

学籍番号：CD081004

日本企業のペイアウト政策に関する実証的研究

大学院商学研究科

博士後期課程 経営・マーケティング 専攻

佐々木 寿記

目次

第1章：序論	4
1.1 研究の背景と目的	4
1.2 本論文の概要と構成	9
第2章：先行研究の紹介	11
2.1 ペイアウト政策のマクロ的動向に関する先行研究	11
2.2 経営者と株主のエージェンシー対立のもとのペイアウト政策の役割に注目した先行研究	12
2.2.1 ペイアウト政策と機関投資家の関係に注目した先行研究	13
2.2.2 ペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスの関係に注目した先行研究	15
2.3 情報の非対称性のもとのペイアウト政策の役割に注目した先行研究	16
2.4 配当と自社株買いの選択に関する先行研究	18
第3章：日本企業の配当行動のマクロ分析	20
3.1 はじめに	20
3.2 リサーチ・デザイン	21
3.3 我が国の有配企業・無配企業の変遷	22
3.3.1 有配・無配企業率	22
3.3.2 アメリカでの有配・無配企業率	23
3.3.3 日米で有配企業率に差が生じた理由	23
3.3.3.1 新規上場企業の影響	23
3.3.3.2 赤字企業と黒字企業の影響	25
3.3.4 ロジットモデルによる予測誤差分析	27
3.4 有配企業と無配企業の財務的特性	28
3.4.1 有配企業と無配企業の比較	29
3.4.2 未配企業と前配企業の特徴	30
3.4.3 利益剰余金比率の違い	31
3.5 配当の二極化現象と配当性向の日米比較	32
3.5.1 配当の二極化現象	32
3.5.2 利益の二極化現象	33
3.5.3 配当性向	33
3.6 自社株買いの影響	35
3.6.1 配当と自社株買いの代替関係	35
3.6.2 自社株買いの二極化現象	38
3.7 連結決算制度の配当行動への影響	39
3.7.1 単体黒字・連結赤字企業と単体赤字・連結黒字企業	39

3.7.2 単体・連結で利益変化が異なる企業.....	40
3.8 利益と配当	41
3.8.1 配当の保守性	41
3.8.2 リントナーモデルの検証	43
3.9 結論	47
第4章：ペイアウト政策と機関投資家持分比率の相互関係.....	49
4.1 はじめに.....	49
4.2 仮説の設定	50
4.2.1 機関投資家持分比率がペイアウト金額に与える影響.....	50
4.2.2 ペイアウト金額が機関投資家持分比率に与える影響.....	51
4.2.3 機関投資家持分比率とペイアウト手法の選択の相互関係	52
4.3 リサーチ・デザイン	53
4.4 分析結果.....	58
4.5 GMM モデルによる頑強性テスト.....	63
4.6 結論.....	65
第5章：ペイアウト政策にコーポレート・ガバナンスが与える影響	67
5.1 はじめに.....	67
5.2 仮説の設定	70
5.2.1 La Porta et al.[2000]の Substitute モデルと Outcome モデル	70
5.2.2 Substitute モデルと Outcome モデルの修正	72
5.2.2.1 余剰資金の多寡による影響	72
5.2.2.2 配当以外のペイアウト手法の追加.....	72
5.2.3 修正 Substitute モデル.....	73
5.2.4 修正 Outcome モデル	74
5.2.5 ガバナンス変数の種類および強弱の定義	75
5.2.5.1 取締役会の効率性.....	75
5.2.5.2 株主によるモニタリング	76
5.2.5.3 買収の脅威	77
5.2.5.4 その他のガバナンス変数.....	78
5.3 リサーチ・デザイン	79
5.3.1 サンプルデータ	79
5.3.2 被説明変数.....	79
5.3.3 G-INDEX の定義.....	80
5.3.3.1 取締役会の効率性.....	80
5.3.3.2 株主によるモニタリング	80
5.3.3.3 買収の脅威	81

5.3.3.4 その他のガバナンス変数.....	81
5.3.4 余剰資金ダミーの定義.....	81
5.3.5 コントロール変数.....	82
5.3.6 モデルの定式化と予想される符号.....	82
5.4 分析結果.....	85
5.4.1 基本統計量と相関係数.....	85
5.4.2 コーポレート・ガバナンスがペイアウト政策に与える影響.....	86
5.4.3 頑強性テスト.....	88
5.5 結論.....	91
第6章：我が国における配当政策の情報内容 - 将来利益反応係数を用いた検証 -	94
6.1 はじめに.....	94
6.2 仮説の設定.....	96
6.3 リサーチ・デザイン.....	98
6.3.1 サンプルデータ.....	98
6.3.2 モデルの定式化.....	99
6.3.3 記述統計量.....	100
6.3.4 予想される符号.....	102
6.4 分析結果.....	102
6.4.1 増減配後の利益変化.....	102
6.4.2 増減配が将来利益反応係数に与える効果.....	103
6.4.3 情報の非対称性の大小が配当の情報内容に与える効果.....	104
6.5 結論.....	108
第7章：結論と今後の課題.....	110
7.1 本論文の概要と結論.....	110
7.2 残された分析上の課題.....	115
参考文献.....	117
謝辞.....	124

第1章：序論

1.1 研究の背景と目的

企業はヒト・モノ・カネ・情報からなっていると言われていたが、企業行動をカネの側面に注目して見てみると、投資資金の調達、実物投資の意思決定、獲得した利益の分配という3つのステージに分けることができる。企業は株主や債権者から調達した資金を、様々な実物投資につき込むことで財やサービスを生産し、それらの販売で得られたキャッシュから債権者に対する利息や従業員・経営者への報酬といった生産に使用した対価を差し引く。そして、残った残余の部分が株主に帰属する利益となる。しかし、企業はすべての残余利益を株主に対して還元するわけではなく、残余利益の一部を次の投資機会に備えて、内部留保の形で保有することになる。

本論文が注目しているペイアウト政策とは、この残余利益のうちの何割を株主に還元するかを決める意思決定のことを指している。ペイアウト政策に関する意思決定は、次期に繰り越される内部留保の金額を決定するだけでなく、次期以降の実物投資決定や資金調達決定にも影響を及ぼすため、企業財務において最も重要な意思決定のひとつとなっている。

また、我が国では1994年に自社株買いが解禁されたことにより、これまで配当に限定されていた利益分配の手法に、自社株買い取得による利益分配という新たな手法が加わった。そのため、残余利益のうちのいくらかを株主に還元するかという問題以外に、どのような手段で株主に利益を還元するかという問題もペイアウト政策の重要な意思決定テーマとなっている。

ペイアウト政策において、配当と自社株買いの選択が問題となるのは、配当と自社株買いでは株価に与える効果や税法上の取り扱いなどの点で違いがあるからである。例えば、配当の減額は自社株買いの減額よりも株価に対して強い負の効果をもたらすことが実務的にも知られている。また、配当は受け取った時点ですぐに収益と認識され課税されるのに対し、自社株買いによるキャピタルゲインは株式を売却しない限り収益としては認識されず、課税を任意の時点まで繰り延べることができるという点で異なっているほか、一般に配当よりもキャピタルゲインのほうが税率も低いとされている¹。他にも、配当と自社株買いの違いは存在するが、いずれにせよ、ペイアウト政策は、経営者にとって最も重要な意思決定のひとつとなっており、研究者の間ではLintner[1956]やMiller and Modigliani[1961]を初めとして、長年にわたり多くの議論や検証が行われてきた。

しかしながら、近年に至るまで我が国の経営者は、ペイアウト政策に対して特に関心を

¹ ただし、2010年時点の日本においては、個人投資家に対する配当税率とキャピタルゲイン税率は同じ税率が適用されている他、機関投資家についてはどちらも非課税となっている。さらに、事業法人にいたっては、キャピタルゲイン税率のほうが配当税率よりも高くなる。

払ってはいなかった。なぜなら、以前の我が国企業は多くの成長機会を有していたため、ペイアウト政策を特に吟味せずに、単純に前回の投資で得た利益をそのまま次の投資機会に投資するだけで、企業の成長を達成することができていたためである。そして、株主側としても、企業の成長に伴う株価上昇により、十分なキャピタルゲインが得られていたため、利益の大部分を内部留保することを許容し、一株当たり 5 円といったような硬直的な配当支払いが続けられていた。

ペイアウト政策に関する、このような保守的傾向は 1990 年代に入ってもしばらくは続いていたが、この時期の経済情勢の大きな変化が 2000 年代に入ってからペイアウト政策に対する意識変化をもたらしたと言える。1990 年前後のバブル崩壊は日本経済に大きなダメージを与え、その後の“失われた 10 年”と呼ばれる長期の景気低迷を引き起こしたことはよく知られているが、1990 年代には、その後の我が国企業のペイアウト政策に大きな影響を与えることになる 3 つの変化が生じていたのである。

