経営上の意思決定のひとつであり、通常企業が過剰雇用を抱えている時は労働者以外のステイクホルダーは雇用調整圧力がかかるであることが考えられる。このように企業の効率性を見る場合、資金調達先の構成がどうなっているかが重要な役割を果たすのである。以下では本稿で取り扱うガバナンス変数(CG)について詳述する。

### 3.1 メインバンクシステムと雇用調整

従来、日本企業の資金調達構造はメインバンクを中心とした銀行借入が中心であった。そして、日本企業のメインバンクシステムと日本的雇用慣行は制度補完的な関係にあるとする研究が青木昌彦<sup>19</sup>らによってなされている。メインバンクの定義はここでは企業にとって融資額第一位銀行のことをいうことにする。制度的補完の議論では、メインバンクが企業を財務危機から救済し、長期的雇用慣行を制度的に補完するために雇用調整は遅くなる。また、メインバンクは情報の非対称性から発生する流動性制約を緩和するため企業は一時的に財務危機に陥っても大幅な人員削減を回避でき雇用調整は遅くな

---

<sup>18</sup> 岡部(2003)参照。

<sup>19</sup> 青木・奥野(1996)、Aoki(1994)。

る。しかし、メインバンクは常に企業が危機に陥った時に救済しているわけではない。メインバンクの救済レントが発生している時には、雇用調整は労働保蔵コストとサンクコストに依存し、財務危機が一時的なものならば雇用調整は緩やかなものとなるが、恒久的であると判断された場合には雇用調整は速くなる。これがいわゆる状態依存型ガバナンスである。

本稿ではメインバンク借入比率(MB)を説明変数として使用する。一般的にはメインバンクは長期安定的な経営を企業に望むため、雇用調整は遅くなると考えられる。よって期待される符号条件はプラスである。ところが、メインバンクは常に企業を救済し(長期的関係)、無条件に経営に圧力をかけるのではなく、産出水準に応じたコミットをする。そこで二期連続赤字ダミー変数との交叉項も説明変数として用いる。状態依存型ガバナンスが実証されるならこの交叉項の符号条件はマイナスとなるはずである。さらに、メインバンクシステムと雇用調整の関係を分析する時には、企業の人的資本投資の影響を明示的に見るためにその代理変数として松浦(2001)に倣って労働資本装備率<sup>20</sup>(HUMAN)を用いた<sup>21</sup>。労働装備率が高ければ、システムの操作・運営に多くの知識・技能を多く必要とするので労働資本装備率を人的資本の蓄積や企業内特殊的技術の蓄積の代理変数として用いた。この労働資本装備率が企業の雇用削減コストを示すのであれば、この値が大きければ大きいほど企業は雇用を保蔵するようになるはずであり、期待される符号条件はプラスとなる。

### 3.2 負債構造と雇用調整

企業の資金調達には大きく分けて負債と株式がある。これは間接金融か直接金融あるいは市場調達型金融の違いに対応する。株式による資金提供者を株主と呼ぶのに対し、負債による資金調達者は債権者と呼ばれる。両者にはそれぞれ、資金提供に見合った便益を受けるための手段が与えられている。負債の場合、通常、企業は借入額の最終返済期限を迎えるまでは一定額の借入報酬を定期的に支払い、満期時に元本全額を返済することが義務付けられている。企業ファイナンスの多くを占めてきた銀行貸出の場合、融資をする際に企業から物的担保(主に不動産)などを取り、さらに当該企業

<sup>20</sup> 労働資本装備率 = 有形固定資本 ÷ 従業員数。

<sup>21</sup> 富山(2001)では人的資本の代理変数として男子従業員比率を使っている。男子従業員比率が高い産業ほど企業は人的資本に多額の投資を行っているともなし、女性比率の高い産業と比較することで人的資本投資の雇用調整に与える影響を分析している。本稿では松浦(2001)に倣って、人的資本投資の代理変数として労働資本装備率を用いたが、どちらの指標も正確に企業の人的資本投資を反映しているわけではないという限界があることは留意する必要がある。



への融資額が一番である銀行はメインバンクとして企業をモニタリングした。このうち、銀行による貸し出しは通常、長期的なものでありまた企業と株式の持合を計ることで長期的信頼関係を築いていた。それに対して社債は償還期間が銀行貸し出しに比べて短期的なものであり、企業が債務不履行に陥ったときの元本回収優先順位としては銀行貸出や従業員債権に比べて低くなるのが一般的である。また、社債は一般公募であり、個々の投資家が審査を行うにはコストがかかりすぎてモニターできない。よって社債や転換社債などの債権者は企業がデフォルトに陥らないように企業経営のモニタリングを強める。同時に取締役会も社債発行基準を満たすように企業経営を行うようになり、債権者との間にプリンシパル・エイジェンシー関係を築くことになる。負債の場合、資金提供者は企業の利潤が上がっても当初の契約で定めた一定額の利子しか受け取れない。しかし、それは株式と違って每期安定的に支払われるものである。負債には返済義務が伴い、返済できなければ取締役会の総入れかえや最悪の場合、企業は解散に追い込まれることになる。よって、通常、経営者は効率的な経営を目指すことになる。つまり、過剰な雇用を抱えている場合には当然雇用調整圧力が働くのである。これがいわゆる負債の規律付け効果である。

本稿では市場調達型負債比率 $[(社債 + 転換社債) / 負債]$ と負債比率 $(負債 / 総資産)$ を説明変数として用いた。市場負債型負債比率(MF)が高まれば、取締役会に対するモニタリングが強まると考えられるので、雇用調整を速めると考えられる。よって期待される符合はマイナスである。負債も規律付け効果が働くと考えられるので同様に期待される符合はマイナスとなる。

### 3.3 株式の保有構成と雇用調整

ここでは株式の保有構成と雇用調整の関係について考えるために株式による資金調達による企業経営のモニタリング機能について概観する。<sup>22</sup>

株式は企業の税引き後の純利益および企業の保有資産に対する請求権を表わす証券のことを言う。株主は企業の業績に応じて配当金を受けるとともに企業の所有権を株式保有割合に応じて持つ。株主の経営者に対するコントロールには二つの方法が考えられる。ひとつが企業内部のコントロールであり、企業業績が悪い場合は株主総会で発言権や投票権を行使することによって経営者を監視し、業績が悪い場合には経営陣を入れ

---

<sup>22</sup> 詳しくは岡部(2003)参照。

かえる。もうひとつは資本市場を通じたコントロールであり、業績が悪い企業の株式を売ることによって株価の下落圧力を強めることで経営者に責任を問わせる事態をつくることで効率的な経営を行うように圧力をかける。

本稿では、株主構成に関するガバナンス指標として外国人持株比率を用いた。また二期連続赤字ダミー変数との交叉項も用いた。外国人投資家は自らの投資資産を守ることが考えられるため通常、過剰雇用に対して雇用調整圧力を行使すると考えられる。よって期待される符号条件はマイナスである。近年、個人株主の増加が注目されている。しかし、個人株主は広く分散しており、企業の経営に対して実際に影響力を行使しているとは考えられないので今回の分析では取り上げないことにした。

大株主の存在も注目される。一般に大株主の存在は、株主と経営者の間に情報の不確実性や非対称性によって発生するエイジェンシー問題を緩和させると考えられる。また、投資金額が膨らめば膨らむほど投資家の利害は大きくなるから企業経営をモニタリングするインセンティブも高まると考えられる。

本稿では、株主構成の指標として上位10大法人持株比率(COR)と金融機関持株比率(FI)を用いた。またこれと二期連続赤字ダミーの交叉項も用いた。企業に対する支配力を持った株主は、自分の意に添わない経営者を追放するように圧力をかけ、株主利益を最大化するようにモニタリングすると考えられる。よって期待される符号条件は上位10大法人持株比率、金融機関持株比率ともにマイナスである。

もうひとつの株主保有構成を見る場合に注目しなければならない慣行として日本型企業の特徴である株式持合がある<sup>23</sup>。株式持合の役割は安定株主を確保することで経営権を脅かす株主の台頭を防ぎ、経営者自らの裁量の範囲を維持することである。株式持合のこうした役割は、企業に長期的視点からの経営を可能とするため、一時的な財務ショックで雇用調整をするようなことをしいたりはせず、長期的視点に立った企業経営を可能としていると考えられる。しかし、本稿では株式持合のデータを得ることが困難なのでこの点についての検証は行わなかった。

f

---

<sup>23</sup> 株式持合については岡部(2002)が詳しい。本稿でもこれを参考にしている。

### 3.4 理論モデル

まず、従来から用いられてきた部分雇用調整モデル<sup>24</sup>を導出する。企業にとっての最適雇用量は生産理論を使って導く。すなわち、企業にとっての最適雇用量は、そのときの自らの利潤を最大にする雇用量として定義される。利潤は売上から費用を引いたものであり、利潤を  $\pi$ 、収入を  $R$ 、費用を  $C$ 、生産物価格を  $p$ 、生産量を  $X$ 、労働量を  $L$ 、賃金を  $w$ 、資本量を  $K$ 、資本価格を  $r$ 、 $i$  財の原材料投入量を  $M_i$ 、 $i$  財の原材料価格を  $q_i$  とすると、次の式で表わされる。

$$\pi = R - C = pX - (wL + rK + \sum_i q_i M_i) \quad (1)$$

生産量を増やすためには労働投入量や資本投入量、原材料の投入を増やさなければならない。この技術関係は次のような技術関数によって示される。

$$X = f(L, K) \quad (2)$$

$$M_i = a_i X \quad (3)$$

$a_i$  は産出高に占める  $i$  財の原材料の割合を示す。

(2), (3) 式は、生産量は労働投入量と資本投入量の拡大によって増やすことができ、生産に必要な原材料は生産量に比例することを示す。この 2 式を先の利潤式 (1) に代入すると、次式が示される。

$$\pi = (p - \sum_i a_i q_i) f(L, K) - (wL + rK) \quad (4)$$

いま、資本量が一定のもとで、この利潤を最大にするための労働投入量は次式を満たさなければならない。

$$(p - \sum_i a_i q_i) dX/dL = w \quad (5)$$

$(p - \sum_i a_i q_i)$  は単位付加価値に他ならないため、この式は付加価値限界生産力が賃金に等しくなるように雇用量を定めれば、企業は利潤を最大にできることを示す。これが限界生産力命題である。以上の条件を満たす最適雇用量  $L^*$  は次式で決定される。

$$L^* = g[w / (p - \sum_i a_i q_i), dX/dL] \quad (6)$$

(6) 式で求めた最適雇用量の決定式は、実際に雇用調整にかかる費用を考慮に入れていない。雇用調整にかかる費用とは、例えば給料支払い以外の労働費用を考慮に入れていないために発生するものがあげられる。現実には雇用削減を行うには退職金を支払わなくてはならないし、また解雇予告の時間や離職に要する時間などの調整費用がかかる。雇用を増やす時にも、新規の採用者に対する教育訓練の費用がかかる。また、解雇権濫