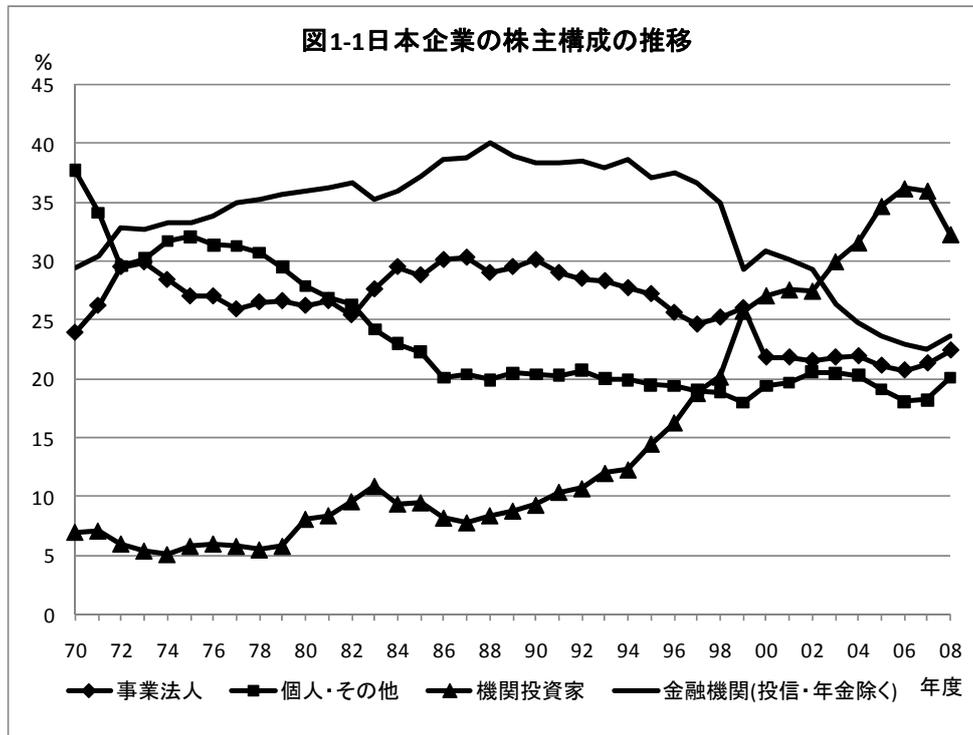
まず 1 つめの変化が株主構成の変化である。1990 年代の我が国企業の株価は低迷が続いていたが、それは安定株主として経営の安定化に貢献していた事業法人や金融機関にも大きな負担となり、その後の株式持合の解消と、それに伴う株主構成の流動化や外国人投資家を初めとする機関投資家の急増を引き起こした。

図 1-1 は、1970 年からの我が国企業の株主構成(時価総額ベース)の推移を表した図である²。それによると 1998 年頃を境に、事業法人や金融機関(投資信託・年金基金を除く)の持分比率が下落した一方、機関投資家(外国人+投資信託+年金基金)の持分比率が大きく上昇し、2000 年代に入っても上昇傾向が続いていることがわかる。機関投資家は、事業法人や金融機関といった安定株主とは違い、企業経営に対して積極的な提言を行う、いわゆる“物言う株主”であり、企業の経営方針だけでなく、ペイアウト政策に関しても様々な主張を行っている。

また、安定株主の減少は、一方で多くの浮動株主を生み出すことにもなり、それまでの日本ではあまり見られなかった敵対的買収が 2000 年代半ば以降に発生した原因のひとつとなっている。敵対的買収を防ぐためには、株価を高めることがもっとも有効な手段となるが、経営者は業績改善による株価上昇だけでなく、株主を満足させるペイアウト政策の実施による株価上昇も意識するようになり、経営者のペイアウト政策に対する関心が高まる理由の 1 つとなった。

さらに、株主構成の変化がペイアウト政策にもたらした、もう 1 つの大きな変化が、2001 年からの金庫株の解禁と、それに伴う自社株買いの増加である。この金庫株解禁に関する制度改正は、株式相互持合の解消による株価の低迷や株主の流動化により、買収の脅威にさらされた企業側の要請で実施されたという面が否定できない。実際に、利益の獲得に伴う株主還元というよりも、株式の需給バランスを改善し、株価を下支えするために行われたと思われる例がいくつか見られる。

² 東京証券取引所が発行する東証要覧 2010 より筆者作成。図 1-2 も同様。

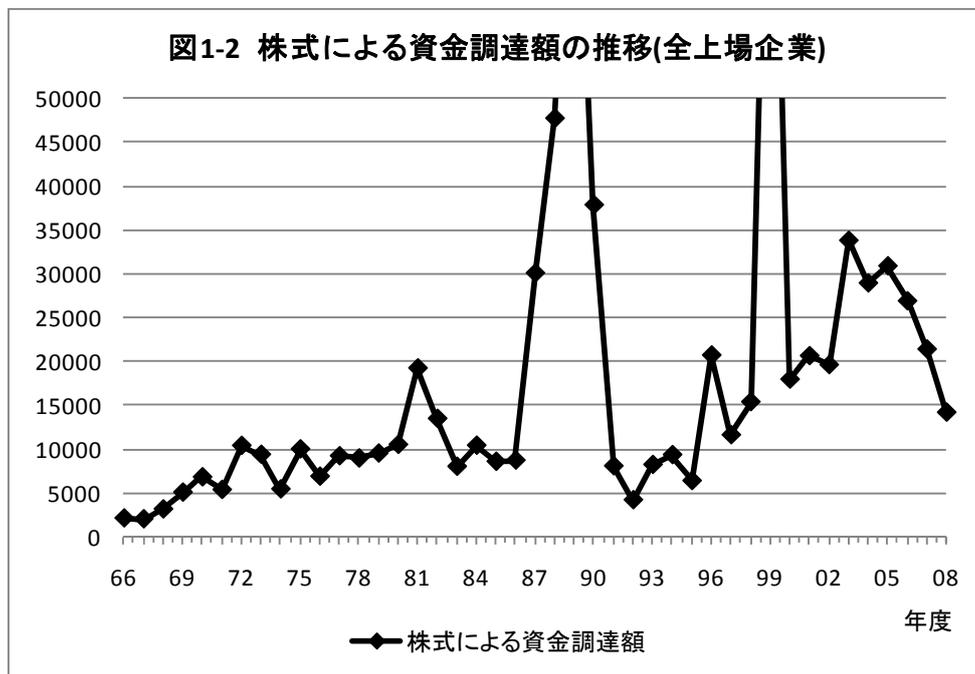


我が国の経営者のペイアウト政策に対する意識を変えた2つめの変化は、銀行借入の減少とそれに伴う株式市場を通じた資金調達増加である。1990年代後半の金融機関では株価下落による含み損以外に多額の不良債権も問題となり、北海道拓殖銀行や日本長期信用銀行といった大手銀行が破たんした。また、破たんを免れた銀行でも貸し出し審査を厳格化したことにより、長年続いてきたメインバンク制度は崩壊し、我が国企業は資金の調達先を株式市場や社債市場に求めていくこととなった。

図1-2は、1966年以降の株式による資金調達金額の推移を示している。この図によれば、1980年代後半のバブル期や、1999年の大手銀行15社に対する公的資金注入といった異常な時期を除けば、1990年代以降、株式による資金調達額が増加傾向にあることがわかり、特に2000年以降は、リーマンショックが起きた2008年を除いて、毎年の株式による資金調達額が2兆円を超えている³。

企業が株式市場への依存度を強めることは、経営者の株価に対する関心を高め、企業経営における株主の発言力も大きくなった。ましてや、株主総会では、これまでの経営陣に対して好意的な株主が減る一方で、機関投資家を初めとした物言う株主たちの存在感が増しており、経営者は従業員や経営者の利益だけでなく株主の利益にも配慮した意思決定が強く求められることとなったのである。

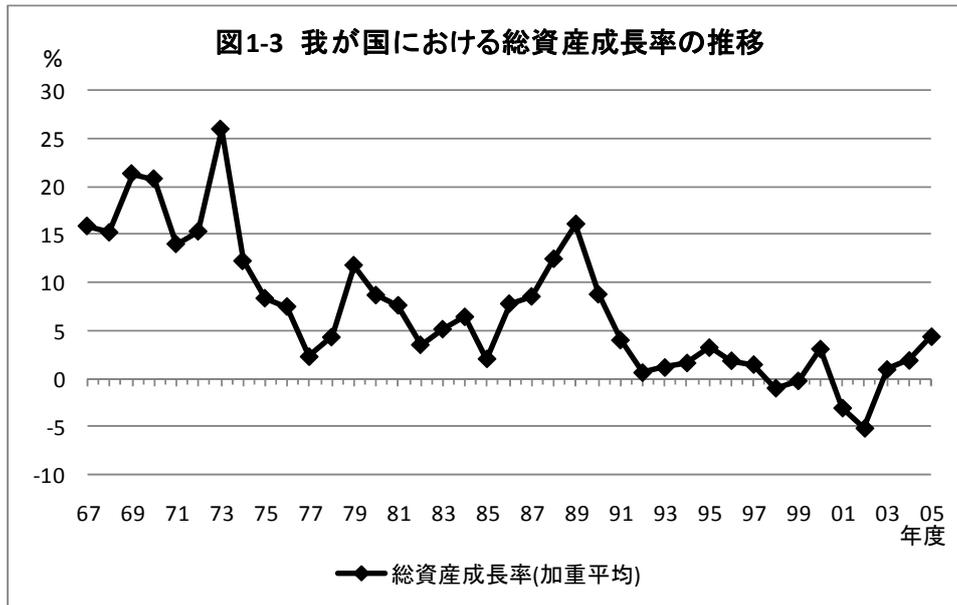
³なお、東証要覧によると普通社債の発行額も年々増加しており、1995年には5兆円だった発行総額が2007年には12兆円弱と2倍以上になっている。