<sup>24</sup> モデルの導出は樋口(2001)を参考にした。

用法理のような法的な制約がある場合や労働組合の抵抗がある場合には、やはり瞬時のうちに最適な雇用水準に調整することは困難である。因みに雇用調整の費用は労働の量に依存した可変的雇用調整費用と雇用調整を行うか否かだけに依存した固定的雇用調整費用に分けられる。可変的雇用調整費用の例としては労働者の訓練費用や、退職金などの支払い費用が上げられる。可変費用の場合、雇用調整費用は雇用調整の人数が大きくなるほど一人あたりの雇用調整費用は大きくなる。この場合一度に多くの労働者の人数を変動させるとより多くの費用がかかるので、労働者の人数を一度に大きく変動させるよりは少しずつ雇用調整したほうが望ましいことになる。固定的雇用調整費用の例としては新たな労働者の募集にかかる広告費や解雇の場合における労働組合との交渉にかかる費用が上げられる。例えば固定的費用だけが存在する時に企業の製品価格が上昇した場合、選択肢としては、労働者数を変化させずにもとの雇用者数を保つか、雇用量を増やしてより多くの生産をすると同時に雇用調整費用を支払うかのどちらかになる。そうすると、生産量を増大させることによる利潤増加額が固定的費用を上回れば一気に最適雇用水準に雇用量を調整する。つまり雇用変動は不変のままか、大きく変動するかのいずれかになる。

いずれにせよ雇用調整には、金銭的・非金銭的費用が発生するために現実の雇用量は(6)式で導かれた最適な雇用水準から乖離することになる。そこで最適な雇用調整量のうち何%が現実には一定期間内に調整されるかを次式で示す。

$$\log L_t - \log L_{t-1} = (\log L_t^* - \log L_{t-1}) \quad \theta \quad 1 \quad (7)$$

が1の値をとれば、現実の雇用量  $L_t$  は最適雇用量  $L_t^*$  と一致するので企業はその期間内に最適雇用量を達成することができる。つまりこの場合は瞬時に雇用調整が行われ完了したことになる。  $\theta$  が0であれば最適雇用量がいくらであろうと、現実の雇用量は変化せず、雇用調整は遅いことになる。現実の雇用調整はこのように瞬時に雇用調整が達成されるのでもあるいはまったく雇用調整がなされないのでもなく、最適雇用量のうち一部分のみが調整されると考えられる。よって  $\theta$  は0から1の間の値をとることになる。

限界生産力が全体の生産量に比例すると想定すると、雇用調整関数に最適雇用量を代入することによって次式が得られる。

$$\log L_t = \theta + \theta_1 \log L_{t-1} + \theta_2 \log X + \theta_3 \log [w / (p - a_i q_i)] \quad (8)$$

$$\theta_1 = (1 - \theta)$$

これが従来の雇用調整の分析に用いられていた部分雇用調整モデルである。期待される符号条件は、 $\beta_1$ はプラス、 $\beta_2$ もプラス、 $\beta_3$ はマイナスである。また、 $\beta_1=(1-\beta_2)$ が雇用調整速度であり、企業にとって、過剰雇用のない最適な雇用量に到達するまでのスピードを表わしている。多くの雇用調整に関する研究はマクロ経済指標を用いてこの部分雇用調整モデルを推定することでなされてきた。この部分雇用調整モデルによる分析では、生産と雇用者数との関係を生産量の増減によってのみ説明することになる。しかしこのようなマクロレベルでみた分析では捉えられない要因(例えば、個別企業のガバナンス構造の違い等)が実際には企業の雇用調整に与える可能性もある。このようにマクロレベルでは捉えきれないミクロ要因が存在する可能性を考慮したいと思う。その点を検証するため本研究では個別企業の財務データを用いた企業の雇用調整とガバナンス構造についての関係を検証する。そのためにこのモデルを修正する。<sup>25</sup>

まず、雇用調整速度とガバナンス変数との関係が線形であると仮定する。

$$\beta_i = \beta_0 + \beta_1 CG_i \quad (9)$$

$CG_i$  : ガバナンス変数

誘導型は、

$$\begin{aligned} \log L_t = & \beta_0 + \beta_1 \log L_{t-1} + \beta_2 CG \times \log L_{t-1} + \beta_3 \log Y_t + \beta_4 \log W_t \\ & + \beta_5 CG + \beta_6 CG \times \log Y_t + \beta_7 CG \times \log W_t + u_t \end{aligned} \quad (10)$$

L:雇用量 Y:産出高 W:実質賃金 CG:ガバナンス指標

ここで、 $\beta_1=1-\beta_0$ 、 $\beta_2=-\beta_2$ である。ガバナンス変数は、 $\beta_2 > 0$ であれば、雇用調整速度を遅くし、 $\beta_2 < 0$ であれば雇用調整速度を速めることになる。

以上を整理すると予想される符号条件は表2のようになる。DAMIは企業が二期連続赤字を計上したことを表わすダミー変数である。この二期連続赤字ダミー変数と今回推計するすべてのガバナンス変数との交叉項もまた分析で使用した。企業の雇用調整が一時的な財務ショックによるものか否かを見極めるために二期連続赤字ダミー変数を用いた。なぜ二期連続赤字なのかについての理論的な根拠はないが、マクロ経済指標を用いた部分雇用調整モデルによる研究で、企業は二期連続赤字を計上した時にそれが一時的な財務ショックではないとみなし雇用調整を実施しているということが経験的に示されているので、本稿においてもそれに倣いこの指標を企業の財務危機時の指標として用いた。

<sup>25</sup> 富山(2001)を参考にしている。

表2 予想される符号条件

用いた変数	予想される符号条件
$\log L_{t-1}$	+
$\log Y_t$	+
$\log W_t$	-
$\log L_{t-1} \times MB$	+
MB	+
$\log L_{t-1} \times MB \times DAMI$	-
$\log HUMAN$	+
$\log L_{t-1} \times DEBT$	-
$\log L_{t-1} \times DEBT \times DAMI$	-
$\log L_{t-1} \times MF$	-
$\log L_{t-1} \times MF \times DAMI$	-
$\log L_{t-1} \times COR$	-
$\log L_{t-1} \times COR \times DAMI$	-
$\log L_{t-1} \times FI$	-
$\log L_{t-1} \times FI \times DAMI$	-
$\log L_{t-1} \times FOREIGN$	-
$\log L_{t-1} \times FOREIGN \times DAMI$	-

## 第4章 実証分析

### 4.1 データと基礎統計量

本稿の分析で用いるデータは、日経 NEEDS の企業財務データをもとにしている。産出高は企業の付加価値を用いた。付加価値は損益計算書上の営業利益に人件費・福利厚生費を加えたものを GDP デフレーターで実質化して求めた。実質賃金は、人件費・福利厚生費を従業員数で割ったものを同じく GDP デフレーターで実質化して求めた。また、メインバンク借入比率は、企業系列総覧より企業への融資額第1位銀行を特定しそれを金融機関総借入額で割って求めた。

表3、4は1989年と1999年の基礎統計量である。平均値でみると1989年に比べて1999年になると外国人持株比率が高くなり、一方で金融機関持株比率は小さくなっていることがわかる。

表3 基礎統計量(1989年) 500社

	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差
従業員数(対数値)( $\log L_t$ )	7.75347	7.72467	11.2448	3.218876	1.11374
前期従業員数(対数値)( $\log L_{t-1}$ )	7.74706	7.69961	11.2413	3.295837	1.11859
実質生産高(対数値) ( $\log Y_t$ )	23.377	23.3169	27.6442	20.61933	1.23203
実質賃金(対数値)( $\log W_t$ )	14.7719	14.7724	16.4324	10.67886	0.7839
メインバンク借入比率(MB)	0.26566	0.22623	2.95028	0.03392	0.1891
負債比率(DEBT)	0.66022	0.66915	0.97844	0.228497	0.14195
市場調達型負債比率(MF)	0.65325	0.72441	0.99974	0.002983	0.29579
外国人持株比率(FOREIGN)	0.03882	0.02877	0.41546	0.0000628	0.04046
上位十大法人持株比率(COR)	0.42852	0.40279	0.77167	0.190512	0.11301
金融機関持株比率(FI)	0.41689	0.41751	0.73212	0.036439	0.1411
二期連続赤字ダミー(DAMI)	0.004	0	1	0	0.06318

表4 基礎統計量（1999年） 501社

	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差
従業員数(対数値)(logL <sub>t</sub> )	7.69421	7.52887	11.8361	4.59512	1.15898
前期従業員数(対数値)(logL <sub>t-1</sub> )	7.71979	7.59589	11.8871	4.615121	1.15905
実質生産高(対数値)(logY <sub>t</sub> )	25.8429	25.7068	30.1733	22.60219	1.3484
実質賃金(対数値)(logW <sub>t</sub> )	15.1548	15.152	18.7479	10.81153	0.79657
メインバンク借入比率(MB)	0.2657	0.23941	1	0.031225	0.14874
負債比率(DEBT)	0.64313	0.64928	1.06954	0.133273	0.16657
市場調達型負債比率(MF)	0.59203	0.6046	0.99985	0.001525	0.26959
外国人持株比率(FOREIGN)	0.0678	0.04659	0.62009	0.0000788	0.07395
上位十大法人持株比率(COR)	0.42005	0.3858	3.3223	0.1525	0.18103
金融機関持株比率(FI)	0.38194	0.4002	0.86426	0.032491	0.14388
二期連続赤字ダミー(DAMI)	0.02794	0	1	0	0.16498

#### 4.2 推計結果とその解釈

分析は第3章で取り上げたガバナンス変数を用いて行った。実際の推計では、(10)式をそれぞれのガバナンス変数ごとに個別に推計した。分析は次の3種類で行った。第一は、メインバンクシステムと雇用調整の関係をみるための分析であり、ガバナンス変数としてメインバンク借入比率を用いた場合(推計式1)、メインバンク借入比率と二期連続赤字ダミー変数との交叉項を用いた場合(推計式2)を取り上げた。また人的資本の代理変数として取り上げた労働資本装備率を推計式1,2の両方に加えた。第二は、負債構造と雇用調整の関係をみるための分析であり、ガバナンス変数としては負債比率を用いた場合(推計式1)、負債比率と二期連続赤字ダミー変数との交叉項を用いた場合(推計式2)、市場調達型負債比率を用いた場合(推計式1)、市場調達型負債比率と二期連続赤字ダミー変数との交叉項を用いた場合(推計式2)を取り上げた。第三は、株式保有構成と雇用調整の関係をみるための分析であり、ガバナンス変数として上位



10 大法人持株比率を用いた場合（推計式 1） 上位 10 大法人持株比率と二期連続赤字ダミー変数との交叉項を用いた場合（推計式 2） 金融機関持株比率を用いた場合（推計式 1） 金融機関持株比率と二期連続赤字ダミー変数の交叉項を用いた場合（推計式 2） 外国人持株比率を用いた場合（推計式 1） 外国人持株比率と二期連続赤字ダミー変数との交叉項を用いた場合（推計式 2）についてそれぞれ推計した。なお、推計の結果、説明変数間に多重共線性が見られたため、先行研究<sup>26</sup>を参考に合成変数を作成するなどの処置をほどこしたが上手くいかなかったため、やむをえず説明変数をいくつか削除して推計をし直している。以下にその結果を示す。