しかしながら、このような株主構成の変化と資金の調達方法の変化だけでは、これほどまでに我が国においてペイアウト政策の注目が高まることはなかったと思われる。なぜなら、我が国企業が有利な成長機会をたくさん保有していれば、これまで通りに内部留保を積み上げて次期以降の投資機会に投入するだけで企業価値を向上させることができ、株主がペイアウト政策に対して特に注文を付ける必要もないはずだからである。

我が国の経営者がペイアウト政策に関心を払うようになった 3 つめの理由が、企業のライフサイクルステージの変化である。図 1-3 は各年度の全上場企業の総資産成長率(加重平均)の推移を表した図である。この図を見れば分かる通り、過去 40 年を通じて我が国企業の総資産成長率は徐々に低下傾向にあり、日本全体のライフサイクルステージが成長段階から成熟段階へと移行してきていたことがわかる。特に、1990 年代以降については成長率がそれまでに比べて大きく低下しており、我が国において有利な投資機会が著しく減少したことがうかがえる。このような有利な投資機会の減少は、多額の資金が内部留保として企業内に蓄積されていることの是非を改めて問うことにつながった。発言力を増した株主は、株主総会の場などで、残余利益を社内に留保する理由を説明することを要求し、経営者も将来の投資計画を説明すると共に、ペイアウト金額を決定する際の目標指標を明示することで、内部留保への理解を求めようになった。

以上のように、近年の我が国において、ペイアウト政策に対する関心が強まっているのは、株主構成の変化と資金調達手段の変化、企業の成熟化という 3 つの要素が複合的に起きたことによるものであると言える。



我が国における配当総額は、過去数十年間にわたり順調に増加を続け、2008年9月のリーマンショックで一時減少したものの、2011年3月期には3年ぶりに増加することが予想されている⁴。また、自己株式の取得金額についても、2006年、2007年と連続で4兆円を超えるなど、以前では考えられなかったほどの多額のペイアウトが行われている。

また、実施金額だけでなく、その決定方針にも大きな変化が見られ、かつて、我が国企業のペイアウト政策の代名詞とされていた一株当たり5円配当を実施している企業の割合は、1976年には32.8%だったのが、2000年には14.5%と半分以下にまで急落している⁵。一方、生命保険協会が2009年度に実施したアンケート調査では、ペイアウト金額を決定する際に用いる目標指標として、配当性向を挙げる経営者の割合が43.3%に達し、“配当総額および一株当たり配当額”の33.5%を抑えてトップとなっているなど、業績連動型のペイアウト政策を重視する企業の割合が増加してきている⁶。

本論文の目的の1つは、以上のような我が国におけるペイアウト政策に対する関心の高まりを踏まえ、我が国のペイアウト政策の現状を再確認することである。先述のとおり、我が国企業がペイアウト政策を真剣に考えるようになってきたのはごく最近である一方、研究者の間では古くより議論がなされており、我が国のペイアウト政策に関するマクロ分

⁴ 『日本経済新聞』朝刊、2010年6月14日。

⁵ 全国証券取引所協会が発行する“配当状況調査”および“企業業績及び配当の状況”より入手。

⁶ なお、生命保険協会が同年に実施した機関投資家向けのアンケート調査(複数回答可)によると、機関投資家が希望する利益分配目標として配当性向を挙げた割合が63.6%である一方、配当総額やDPSを挙げた投資家は、わずか13%にとどまっており、経営者が配当性向を目標とするようになったのは、機関投資家の影響による可能性が考えられる。

析もこれが初めてではない。しかしながら、近年の我が国で起きた様々な変化を踏まえて、もう一度、我が国におけるペイアウト政策の現状を把握し直すとともに、アメリカ企業との比較を行うことで、我が国のペイアウト政策の特徴を明らかにすることには重要な意義があると考えられる。

また、ペイアウト政策に関する様々な理論仮説について、我が国企業を対象とした実証を行い、それらの仮説が我が国においても成り立つのか否かを検証することも本論文の目的の 1 つである。ペイアウト政策と企業価値の関係については、様々な仮説があるが、本論文では、経営者と株主の間に生じるエージェンシー対立や情報の非対称性といった問題に焦点を当て、我が国におけるペイアウト政策の決定プロセスや、その意義について検証を行っている。検証の際には、機関投資家を初めとする株主構成の違いや取締役会や買収の脅威といったこれまでの分析では、あまり触れられてこなかった要素に注目した分析を行っているほか、配当の情報内容効果に関する検証を行う際には、将来利益反応係数に注目した新しい検証方法を用いた分析も行っている。

1.2 本論文の概要と構成

本論文の構成は以下のとおりである。

まず、第 2 章では、ペイアウト政策のマクロ的動向に関する海外や日本の先行研究を紹介した後で、経営者と株主の間のエージェンシー対立や情報の非対称性のもとでのペイアウト政策の役割に関する先行研究を紹介するほか、配当と自社株買いの選択に関する先行研究についても触れている。

続く第 3 章では、過去 40 年間の長期にわたる我が国の全上場企業のデータを用いて、我が国企業の配当行動の変遷を分析している。分析の際には、アメリカ企業との比較によって、我が国企業の配当行動の特徴を浮き彫りにすると同時に、近年の制度改革(自社株買いの解禁、連結財務諸表を中心とした財務報告の義務化)が配当政策に与えた影響についても焦点をあてた分析を行っている。さらに、利益と配当の関係を、EPS と DPS の関係を調べるという方法や、リントナーモデルを用いた実証分析により明らかにしている。

第 4 章では、近年、その影響力の増大が注目されている機関投資家に焦点を当て、機関投資家とペイアウト政策が相互に与え合う影響についてエージェンシー理論の観点から分析を行っている。なお、機関投資家は長期的な利益を犠牲に短期的な利益ばかりを追い求めているという批判が、我が国の経営者の中からは少なからず聞こえてくるという点にも注目し、分析の際には企業内に蓄積された余剰資金の量を考慮することで、機関投資家がそのような長期的な企業価値を犠牲とした行動を取っていると言えるのか否かについても検証を行っている。

第 5 章では、近年の我が国で起きた様々なコーポレート・ガバナンスの変化に注目し、それとペイアウト政策の関係について検証を行った。分析の際には、配当と自社株買いの柔軟性の違いや企業が抱える余剰資金の量の違いがコーポレート・ガバナンスとペイアウ

ト政策の関係をどのように変化させるのかについても分析を行っている。また、コーポレート・ガバナンスを評価する際には、先行研究でよく用いられる株主構成だけでなく、取締役会や買収の脅威、ストックオプションなども考慮に加え、多角的にこれを評価している。

第 6 章では、配当には将来利益に関する情報が含まれていると株主がみなしているのかという、いわゆる配当の情報内容仮説について、株価に含まれる将来利益の割合(将来利益反応係数)に配当政策が与える効果を見ることで検証している。配当の情報内容仮説については、古くから存在する仮説であるにも関わらず、先行研究では未だ一貫した結果が得られておらず、将来利益反応係数を使った、これまでとは違う視点からの分析を行うことで、この仮説に関する新たな証拠を見つけることが期待される。また、検証の際には、情報の非対称性の程度や株主の将来予想利益の大きさといった配当の情報内容効果に影響を及ぼすと考えられる要因についてもコントロールし、それらによる影響についても検証を行っている。

最後の第 7 章は全体のまとめとなっており、本論文の結果と貢献について改めて触れた後で、今後の研究課題について述べている。

第2章：先行研究の紹介

2.1 ペイアウト政策のマクロ的動向に関する先行研究

まず初めに、アメリカにおける配当行動をマクロ的に分析した先行研究を紹介する。アメリカ企業の配当行動の長期にわたる変遷については、Fama and French[2001]の分析が有名である。彼らによれば、1978年に66.5%だった米国の全上場企業⁷に占める有配企業の割合は、1999年には20.8%にまで落ち込んでいる。この理由として彼らは、一度も配当を支払わない新興企業の増加と、黒字でも配当を実施しない企業の増加を挙げている。さらに彼らは、ロジットモデルによる予測誤差分析を行うことで収益性、成長性、企業規模などの要因をコントロールしてもなお、以前に比べて配当を支払う企業の比率が大幅に低下していることを明らかにしている。また、Denis and Osobov[2008]は、Fama and French[2001]と同様の分析をアメリカや日本など全6カ国で行い、アメリカでは実際の有配企業率が予想よりも大きく低下してきていることや、日本についても有配企業率に若干の低下が見られることなどを報告している。なお、最近のアメリカの有配企業率については、Julio and Ikenberry[2004]が1999年には16%に過ぎなかった有配企業率が2004年第1四半期には20%にまで回復したことを報告している。

なお、アメリカにおいて有配企業率の低下が報告されている一方で、全体の配当額はむしろ増加しているという一見矛盾した報告がDeAngelo, DeAngelo and Skinner[2004]でなされている。彼らによると、アメリカでは一部の大企業に利益が集中した結果、これらの大企業が多額の配当を行う一方で、その他の多数の企業は全く配当を実施しなくなるという現象が報告されており、彼らはこの現象を配当の二極化現象と名付けている。

また、アメリカで有配企業が急激に低下した理由として、自社株買いの影響を挙げる先行研究がいくつか存在する⁸。Grullon and Michaely[2002]は、アメリカ企業における予測配当額と実際の配当額の差額は、自社株買いを多く実施している企業ほど大きいことを明らかにしている。また、Skinner[2008]は、ペイアウト政策と利益との関係を調べ、1980年以降のアメリカ企業で有配企業数が大きく下落した原因は、新規上場企業が配当を行わずに自社株買いのみを行うようになったことや、以前は配当を実施していた企業が配当ではなく自社株買いで利益分配を行うようになったことに理由があると結論づけている。