まず、メインバンクシステムと雇用調整の関係をみる。推計結果は表 5 である。これを見ると推計結果は概ね良好である。具体的には次のことが言える。1989 年の  $\log L_{t-1} \times MB$  の係数を見ると 5%水準で有意であり、0.000015 と正の値をとっている。平常時においてはメインバンクシステムが企業の雇用調整を遅らせていたことが言える。つまり、青木ら比較経済制度分析の立場から指摘されている日本企業の長期的雇用慣行とメインバンクシステムの制度的補完関係が成り立っていたことが確認できたのである。しかし、1999 年になると、 $\log L_{t-1} \times MB$  の係数は有意でなくなっている。しかも、1999 年になると  $\log L_{t-1} \times MB \times DAMI$  の係数が 1%水準で有意であり、-0.000239 と負の値をとっている。メインバンクは企業の雇用調整を速める影響を与えているのである。つまり、近年、企業が二期連続赤字を計上した時というように業績悪化が一時的なものではなく長期にわたるものと考えられるようになった時にメインバンクは労働を保蔵させるどころか、むしろ企業の雇用調整を速める影響が確認された。このときにはサックコストや調整コストに比べて、過剰雇用を抱えることのコストの方が高つくようになっていくことからメインバンクは企業の雇用調整を速めていると考えられる。これはまさに青木らが指摘する状態依存型ガバナンスが確認されたことを意味する。人的資本の代理変数として用いた  $\log HUMAN$  の係数は 1989 年の推計式 1 の時のみ 5%水準で有意に負であり、それ以外は有意な値が得られなかった。このことは企業が人的資本の蓄積の有無を評価していなかった可能性を示唆している。この点は今後検討が必要である。

---

<sup>26</sup> 富山（2001）。

表5 メインバンクシステムと雇用調整

	1989年		1999年	
	推計式1	推計式2	推計式1	推計式2
定数項 <sub>0</sub>	-20.286081 ** (-2.08)	-0.032045 (-0.48)	0.312226 (1.54)	0.132577 (1.12)
logL <sub>t-1</sub>	0.972174 *** (171.25)	0.97387 *** (172.49)	0.984824 *** (125.65)	0.990328 *** (137.44)
logL <sub>t-1</sub> *MB	0.000015 ** (2.19)		0.00000133 (0.24)	
MB	1.054193 ** (2.05)		-0.65269 (-0.86)	
logL <sub>t-1</sub> × MB × DAMI		-0.0000487 (-0.67)		-0.000239 *** (-6.32)
logY <sub>t</sub>	0.038033 *** (5.29)	0.023327 *** (4.49)	-0.006062 (-0.68)	0.003102 (0.55)
logW <sub>t</sub>	-0.025499 *** (-3.32)	-0.020482 *** (-4.28)	-0.00365 (-0.29)	-0.010727 * (-1.94)
logY <sub>t</sub> × MB	-0.062336 *** (-2.78)		0.050651 * (1.71)	
logW <sub>t</sub> × MB	0.024804 (1.00)		-0.045521 (-1.15)	
logHUMAN	-1.67 × 10 <sup>-7</sup> ** (-2.47)	2.33 × 10 <sup>-8</sup> (-0.80)	2.54 × 10 <sup>-8</sup> (0.37)	2.32 × 10 <sup>-8</sup> (0.83)
adjusted R-square	0.9973	0.9973	0.9944	0.9947
D.W.	1.696	1.687	1.760	1.791

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。( )内はt値。

次に負債比率と雇用調整の関係を見る。推計結果は表6である。推計結果は概ね良好である。具体的には次のことが言える。logL<sub>t-1</sub> × DEBTの係数は1989年、1999年の両期間において有意な結果が得られなかった。平常時において負債の規律付け効果は確認

表 6 負債比率と雇用調整

	1989 年		1999 年	
	推計式 1	推計式 2	推計式 1	推計式 2
定数項 $\theta_0$	-0.031063 (-0.47)	-0.017875 (-0.28)	0.129037 (1.20)	0.111013 (1.09)
$\log L_{t-1}$	0.972943 *** (173.96)	0.972432 *** (180.96)	0.987913 ** (132.45)	0.990632 *** (150.28)
$\log L_{t-1} \times \text{DEBT}$	$-3.59 \times 10^7$ (-0.53)		$4.55 \times 10^7$ (0.61)	
$\log L_{t-1} \times \text{DEBT} \times \text{DAMI}$		$-7.64 \times 10^6$ (-0.59)		$-5.89 \times 10^5$ *** (-4.34)
$\log Y_t$	0.023534 *** (4.57)	0.022737 *** (4.44)	0.006319 (0.27)	0.005539 (0.96)
$\log W_t$	-0.02044 *** (-4.29)	-0.019873 *** (-4.22)	-0.01492 *** (-2.61)	-0.013542 ** (-2.42)
adjusted R-square	0.9973	0.9973	0.994	0.9945
D.W.	1.688	1.686	1.738	1.775

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。( )内は t 値。

されなかった。 $\log L_{t-1} \times \text{DEBT} \times \text{DAMI}$  の係数を見ると、1989 年は有意な結果が得られなかった。しかし、1999 年になると、1%水準で有意であり、 $-5.89 \times 10^5$  と負の値が得られた。1989 年はまったく機能していなかった負債の規律付け効果は 1999 年になって企業が二期連続赤字を計上した時という限定的な場面ではじめてあらわれているといえる。

続いて市場調達型負債比率と雇用調整の関係を見る。推計結果は表 7 である。推計結果は負債比率と同様に概ね良好である。具体的には次のことが言える。 $\log L_{t-1} \times \text{MF}$  の係数は 1989 年、1999 年ともに有意な結果が得られなかった。平常時においては、市場調達型負債比率でみた場合も負債の規律付け効果は確認できなかった。 $\log L_{t-1} \times \text{MF} \times \text{DAMI}$  の係数をみると、1989 年は有意な結果が得られなかったが、1999 年になると 1%水準で有意であり、 $-1.55 \times 10^4$  と負の値が得られた。1989 年はまったく機能していなかった負債の規律付け効果は、市場調達型負債比率でみた場合も 1999 年になって企業が

二期連続赤字を計上した時という限定的な場面ではじめてあらわれているといえる。

表 7 市場調達型負債比率と雇用調整

	1989 年		1999 年	
	推計式 1	推計式 2	推計式 1	推計式 2
定数項 $\theta_0$	-0.016678 (-0.26)	-0.0147 (-0.23)	0.123013 (1.17)	0.104784 (1.03)
$\log L_{t-1}$	0.971083 ** (174.77)	0.972885 *** (181.07)	0.987952 *** (135.78)	0.99001 *** (151.04)
$\log L_{t-1} \times MF$	$3.48 \times 10^7$ (0.61)		$4.53 \times 10^7$ (0.69)	
$\log L_{t-1} \times MF \times DAMI$		$-2.75 \times 10^5$ (-1.20)		$-1.55 \times 10^4$ *** (-4.94)
$\log Y_t$	0.022847 ** (4.48)	0.022275 *** (4.34)	0.006335 (1.08)	0.005723 (1.00)
$\log W_t$	-0.019499 ** (-4.07)	-0.01959 *** (-4.15)	-0.014566 ** (-2.56)	-0.013103 ** (-2.35)
adjusted R-square	0.9973	0.9973	0.9943	0.9946
D.W.	1.689	1.685	1.737	1.797

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。( )内は t 値。

次に上位 10 大法人持株比率を雇用調整の関係を見る。推計結果は表 8 である。推計結果は概ね良好である。 $\log L_{t-1} \times COR$  の係数をみると 1989 年、1999 年の両期間において有意な結果は得られなかった。上位 10 大法人持株比率は平常時において企業の雇用調整に影響を与えていることは確認できなかった。 $\log L_{t-1} \times COR \times DAMI$  の係数をみると、1989 年は有意な結果を示さなかったが、1999 年になると 1%水準で有意であり、 $-7.22 \times 10^5$  と負の値をとっている。1989 年は、平常時と同様に二期連続赤字を計上している時でも上位 10 大法人持株比率は雇用調整に対して影響をまったく与えていなかったが、1999 年になると二期連続赤字期には、雇用調整を速める効果があることが確認された。

表 8 上位 10 大株主持株比率と雇用調整

	1989 年		1999 年	
	推計式 1	推計式 2	推計式 1	推計式 2
定数項 $\theta_0$	-0.022578 (-0.22)	-0.016309 (-0.02)	0.125338 (1.19)	0.119118 (1.16)
$\log L_{t-1}$	0.972243 *** (169.31)	0.972628 *** (180.80)	0.987765 *** (137.78)	0.990521 *** (149.11)
$\log L_{t-1} \times \text{COR}$	$-1.47 \times 10^7$ (-0.09)		$7.43 \times 10^7$ (0.85)	
$\log L_{t-1} \times \text{COR} \times \text{DAMI}$		$-2.18 \times 10^5$ (-0.81)		$-7.22 \times 10^5$ *** (-3.33)
$\log Y_t$	0.023165 *** (4.52)	0.022544 *** (4.39)	0.006544 (1.12)	0.005704 (0.98)
$\log W_t$	-0.020123 *** (-4.19)	-0.019774 *** (-4.19)	-0.014983 *** (-2.63)	-0.014349 *** (-2.55)
adjusted R-square	0.9973	0.9973	0.9943	0.994
D.W.	1.687	1.685	1.740	1.753

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。( )内は t 値。

続いて金融機関持株比率と雇用調整の関係を見る。推計結果は表 9 である。金融機関持株比率と雇用調整の推計結果をみる。推計結果は概ね良好である。具体的には次のことが言える。 $\log L_{t-1} \times \text{FI}$  の係数をみると 1989 年、1999 年の両期間において有意な結果が得られなかった。金融機関持株比率も上位 10 大法人持株比率と同様に、平常時における雇用調整に対する影響は確認されなかった。 $\log L_{t-1} \times \text{FI} \times \text{DAMI}$  の係数をみると、1989 年は有意な結果を示さなかったが、1999 年になると 1%水準で有意であり、 $-1.72 \times 10^4$  と負の値をとっている。上位 10 大法人持株比率と同様に、1989 年は平常時と二期連続赤字を計上している時も金融機関持株比率は雇用調整に対して影響をまったく与えていなかったが、1999 年になると二期連続赤字期には雇用調整を速める効果があることが確認された。