Brav et al.[2005]は、経営者のペイアウト政策に対する意識についてサーベイ調査を実施し、経営者は配当金額の安定化を重視する一方で、自社株買い金額についてはあまりこだわりを持っていないことや、ペイアウト手法の選択の際に税率は重視していないことなどを明らかにしている。また、彼らは、COMPUSTAT収録企業を対象にLintner[1956]

⁷ ただし、金融業・公益企業を除く。

⁸ 一方、Fama and French[2001]は自社株買いの増加が有配企業率を低下させたという見方に懐疑的立場をとっている。

の配当部分調整モデルの説明力の時系列的変化も調べている。Lintner[1956]の配当部分調整モデルとは、経営者は目標とする配当性向と当期利益から今期の目標配当額を決めるが、配当政策は保守的に決定されるため、配当の調整には時間がかかるというモデルである。Brav et al.[2005]は、1950年から2002年までの長期間にわたる配当部分調整モデルの説明力の変化を調べ、近年のアメリカ企業では配当部分調整モデルの説明力が低下してきていることを報告するとともに、その理由として最近の経営者は配当政策の決定の際に、配当性向を目標としなくなったことを挙げている。なお、Brav et al.[2005]で見られた配当部分調整モデルの説明力の低下について Skinner[2008]は、配当額に自社株買い金額を加えた総還元額を用いて配当部分調整モデルを回帰すると、パラメータの有意水準が上昇し、モデルの説明力も高まることを明らかにしている。

次に、我が国企業の配当行動のマクロ的傾向を取り扱っている実証研究を紹介する。砂川・畠田・山口[2006]は、ペイアウト政策に関する最新の諸仮説を紹介した後、我が国企業の有配企業率や有配企業と無配企業の時価簿価比率、及び配当プレミアムの推移を検討している。また、花枝・芹田[2008、2009]は、上場企業を対象にしたサーベイ調査を行い、我が国企業の財務担当者がペイアウト政策に関してどのような意識を持っているかを分析している他、芹田・花枝・佐々木[2010]では、同様のサーベイ調査を国内の機関投資家にも実施し、企業と機関投資家のペイアウト政策に関する意識の違いについても検証を行っている。また、加賀谷[2004]や石川[2007]では、近年の連結決算制度改革が我が国企業の配当政策に与えた影響について研究を行っている。

2.2 経営者と株主のエージェンシー対立のもとでのペイアウト政策の役割に注目した先行研究

ペイアウト政策に関する初期の代表的論文として、Miller and Modigliani[1961]の配当無関連命題がある。Miller and Modigliani[1961]は、完全で完備な市場ではペイアウト政策が企業価値に影響を及ぼさないことを明らかにすると共に、企業価値を向上させるためには投資政策が重要であることを示している。また、彼らは、完全かつ完備な市場の仮定を崩すことでペイアウト政策が企業価値に影響することも逆説的に示しており、その後のペイアウト政策に関する研究に大きな影響を与えている。

Miller and Modigliani[1961]以降の研究は、完全で完備な市場の仮定を緩めたくて、ペイアウト政策の意義について検証を行っているが、経営者と株主の間のエージェンシー対立に注目し、ペイアウトの実施がエージェンシー対立を緩和する効果について考察した研究が Easterbrook[1984]や Jensen [1986]のフリーキャッシュフロー仮説である。

経営者と株主の間のエージェンシー対立については、Jensen and Meckling[1976]で説明がなされており、彼らは所有と経営が分離した企業での経営者と株主の間の利害対立と、それにより生じる過剰投資問題を初めとする様々なエージェンシーコストについて指摘している。

Easterbrook[1984]と Jensen[1986]は、Jensen and Meckling[1976]で指摘された過剰投資問題によるエージェンシーコストの発生を抑制するためのひとつの手段として、ペイアウト政策が役立つことを明らかにした。彼らの研究によれば、ペイアウトの実施は企業内に蓄積された余剰資金を減らし、経営者による過剰投資を防ぐことができるため、ペイアウト政策は企業価値に影響を与えることになる。

彼らのように経営者と株主の間のエージェンシー対立に注目して、ペイアウト政策が企業価値に与える効果を検証する研究は、ペイアウト政策に関する研究の大きな流れの 1 つとなっており、本論文の第 4 章と第 5 章でも、その流れに乗った研究を行っている。

2.2.1 ペイアウト政策と機関投資家の関係に注目した先行研究

第 4 章では、機関投資家とペイアウト政策の相互関係を株主と経営者の間のエージェンシー対立の観点から議論しており、本節では、機関投資家とペイアウト政策の関係を検証した実証研究を紹介する。

エージェンシー対立とペイアウト政策の関係を議論した海外の研究について見てみると、株主構成の違いがペイアウト政策に与える影響を検証した論文が多い。例えば、Jensen, Solberg and Zorn[1992]や Agrawal and Jayaraman[1994]では、経営者持分比率が高く、エージェンシー対立が小さい企業では、ペイアウト金額も少ないというエージェンシーモデルと整合的な結果を報告している他、Truong and Heaney[2007]は筆頭株主と配当金額の関係を調べ、筆頭株主が外部株主である場合は、企業が配当を支払う確率が有意に高まることなどを報告している。

しかし、同じ株主でも、機関投資家とペイアウト政策の関係をエージェンシー対立の観点から検証した実証研究は少なく、わずかに Short, Zhang and Keasy[2002]や Grinstein and Michaely[2005]などが挙げられる程度である。また、いずれの論文も機関投資家とペイアウト政策に関する数ある仮説の 1 つとしてエージェンシー対立を取り上げているにすぎない。それぞれの検証で得られた結果については、いくつかの相違が見られ、Short, Zhang and Keasy[2002]は、機関投資家が多い企業では配当金額も有意に高まるというエージェンシーモデルと整合的な結果を報告している一方で、Grinstein and Michaely[2005]では機関投資家がペイアウト政策に与える影響は確認されず、逆にペイアウト政策が機関投資家に影響することを報告している。

また、エージェンシー対立にこだわらずに、機関投資家とペイアウト政策の関係を議論した先行研究について参照してみると、株主間の税率格差から生じる顧客効果に注目した先行研究がいくつか挙げられる。Allen, Bernardo and Welch[2000]は、機関投資家は配当税率の低さや受託者責任などの理由で自社株買いよりも配当を選好することや、企業も機関投資家を引き付けるために配当を選択することを理論モデルで説明しているほか、Dhaliwal, Erickson and Trezevant[1999]は税の顧客効果に関する実証分析を行い、企業が配当を開始すると、税制上、配当が不利となっている個人投資家が機関投資家に株式を売

却する結果、機関投資家の株主数や持分が増加することを発見している。また、Strickland[1997]やDesai and Jin[2007]は機関投資家が抱える顧客に注目し、配当課税が適用される顧客を抱える機関投資家は低配当企業を好むことなどを報告している。

エージェンシー対立や税の顧客効果とは別の視点から機関投資家とペイアウト政策の関係を議論している先行研究として、Brennan and Thakor[1990]が挙げられる。彼らは、機関投資家と個人投資家の情報格差に注目し、情報優位の機関投資家は自社株買いを好む一方で、情報劣位の個人投資家は配当を好むという逆選択モデルを提唱している。Brennan and Thakor[1990]やJain[2007]による実証研究では、税率が相対的に低い機関投資家は配当実施企業よりも自社株買い実施企業を好む一方で、個人投資家は有配企業や高配当利回り企業を好むことが明らかとなっており、税の顧客効果モデルを否定し、逆選択モデルを支持する結果が得られている。また、Grinstein and Michaely[2005]は、自社株買いが行われている企業では機関投資家が多いというBrennan and Thakor[1990]の仮説を支持する結果を得た一方で、機関投資家が多い企業で自社株買いが増えるという関係については見いだせておらず、Brennan and Thakor[1990]の仮説は一部が支持されるのみにとどまっている。

次に、我が国企業を対象とした先行研究を紹介するが、我が国では厳密な機関投資家持分比率のデータを入手することが最近まで困難だったこともあり、純粋な機関投資家というよりも外国人持分比率とペイアウト政策の関係を扱った論文が多い⁹。例えば米澤・松浦[2000]や花枝・佐々木[2010]は、外国人持分比率が配当政策に与える影響を検証し、共に外国人持分比率は企業の配当政策に正の効果を与えることを発見している他、Teng and Hachiya[2010]も外国人投資家と内部者(役員+その他法人)が自社株買いに及ぼす効果を検証している。

我が国における数少ない純粋な機関投資家持分比率を用いた実証研究としては諏訪部[2006]や本論文の第5章などが挙げられるが、いずれの論文も機関投資家持分比率を数ある変数の1つととらえた論文にすぎない。

諏訪部[2006]は、フリーキャッシュフロー仮説の考え方にに基づき、エージェンシーコストの有無に注目した検証を行い、機関投資家持分比率が高いためにエージェンシーコストが低下していると考えられる企業では、増配が株価に負の影響を与えることを示している。一方、本論文の第5章では、機関投資家持分比率だけでなく、取締役の人数や買収防衛策の有無といった複数の要素からコーポレート・ガバナンスの強度を評価し、それとペイアウト政策との関係を検証している。

最後に、我が国の機関投資家に対し、ペイアウト政策に関するサーベイ調査を行った研究として、芹田・花枝・佐々木[2010]を紹介する。彼らの調査結果からは、機関投資家はペ

⁹本論文では、日経 NEEDS-Cges の機関投資家持分比率データを使用することで、この問題を解決している。なお、機関投資家持分比率の定義については、第4章や第5章を参照されたい。

アウトの実施による経営者の規律付けを求めていることや、ペイアウト政策には企業に関する何らかの情報が含まれていると考えていること、自社株買いよりも配当を好むことなどが明らかとなっている。

2.2.2 ペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスの関係に注目した先行研究

第4章では、機関投資家に注目し、ペイアウト政策との関係を議論しているが、第5章では、機関投資家も含めたコーポレート・ガバナンス全体に注目した検証を行っており、本節では、それに絡んだ研究を紹介する。

ペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスとの関係に注目した論文としては、まず、La Porta et al.[2000]が挙げられる。La Porta et al.[2000]では、世界46ヶ国のデータを用いて、株主保護が厚くガバナンスが機能している国では少数株主が経営者に配当を要求するという“Outcome model”と、株主保護が弱くガバナンスが機能していない国では経営者が自分の評判を高めるために自発的に配当を行うという“Substitute model”の2つの対立する仮説を設定した。そして、両仮説を比較検証した結果、ペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスの間に正の相関を予想していた“Outcome model”が成り立つという結果を報告している。

La Porta et al.[2000]ではコーポレート・ガバナンスを、その国の法制度に注目して評価しているが、近年のアメリカの先行研究では、コーポレート・ガバナンスを評価する際に、Gompers, Ishii and Metrick[2003]の Governance-INDEX(以下では、G-INDEX と呼称)や Bebchuk, Cohen and Ferrell[2009]の Entrenchment-INDEX(以下では、E-INDEX と呼称)を用いる研究が多くみられる。

Gompers, Ishii and Metrick[2003]は、アメリカで用いられている24種類の買収防衛策条項について、各企業がそのうちの幾つを導入しているかをカウントすることでG-INDEXを作成し、G-INDEXの高さと企業価値や成長性、資本支出などとの相関を調べている。Gompers, Ishii and Metrick[2003]によれば、G-INDEXが高い企業ほど、敵対的買収の脅威にさらされなくなるため、株主の権利が弱く、ガバナンスが効いていない企業ということになる。また、Bebchuk, Cohen and Ferrell[2009]は、24種類の買収防衛策条項の中でも特に影響力の強い6つの条項を抜き出すことでE-INDEXを作成し、企業価値や株式リターンとの関係を調べている。

Harford, Mansi and Maxwell[2008]や Chae, Kim and Lee[2009]では、G-INDEXやE-INDEXを用いることで、企業のコーポレート・ガバナンスを数値化し、La Porta et al.[2000]と同様に、強力なコーポレート・ガバナンスが構築されている企業では、配当金額が増加するという関係を見出している。

一方、彼らとは逆に、コーポレート・ガバナンスが機能している企業ほどペイアウト金額は減少するという結果を報告しているのが Jiraporn and Ning[2006]や John and Knyazeva[2008]である。

Jiraporn and Ning[2006]は、La Porta et al.[2000]の“Outcome model”と“Substitute model”について、コーポレート・ガバナンスの代理変数として法律による株主保護ではなく、G-INDEXを用いた検証を行い、La Porta et al.[2000]とは逆に、“Substitute model”を支持する結果が得られたことを報告している。

また、John and Knyazeva[2008]は、強力なガバナンスメカニズムにより経営者の無駄遣いが抑制されるなら、必ずしもペイアウト政策は必要ではなく、ペイアウトの実施とコーポレート・ガバナンスは代替関係にあると考え、その関係について検証している。John and Knyazeva[2008]では、コーポレート・ガバナンスを評価する際に G-INDEX や E-INDEX だけでなく、株主構成や取締役会構成、負債比率も考慮に入れているが、彼らの分析によると、コーポレート・ガバナンスが効率的な企業ほど、ペイアウトは実施されないという代替的な関係が報告されている。また、ガバナンスが機能するほど、配当ではなく自社株買いの割合が増えるという結果も併せて報告されている。

最後に、我が国におけるコーポレート・ガバナンスとペイアウト政策の関係を検証した先行研究について紹介しようと思うが、我が国においてコーポレート・ガバナンスに対する関心が高まったのは、つい最近ということもあり、株主構成とペイアウト政策の関係を検証した論文以外は、ほとんど存在していないのが現状である¹⁰。例えば、前節でも取り上げた、米澤・松浦[2000]や花枝・佐々木[2010]、Teng and Hachiya[2010]、諏訪部[2006]の他にも、本論文の第4章である“ペイアウト政策と機関投資家の相互関係”や、経営者持株に注目した久保・齋藤[2009]などが挙げられる程度である。

2.3 情報の非対称性のもとでのペイアウト政策の役割に注目した先行研究

ペイアウト政策に関する検証を行う際に、経営者と株主の間のエージェンシー対立とともに、よく用いられる概念が、経営者と外部投資家の間に存在する情報の非対称性の問題である。Miller and Modigliani[1961]では、完全で完備な市場の仮定を崩せば、ペイアウト政策が企業価値に影響を及ぼすことが示されているが、その際に、情報の非対称性が存在する場合のペイアウト政策の役割についても言及している。彼らは安定配当を志向している企業において将来利益に関する経営者の予想が変化した場合、その予想の変化は配当性向の変化の形で現れると述べ、配当変化が株価に影響することを説明している(配当の情報内容仮説¹¹)。

Miller and Modigliani[1961]の議論を踏まえ、Bhattacharya[1979]や Miller and

¹⁰例えば、我が国で買収防衛策が導入されるようになったのは、ごく最近のため、アメリカで主流となっているような G-INDEX や E-INDEX といった指標を作ることは不可能であり、また、分析期間の制約から敵対的買収防衛策とペイアウト政策の関係を議論した論文も存在していない。

¹¹ 配当の“情報内容”が意味するものについては、本論文では特に断りがない限り、“将来利益に関する情報内容”に限定している。

Rock[1985]、John and Williams[1985]は経営者と外部株主の間に情報の非対称性が存在する場合、経営者は内部者しか知らない情報を外部株主に意図的に伝えるために、あえてコストのかかる配当という手法で将来利益に関する情報を伝えるという配当のシグナリング仮説を提唱している¹²。

配当の情報内容仮説の議論に従えば、増配を選択した企業では、将来の収益性の向上が期待されるため、その結果として現在の株価が上昇することが予想されるが、配当変化後の株価の変化に関する実証研究については、予想と一致する結果が多く報告されている一方で (Michaely, Thaler and Womack[1995], Grullon, Michaely and Swaminathan [2002]など)、配当変化とその後の利益変化との関係については必ずしもこれを肯定する研究ばかりではなく、Watts[1973] や Gonedes[1978]、Benartzi, Michaely and Thaler[1997]のように、配当政策と将来の利益水準の間に何の相関も見出せていない研究や、見出せたとしても微々たる効果でしかなかったという研究が多い¹³。

また、最近では、配当政策が将来利益に関する情報を持つとすれば、それは将来利益の水準についてではなく、将来利益の持続性や分散に関する情報であることを示唆する研究がいくつか報告されている。例えば、Skinner and Soltes[2010]では、配当を支払っている企業は、その他の企業に比べて利益の持続性が高く、損失を計上することも少ないことが報告されているほか、Guay and Harford[2000]も配当と自社株買いの使い分けを議論する中で、増配企業では増配後の利益減少が小さく、利益の持続性が高い企業であることを報告している。また、Grullon, Michaely and Swaminathan[2002]は、配当政策を変更した企業のシステムティックリスクを調べ、増配企業ではシステムティックリスクの低下が見られることを発見している。彼らによると増配企業は、有利な投資機会が減少し成熟段階に移行した企業であり、増配は企業リスクの低下を意味するという成熟企業仮説を提唱している。

このように、配当政策が将来利益に関するどのような情報を持っているのかについては、今も議論が分かれているが、配当政策の違いが将来利益反応係数に与える効果を検証することで、配当の情報内容仮説を実証しようとする新たな研究が近年になって現れた。

将来利益反応係数とは、現在の株価に含まれる将来利益情報の割合を示す変数であり、Collins et al.[1994]において初めて取り上げられた概念である。Collins et al.[1994]は、当期の年次リターンを説明する際に、当期利益だけでは説明力が弱いことを実証した後で、当期利益と将来利益を同時に考慮することで年次リターンに対する説明力が大きく上昇す

¹²先行研究では配当の情報内容仮説と配当のシグナリング仮説をひとくくりに行っている研究も多いが、前者が経営者の意図に関わらず、株主が配当政策から将来利益に関する情報を読み取ろうとするという仮説であるのに対し、後者は経営者が将来利益に関する情報を伝えるために意図的に配当政策を利用しているという点で異なっており、厳密には後者は前者に含まれる理論であるといえる。

¹³ 一方、我が国企業を対象とした研究では、後述するように両者の間に正の関係を見つける研究が多く、アメリカと日本の相違点として興味深い内容となっている。

ることを明らかにしている。その後、Lundholm and Myers[2002]および、Gelb and Zarowin[2002]では、企業が将来利益に関する情報公開を行うほど、株主による将来利益の予測が容易となり、株価に反映される将来利益の割合が増加する結果、将来利益反応係数も上昇するという関係を発見している。