表 9 金融機関持株比率と雇用調整

	1989 年		1999 年	
	推計式 1	推計式 2	推計式 1	推計式 2
定数項 $\theta_0$	-0.035451 (-0.54)	-0.016166 (-0.25)	0.154437 (1.44)	0.109228 (1.07)
$\log L_{t-1}$	0.973379 *** (174.93)	0.972646 *** (180.79)	0.984599 *** (130.97)	0.990298 *** (149.85)
$\log L_{t-1} \times FI$	$-7.03 \times 10^7$ (-0.83)		$2.32 \times 10^6$ (1.55)	
$\log L_{t-1} \times FI \times DAMI$		$-1.83 \times 10^5$ (-0.83)		$-1.72 \times 10^4$ *** (-4.00)
$\log Y_t$	0.023743 *** (4.62)	0.022525 *** (4.39)	0.005657 (0.96)	0.005801 (1.01)
$\log W_t$	-0.020672 *** (-4.34)	-0.019763 *** (-4.19)	-0.014002 ** (-2.46)	-0.013711 ** (-2.44)
adjusted R-square	0.9973	0.9973	0.9943	0.9945
D.W.	1.687	1.685	1.748	1.773

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。( )内は t 値。

最後に外国人持株比率と雇用調整の関係を見る。推計結果は表 10 である。外国人持株比率と雇用調整の推計結果を見る。推計結果は概ね良好である。具体的には次のことが言える。 $\log L_{t-1} \times FOREIGN$  の係数は 1989 年、1999 年の両期間において有意な値が得られなかった。今回の分析で扱った企業の株式保有構成に占める外国人持株比率の割合は 1989 年で約 4%、1999 年でも約 7% と他の株式保有者に比べて小さいので、総会における発言力が弱くなり、よって取締役会をモニタリングする力が弱く、企業の経営上の意思決定のひとつである雇用調整に与える影響は弱かったと考えられる。ところが、 $\log L_{t-1} \times FOREIGN \times DAMI$  の係数をみると、1989 年は有意な結果が得られなかったものの、1999 年には 1%水準で有意であり、-0.00163 と負の値をとっている。つまり、近年は、上位 10 大法人持株比率、金融機関持株比率と同様に二期連続赤字を計上した時には雇用調整を速める効果が確認されたのである。ここで、二期連続赤字期の株式保有

構成の係数の値を比較してみると、上位 10 大法人持株比率は-0.0000722、金融機関持株比率は-0.000172、外国人持株比率は-0.00163 であり、外国人持株比率が雇用調整に与える影響がもっとも大きいことがわかる。今回の分析で扱った企業の株式保有構成に占める上位 10 大法人持株比率が 1989 年で約 43%、1999 年で約 42%、金融機関持株比率が 1989 年で約 42%、1999 年で約 38%であり、外国人持株比率は相対的にかなり低い割合である。それにもかかわらず、企業の雇用調整に与える影響はもっとも大きいのである。近年、外国人持株比率の割合は上昇傾向にあり<sup>27</sup>、今後さらに注目されるステイクホルダーである。松浦(2001)では外国人持株比率は平常時には雇用削減確率を高

表 10 外国人持株比率と雇用調整

	1989 年		1999 年	
	推計式 1	推計式 2	推計式 1	推計式 2
定数項 $\theta_0$	-0.018789 (-0.29)	-0.018598 (-0.29)	0.126962 (1.20)	0.087119 (0.85)
$\log L_{t-1}$	0.972323 *** (181.10)	0.972346 *** (181.07)	0.988239 *** (140.59)	0.989238 *** (149.93)
$\log L_{t-1} \times \text{FOREIGN}$	$-8.66 \times 10^5$ (-0.45)		$2.46 \times 10^6$ (0.80)	
$\log L_{t-1} \text{FOREIGN} \times \text{DAMI}$		$-8.96 \times 10^5$ (-0.48)		-0.00163 *** (-4.23)
$\log Y_t$	0.022843 *** (4.46)	0.022821 *** (4.46)	0.006036 (1.03)	0.006849 (1.19)
$\log W_t$	-0.019924 *** (-4.23)	-0.019914 *** (-4.23)	-0.014451 ** (-2.54)	-0.01351 ** (-2.41)
adjusted R-square	0.9973	0.9973	0.9943	0.9945
D.W.	1.686	1.686	1.736	1.78

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。( )内は t 値。め、二期連続赤字期には雇用削減確率を低めるという推計結果を得ており、この点について今後検討する必要があるとしている。部分雇用調整モデルで分析を行った本研究では二期連続赤字期には外国人持株比率が企業の雇用調整を速める影響を与えていると

<sup>27</sup> 図 2 日本の株式保有構造の推移参照。

いう結論を得ておりこの点で異なっている。

## 第5章 結論と政策提言

### 5.1 結論

企業のガバナンス構造と雇用調整について分析した本稿の結論は次の通りである。まずメインバンクシステムは1989年においては企業の雇用調整を遅くしている（制度的補完性）。しかし、1999年になると企業の雇用調整に対する影響はなくなっている。むしろ、二期連続赤字期などのように企業の業績悪化が一時的なものではないと考えられるような時には企業の雇用調整を速めている（状態依存ガバナンス）。

負債構造の雇用調整に与える影響についてみると、1989年は平常時においても財務危機時においても、1999年は平常時において負債の規律付け効果が見られないことが明らかになった。1999年は二期連続赤字期の時に限って負債の規律付け効果が確認された。