こうした流れを受け、Hanlon, Myers and Shevlin[2007]と Hussainey and Walker[2009]は、将来利益反応係数と配当の情報内容仮説を結びつけた検証を行っている。もし、配当が将来利益に関する情報を持つならば、Lundholm and Myers[2002]や Gelb and Zarowin[2002]で見られたように配当の有無が将来利益反応係数に影響を与え、無配企業と比べて有配企業では将来利益反応係数が有意に高まるだろうと予想した。そして、検証の結果、実際に彼らは予想と整合的な結果を発見している。

次に、我が国を対象とした先行研究を紹介する。配当政策と将来利益の関係を扱った論文として、まず牧田[2006]が挙げられる。彼は配当変化とその前後の ROA 変化との関係を検証し、配当変化は将来利益というよりも過去や現在の利益変化と強い相関を持つことを報告している。一方、諏訪部[2006]では増配企業と減配企業におけるその後の EPS 変化を調べ、増配後の企業では増益になる傾向が高まるという配当の情報内容仮説を支持する結果を報告している他、石川[2010]も増配(減配)企業では、その後に好業績(悪業績)を経験していることを明らかにしている。

また、石川[2010]は、配当の情報内容仮説に関連して、配当に込められた経営者の将来利益に対する自信を裏付ける形の利益変化が起こると、利益変化と配当変化が相互に関連付けられて株価に反映されるというコロボレーション効果について検証を行い、コロボレーション効果と整合的な結果が得られたことを報告している。

2.4 配当と自社株買いの選択に関する先行研究

最後に配当と自社株買いの選択に関する先行研究を紹介する。Grullon and Michaely[2002]は、企業がペイアウト手法として配当ではなく自社株買いを選択するようになってきているという、配当と自社株買いの代替性仮説を提唱した。彼らの分析結果からは、企業が初めて利益分配を実施する際には、その多くが配当ではなく、自社株買いを選択するようになってきていることや、配当を続けている企業の中にも自社株買いを始める企業が増えてきていることなどが報告されている。また、彼らは Lintner[1956]の配当部分調整モデルを用いて推測した予測配当額と実際の配当額との予測誤差を調べ、予測誤差は自社株買いを実施している企業ほど大きくなることも発見している。

一方、ペイアウト手法の選択には利益の持続性が影響していると考えるのが、Jagannathan, Stephens and Weisbach[2000]や Lie[2005]らが主張する収益安定性仮説である。Jagannathan, Stephens and Weisbach [2000]は、自社株買いと配当額の変更に関する大規模な実証分析を行い、利益に占める持続的なキャッシュフローの比率が高い企業ほど配当を実施し、自社株買いを実施する企業では一時的なキャッシュフローの比率が高か

いことを明らかにしている。また、キャッシュフローのボラティリティが高い企業ほど配当ではなく自社株買いを選択する傾向にあることも報告している。

Liel[2005]は、異なるペイアウト手法として、定期配当・特別配当・自社株買いの3つの手法に注目した分析を行い、営業利益が大きく増加した時ほど定期配当が実施されるなど、Jagannathan, Stephens and Weisbach [2000]と同様の結果を報告している。

これらの他に、第2.2.1節でも述べたように、株主間の税率格差から生じる顧客効果からペイアウト手法の選択問題を検証しようとする研究(Allen, Bernardo and Welch[2000], Dhaliwal, Erickson and Trezevant[1999], Strickland(1997), Desai and Jin[2007])や、株主の間での情報の非対称性の観点からペイアウト手法の選択を説明しようとする研究(Brennan and Thakor[1990], Jain[2007], Grinstein and Michaely[2005])なども存在する。

ペイアウト手法の選択に関する我が国の先行研究として、まずは山口[2007]が挙げられる。山口[2007]は、Grullon and Michaely[2002]のフレームワークを用いて、配当と自社株買いの代替性の有無を検証しており、我が国においても配当予測誤差と自社株買いとの間に負の相関が見られるのか否かを検証している。そして、我が国における配当と自社株買いは相互に独立したペイアウト手法であり、両者の間に代替関係は見られなかったことを報告している。また、石川[2007]は、普通配当・記念配当・自社株買いの間でのペイアウト手法の選択問題を検証し、普通配当ではなく記念配当を選択する企業では、ROEが高い一方で負債比率が低いことや、記念配当よりも自社株買いを選択する企業では、株価が低く、負債比率が高いなどの特徴が見られたことを報告している。

第3章：日本企業の配当行動のマクロ分析

3.1 はじめに

近年、機関投資家や買収ファンドなど「もの言う株主」からの圧力の増大等を背景に、従来の安定配当政策を見直し、業績に応じて配当を増やすといった、株主に対する利益分配を強化する企業の動きが報道されるなど、我が国企業の間で配当政策に対する関心が高まっている。例えば、5年間比較可能な全上場企業を対象にした調査で、2007年度の配当総額が約7兆6千億円と前年度に比べ14%増え、5年連続で過去最高を更新したことが報じられている(『日本経済新聞』朝刊、2008年5月26日)。

本章は過去40年間という長期にわたる全上場企業の集計データを用いて、我が国企業の配当行動の変遷を明らかにすることを目的としている。なお、分析の際には、アメリカでの同様の分析から得られた結果との比較によって、我が国企業の配当行動の特徴を浮き彫りにすると同時に、近年の制度改革(自社株買いの解禁、連結財務諸表を中心とした財務報告の義務化)の影響についても焦点を当てている。このように、長期にわたる我が国企業の配当行動の実態を明らかにする事実発見的な包括的実証研究に、本章の特色があり、次章以降の実証分析を進めるうえでの礎となっている。

本章で得られた主な分析結果は以下のとおりである。まず初めに、日米での有配企業率の比較を行い、アメリカでは有配企業率の大きな低下が見られる一方で、日本では有配企業率に大きな変化が見られないことを明らかにした。そして、日米でこのような違いが見られた主な理由が、新規上場企業内での有配企業率の違いや、赤字企業内での有配企業率の違いにあることを突き止めている。次に、アメリカでは多額の配当をする少数の企業と、無配もしくは少額の配当をする多数の企業に分かれる配当の二極化現象が報告されているが、本章の分析により、我が国でも無配企業の数こそ少ないものの、一部の大企業に配当が徐々に集中しつつあること判明し、さらに、本章独自の検証として、我が国では自社株買いについても二極化現象が見られることが明らかになっている。また、我が国における配当と自社株買いの間には、アメリカで見られるような代替的關係ではなく、むしろ補完的關係が見られたことも注目に値する。

近年の我が国の制度改革に絡んだ議論としては、連結決算報告の義務化により連結決算数値をもとに配当政策を決定する企業の割合が増えてきたのか否かについての分析も行ったが、連結利益をもとに配当政策を決める企業が増えてきているという断定的な結論は得られなかった。最後に、配当を安定的に維持する、いわゆる配当の保守性について、修正一株当たり利益と修正一株当たり配当金の関係の長期にわたる変化を調べ、日本では利益の増減にかかわらず減配を選択する企業が増加傾向にあることが明らかとなった。また、リントナーモデルを我が国企業にあてはめ、日米での当てはまり具合の長期にわたる変化の違いを調べたが、日本においてリントナーモデルの説明力は低下していないことや、自

社株買いを含んだ総還元で見ると、利益に対するペイアウトの調整スピードが著しく上昇することが明らかとなった。

各節の概要は以下の通りである。第 3.2 節では本章の研究・デザインを述べ、第 3.3 節では、有配企業と無配企業の割合の変遷を調べる。第 3.4 節では、有配企業と無配企業の財務的特性の違いを明らかにするだけでなく、無配企業を今まで全く配当をしておかなかった未配企業と、以前は配当をしていたが今期は無配の前配企業に分け、両者の財務的特性の違いについても分析する。第 3.5 節では、配当の二極化現象と配当性向の日米比較を行う。続く 2 つの節では、1990 年代の制度改革が配当行動に影響を及ぼしているか否かを調べており、第 3.6 節が自社株買い、第 3.7 節が連結決算制度の配当行動への影響分析である。第 3.8 節では、利益と配当の関係についてリントナーモデルを中心とした分析を行う。そして、最後の第 3.9 節では、全体のまとめと将来の課題を述べる。

3.2 リサーチ・デザイン

本章で用いるデータは、日経 NEEDS—Financial QUEST の企業財務データより入手している。対象とした企業は金融業・証券業を除いた全ての業種の上場企業で、今現在上場されている企業だけでなく、かつては上場されていたが今では消滅してしまった企業も含まれている。対象とした期間は、1966 年 4 月から 2006 年 3 月までである。配当額はすべて単独決算データより入手したが、それ以外の財務データについても、本分析では基本的に長期に入手可能な単独決算データを用いている。しかし、第 3.6 節の自社株買いについての分析では、自社株買い金額を手に入れるために、連結決算データが入手できる企業についてはそちらを優先させている¹⁴。また、第 3.7 節や第 3.8 節で連結利益が配当行動に及ぼす影響を調べる場合にも、連結利益を連結決算データから入手している。

なお、第 3.8 節で一株当たり利益と一株当たり配当の関係性の分析を行う際には、株式分割や有償株主割当増資により株式数が増え、過去のデータとの比較可能性が失われるのを回避するために、東洋経済新報社の『株価調整係数データベース』を用いて過去にさかのぼって株式数の修正を行っている。このような修正によって、実質的な一株当たり利益の増減と実質的な一株当たり配当の増減の関係を調べることができる。

本章では、有配企業率や配当性向、自社株買い実施企業率といった比率の推移を主に検証している。ただし、単に比率の推移を記述するだけでなく、第 3.4 節の有配企業と無配企業との間の財務的特性の違いでは平均値の差の検定を、第 3.7 節の連結利益重視の配当政策をとる企業の割合の時系列的变化については比率の差の検定を用いた分析も行っている。さらに、第 3.3 節ではロジットモデルを用いた有配企業率の予測誤差分析を、第 3.8 節では OLS によるリントナーモデルの検証も行った。

¹⁴ これは、連結決算実施企業については、連結キャッシュ・フロー計算書内の「自己株式の取得による支出」項目を、自社株買いの取得金額として用いたためである。

3.3 我が国の有配企業・無配企業の変遷

3.3.1 有配・無配企業率

図3-1は、我が国全上場企業に占める、有配企業と無配企業の比率の推移を示したものである。各年度ごとに、その年に配当をした企業を有配企業、その年に配当してない企業を無配企業としている。さらに、無配企業については、前配企業と未配企業に細分化している。前配企業は、以前は配当をしていたが、今年度は配当をしていない企業である。未配企業は、今年度を含めてこれまで一度も配当をしていない企業である。

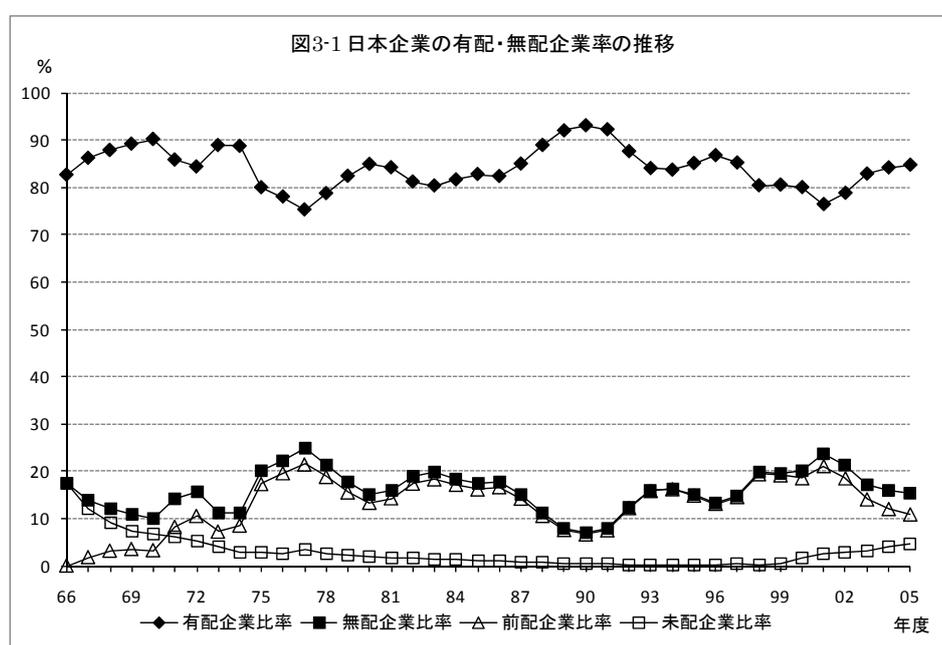


図3-1によれば、有配企業の割合はおおむね80%台で推移しているが、1980年代後半のいわゆるバブルのときには有配企業率が上昇し、1989年度から1991年度にかけて90%を超えている。一方で、第1次オイルショックがあった1970年代半ばやバブル崩壊後の1990年代には有配企業率の低下傾向が見られる。これらの期間で有配企業率の低下が起きた理由としては、オイルショックやバブル崩壊後の不況で企業の業績が悪化し、配当を行う余裕のある企業が減ったことが考えられる。どちらの年代もそれ以降は再び増加傾向に転じており、後述するアメリカのような有配企業の長期的かつ大幅な低下傾向はみられない。

一方、無配企業率については、有配企業率とは逆の推移が見てとれるが、無配企業率の内訳についてさらに詳しく見てみると、まず前配企業率については、サンプル期間の初期を除き、無配企業率とほぼ等しい。しかし、2000年度以降、未配企業率の増加に伴い、無配企業と前配企業の間には徐々に差がみられるようになってきている。近年の未配企業率の増加については第3.3.3.1節で詳しく説明する。

3.3.2 アメリカでの有配・無配企業率

日本と比較すると、アメリカでは有配企業率の変遷に大きな違いがみられる。Fama and French[2001]によれば、米国の全上場企業(ただし、金融業・公益企業を除く)に占める有配企業の割合は、1978年に66.5%だったのが、その後低下を続け、1999年には20.8%にまで落ち込んでいる。つまり、最近では米国企業の実に8割は無配企業ということになる。

この理由として彼らは2つの点を指摘している。第1は、未配の新興企業の急激な増加である。小規模、低利益率、豊富な投資機会という特徴を持つ新興企業は従来から無配企業の代表例であるが、1980年代以降における米国でのIPO(新規株式公開)の増大により、このような新興企業が急増した。Fama and French[2001]によれば、80年代以降、新規上場企業の増加で全体の企業数が40%も増加したが、新規上場企業が上場した年度に配当を支払う確率は、1963-77年までが50%だったのに対し、1999年にはわずか3.7%にまで下落した。しかも、これらの企業が上場後数年経過しても、相変わらず配当を支払わないまま未配企業であり続けた結果、1999年の未配企業率は70.1%にまで達している(表3-1参照)。

米国で無配企業が急増した第2の理由は、純利益がプラスなのに、まったく配当しない企業の割合が増加したためである。つまり、配当しようとするれば可能な黒字企業の中でも配当しない企業の割合が高まったのである。これについては、第3.3.3.2節の黒字企業に占める有配企業率の変化に関する記述の中で詳しく説明する¹⁵。

3.3.3 日米で有配企業率に差が生じた理由

3.3.3.1 新規上場企業の影響

上述したように、有配企業率について、我が国企業では一時的な景気の悪化により多少の変化があったものの、長期的には減少傾向はみられない。それに対して、アメリカ企業では1980年代・1990年代に大きな変化が起これ、無配企業が大多数を占めるようになってきた。第3.3.3.1節および第3.3.3.2節では両国でこのような違いが生じた原因について、より詳しく検証する。まずは、新規上場企業の影響である¹⁶。

¹⁵ Julio and Ikenberry[2004]によると、アメリカ全企業(金融・公益企業を除く)の有配企業率は1984年の32%から1999年に最低レベルの16%に低下したが、その後増加傾向を示し、2004年第1四半期には20%に達している。この理由として彼らは、マイクロソフトの2002年度からの配当開始に象徴されるように、80年代・90年代の新規公開企業の2000年代に入ってから配当開始を大きな理由のひとつにあげている。他の理由として、2000年初めのITバブル崩壊後の実物投資機会の低下や、エンロン等の企業不祥事に対する投資家への信認確保のための配当支払いの必要性をあげている。

¹⁶ なお、アメリカでは毎年多くの企業が市場から退出している一方で、我が国では退出企業数が少なく、両国の退出企業数の違いが有配企業率に影響を与えている可能性も考えられる。しかし、アメリカの退出企業に関するデータが得られていないことや、我が国については退出企業自体が少ないため、有配企業率に与える影響は微々たるものであると予想されるという理由などから、本研究では退出企業に関する分析は行っていない。

最初に、アメリカのような未配の新規上場企業の急激な増加という現象が、日本でも確認できるか否かを検証する。本章では日経 NEEDS-Financial QUEST から入手したデータを加工し、ジャスダックを含めた、いずれかの市場に上場もしくは登録された時点をもって新規上場企業として判別している¹⁷。なお、上場場部の変更があった場合や再上場があった場合は、新規上場企業としてはカウントしていない。

本章では、ある年度の新規上場企業の発生数をその年度の全企業数で割った値を、その年度の「新規上場企業率」と呼ぶことにする。表 3-1 によれば、我が国では新規上場企業率は、1980 年代前半までは 1%から 2%台であったのが、80 年代後半以降 4%台と若干増加しているのがわかる。これは、新興企業向けの株式市場が整備されたことなどが影響しているものと考えられる。しかし、表 3-1 のアメリカでの新規上場企業率をみると、80 年代以降も日本の 3 倍以上の値で推移しており、日本よりも多くの新興企業が誕生したことがわかる¹⁸。

表3-1 アメリカと日本の有配・無配企業率

アメリカ	63-67	68-72	73-77	78-82	83-87	88-92	93-98	99
有配企業率	71.6	64.6	60.3	58.2	36.1	29.4	23.5	20.8
無配企業率	28.4	35.4	39.7	41.8	63.9	70.6	76.5	79.2
未配企業率	20.9	23.7	31.6	31.8	51.7	58.7	66.6	70.1
前配企業率	7.4	11.7	8.2	10.0	12.1	11.9	9.8	9.1
新規上場企業率	5.6	7.2	2.7	7.5	11.7	8.2	11.2	6.3
有配企業率(新規)	72.1	47.3	33.1	15.7	8.8	7.9	5.2	3.7