大株主（上位10大法人持株比率、金融機関持株比率）の存在については、1989年は平常時と二期連続赤字期の両期間で、1999年は平常時において何の効果も与えていないことが明らかとなった。そもそも仮説でたてたこれら大株主が企業の雇用調整を速めるか、遅くするかは一概には言えない可能性がある。というのも、大株主の中に株式持合企業が含まれている場合もあるからである。この場合、企業の業績が悪化するとそれが一時的ならば労働保蔵をしたほうがよいので長期的取引関係にある株式持合会社は当該企業の雇用調整を遅くするようにすると考えられる。しかし、そうではなく一時的な企業の財務ショックに対して株式持合会社間や系列会社間で出向などの形で対処しようとすることも考えられる。この場合には株式持合がむしろ企業の雇用調整を速めてしまうことになるのである。つまり、大株主の存在が企業の雇用調整に与える効果については、その大株主の性格によって異なってくると考えられるのである。その要因については本稿では扱っていないので推計結果が有意にならなかったと考えられる。ただし、1999年になると二期連続赤字期には雇用調整を速めていることが確認された。大株主が持合企業であったとしても雇用調整を速めているのが近年の注目すべき特徴である。また、外国人持株比率は、1989年は平常時と二期連続赤字期ともに、1999年は平常時において雇用調整に対する影響は確認されなかった。近年、外国人投資家の割合が増えているが、少なくとも雇用調整というひとつの経営上の意思決定については、二期連



続赤字期という限定的な場面においてしかまだ影響を及ぼしていない。ただし、その影響力は、上位 10 大法人持株比率や金融機関持株比率より大きいことが注目される。

今回の分析の結果、いずれのガバナンス指標を用いた場合でも共通の結果を得て明らかになったことがある。それは、近年はいずれのガバナンス指標においても二期連続赤字期といった切羽詰った状況になってはじめて、企業経営に影響を与え、企業を雇用調整に取り組ませているのである。今後は経営者に対するストックオプションの導入や債権放棄の抑制でコーポレート・ガバナンスや負債の規律付けを十分に発揮させる誘因を強くすることが求められる。また、モニタリングを十分にさせるためにも企業の財務情報の開示が求められる。近年進んでいる会計制度改革はまさに今後必要とされている政策であるといえる。とはいえ、企業が雇用削減をすることはすなわち失業者を生み出すことを意味する。労働者の立場にたってみればこれは望ましいことではない。そこで、企業が業績悪化時にリストラクチャリングする場合にいきなり雇用者削減するのではなく、労働力（労働者×労働時間）で見た場合の労働時間の削減でまず対処するようにするワークシェアリング等の導入による対応が今後期待される。

## 5.2 残された研究課題

本稿では時間の制約上 1989 年と 1999 年の二時点を用いたクロスセクション分析を行った。しかし、その分析結果が一時的なショックによって引き起こされた可能性も考えられる。よりよい結論を導くためにはパネルデータを用いた分析が不可欠となる。また、本稿の結論は日本のすべての企業におけるガバナンス構造と雇用調整の関係をみたわけではないということである。データの制約上から得られたサンプル数に限りがあること、説明変数として社債を用いたため、社債適債基準を満たしたある程度規模の大きい企業のみ分析対象が偏っていることは否めない。より日本企業全般のガバナンス構造と雇用調整についての分析をするにはさらにサンプル数を拡大することが求められる。今回は部分雇用調整モデルによる分析を試みたが、Probit モデルによる分析も考えられる。その他、今回取り扱わなかった、労働組合などのステイクホルダーの雇用調整に対する影響を分析することも今後の課題として挙げられる。

以上

## 参考文献

- 青木昌彦・奥野正寛編（1996）『経済システムの比較制度分析』東京大学出版会
- 阿部正浩（1999）「企業ガバナンス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』日本評論社
- 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』No488, 2,3月号 pp.52-63
- 大竹文雄（1998）『労働経済学入門』日本経済新聞社
- 岡部光明（1999）『環境変化と日本の金融』：バブル崩壊・情報技術革新・公共政策』日本評論社
- （2002）『株式持合と日本型経済システム』慶應義塾大学出版会
- （2003）「金融システムとコーポレート・ガバナンス」『総合政策学の最先端市場・リスク・持続可能性』慶應義塾大学出版会
- 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月号
- 小峰隆夫（2003）『最新 日本経済入門 第2版』日本評論社
- 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
- 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』東京大学出版会
- 経済産業省（2003）『通産白書 2003 海外のダイナミズムの取り込みを通じた日本経済の再活性化』経済産業調査会
- 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』No488 2,3月号 pp.40-51
- 内閣府（2003）『平成15年版 経済財政白書 改革なくして成長なし』国立印刷局
- 野田知彦（1998）「労働組合と雇用調整」『経済研究』Vol149, No4 10月号 pp.317-326
- 堀内昭義・花崎正晴（2004）「日本企業のガバナンス構造：所有構造、メインバンク、市場競争」『経済経営研究』Vol.24-1 日本政策投資銀行設備投資研究所  
([http://www.dbj.go.jp/japanese/download/pdf/economy/24\\_1all.pdf](http://www.dbj.go.jp/japanese/download/pdf/economy/24_1all.pdf))
- 樋口美雄（2001）『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社
- 牧厚志・宮内環・浪速貞夫・縄田和満（1997）『応用計量経済学』多賀出版

松浦克巳 (2001) 「雇用削減と減配・無配の関係」『フィナンシャルレビュー』財務省総合研究所 12月号 pp.106-138

——— ・コリン、マッケンジー (2001) 『Eviews による計量経済分析』東洋経済新報社

山本拓 (1995) 『計量経済学』新世社

Aoki, Masahiko (1994) “Monitoring Characteristics Of The Main Bank System: An Analytical and Developmental View,” M.Aoki and H.Patrick eds., The Japanese Main Bank System Its Relevance for Developing and Transforming Economies, Oxford University Press. (白鳥正喜監訳 『日本のメインバンク・システム』所収、東洋経済新報社、1996年)