日本	66-67	68-72	73-77	78-82	83-87	88-92	93-98	99-05
有配企業率	84.4	87.4	82.0	82.2	82.4	90.7	84.1	81.1
無配企業率	15.6	12.6	18.0	17.8	17.6	9.3	15.9	18.9
未配企業率	14.7	6.7	3.1	1.9	1.2	0.4	0.2	2.7
前配企業率	0.9	5.9	14.9	15.9	16.4	8.9	15.7	16.2
新規上場企業率	0.2	2.1	1.6	1.5	2.3	4.3	4.8	4.5
有配企業率(新規)	100.0	90.4	95.9	99.2	99.0	99.8	99.0	76.7

(注) アメリカのデータはFama and French[2001]のTable1より引用。日本のデータは日経NEEDSの財務データより筆者が作成。なお、新規上場企業率と有配企業率(新規)については70年度、77年度を除いている。これは、70年度から大阪、名古屋証券取引所のデータが、77年度からジャスダックやその他地方証券取引所のデータが日経NEEDS財務データに収録されるようになり、収録時にこれら取引所に以前から上場されていた企業が、新規企業としてカウントされるのを防ぐためである。数値はすべてパーセント表示。

表 3-1 には新規上場企業が配当を行った割合も記載している。有配企業率(新規)は、新規上場企業の中で初年度に配当を行った企業の割合を表している。同表によれば、我が国の有配企業率(新規)は、1990 年代の後半まで 90%以上を安定的に維持していたのが、1999

¹⁷ Financial QUEST のデータを使う際に気をつけなければならないのは、日経 NEEDS の企業財務データベースの都合上、新規上場の数年前から有価証券報告書を提出している企業の場合、上場される前の有価証券報告書を提出していた年度からデータベースに登録されてしまうことである。そのため、新規上場年度の判別の際には加工が必要となってくる。

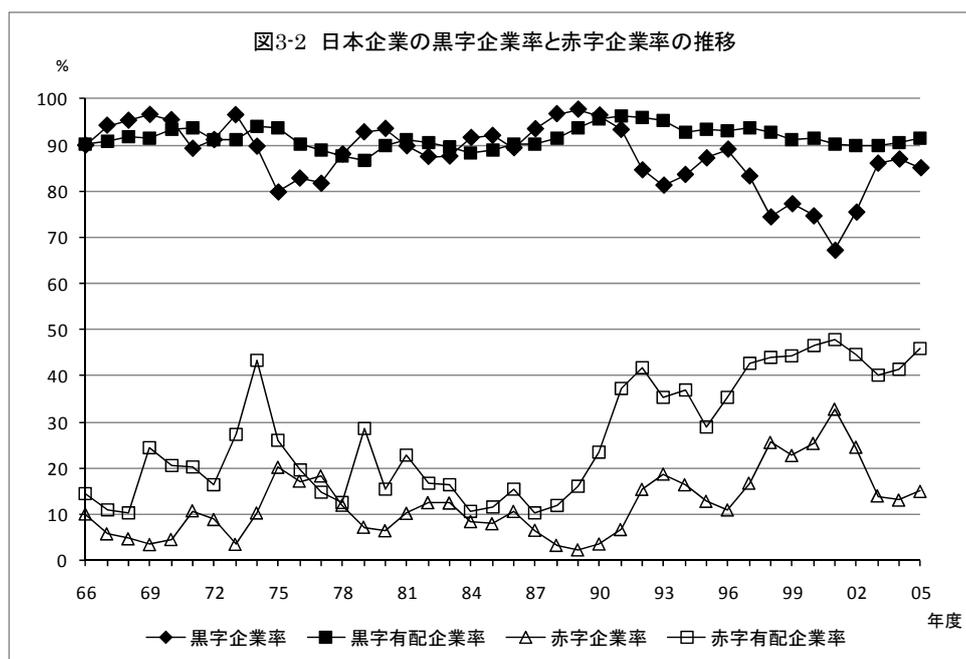
¹⁸ ただし、アメリカでは上場廃止となる企業数も多いため(Fama and French[2004])、新規上場企業率の高さのわりには、全体の企業数の増加割合は日本よりも低くなっている。なお、今回の分析では上場廃止企業数の差が分析に影響することはない。

度から 2005 年度の 6 年間平均で見ると 76.7%と大きく低下している。有配企業率(新規)が高かったのは、以前の上場(店頭登録)基準では、上場(登録)直前での配当の実施や上場(登録)後の配当が求められていたためと考えられる。それに対して、1999 年以降の低下は、1999 年に赤字企業でも上場可能なマザーズが開設されるなど上場基準が緩和されたことが大きな理由と考えられる。

なお、図 3-1 で 2000 年度以降、未配企業率が増加してきているのが見てとれたが、この未配企業率の増加は、おもに上場 1 年目に配当を実施しなかった企業の増加が原因となっている。そのことは、表には載せていないが、99 年度以降の新規上場企業内での無配企業率を 1 年毎に見た場合、その比率が増加傾向にあり、未配企業率の増加と一致していることからわかる。

3.3.3.2 赤字企業と黒字企業の影響

日米で有配企業率に大きな違いが生じた他の理由として、(1)赤字企業率、(2)赤字有配企業率、(3)黒字有配企業率の違いがある。最初に、赤字企業率の違いについて述べる。一口に赤字企業といっても、どのレベルの利益に注目するかによって結果は異なるが、中野[2006]は、営業利益に注目した分析を行い、日米での営業赤字企業の比率には大きな違いが存在することを報告している。中野[2006]によると、全上場企業ベースで見した場合、我が国企業よりもアメリカ企業のほうが、営業利益が赤字の企業の比率が高く、特に近年は急上昇している。我が国企業は、過去 20 年平均でも、過去 5 年平均でも、営業赤字の企業は 8%程度だったが、アメリカ企業では、過去 20 年平均で 20%近い企業が営業赤字に陥っており、特に直近 5 年平均で見えた場合は 33.9%の企業が営業赤字に陥っていたのである。



一方、本章では当期利益に注目し、図 3-2 に日本の赤字企業率の推移を示している。赤字企業率は全企業に占める、当期利益が赤字だった企業の割合を表している。図 3-2 によれば、赤字企業の割合は景気に連動して増減し、1998 年度から 2002 年度の 5 年間は 20% を超えているが、そのほかの期間では 20% を超える期間は存在していない。これに対し、Klein and Marquardt[2006]は、アメリカにおける当期利益が赤字の企業の割合は、1951 年から 2001 年までの平均でも 25.8%、特に 1999 年から 2001 年の 3 年間は 40% 以上の企業が当期純損失を計上していたと報告している。このように営業利益で見ても、当期利益で見ても我が国企業のほうが赤字企業率は低いことがわかった。当然のことながら、赤字企業は黒字企業よりも配当を実施する可能性は低いため、このような赤字企業率の違いが日米での有配企業率の違いに影響を及ぼした理由の 1 つと考えられる。

次に、赤字でも配当を実施した企業の割合の時系列的推移について述べる。日米で赤字企業率の違いがあることは先ほど述べたとおりであるが、赤字企業の中での有配企業率に注目した場合にも、日米で違いが観察される。日本の赤字有配企業率の推移は、図 3-2 に載せている。なお、ここでの赤字有配企業率とは、当期利益が赤字の企業の中で、配当を行った企業の割合である。図 3-2 によれば、我が国の赤字有配企業率は近年増加傾向にあることが示されており、1980 年代には 10% 台だった赤字有配企業率の割合は、1990 年代以降は 30% を超えるようになり、特に 90 年代末からは 40% を超える年も現れている。一方、アメリカの赤字有配企業率については、DeAngelo, DeAngelo and Skinner[2004]の中で触れられており、1978 年には 17% だった赤字有配企業率が、2000 年には 4% と大きく低下していることが示されている¹⁹。このように、日米の赤字企業を比較した場合に、赤字企業内での有配企業率という面でも違いが存在する。

最後に、黒字有配企業率の違いについて述べる。黒字有配企業率は、当期利益が黒字の企業の中での有配企業の割合である。図 3-2 によると、黒字企業率(全企業に占める当期利益が黒字の企業の割合)には変動が見られる一方で、黒字有配企業率については特に変化が見られず、時期によって多少の増減はあるものの 90% 前後で推移している。

これに対し、アメリカの黒字有配企業率は、日本と異なり 1978 年の 70% が 2000 年には 31% まで半減している(DeAngelo, DeAngelo and Skinner[2004])。アメリカでは利益があがっているにもかかわらず、配当をしない企業が急増しているのである。

このように、赤字企業と黒字企業の影響という点から、日米での有配企業率が異なる理由をまとめると次のようになる。(1)我が国企業ではそもそも赤字企業がアメリカに比べて少ないうえに、赤字企業でも配当する傾向が高まってきている。(2)アメリカでは赤字企業だけでなく、黒字企業でも有配企業率が低下している。

¹⁹ DeAngelo, DeAngelo and Skinner[2004]が言うところの“赤字企業”とは特別損益前利益(earnings before extraordinary items)が赤字の企業を意味し、赤字有配企業率とは、特別損益前利益が赤字でも配当を行う企業の割合を指している。

3.3.4 ロジットモデルによる予測誤差分析

次に、収益性や成長性、企業規模といった配当政策に影響を及ぼすと考えられる要因をコントロールしたうえで、我が国企業の有配企業率に変化が見られるか否かについて分析を行う。Fama and French[2001]は、1963年から1977年までのデータを用いて収益性、成長性、企業規模を説明変数、有配か無配かを被説明変数とするロジット分析を行い、そこから得られたパラメータの推定値を用いて、その後(1978年から1998年)の各年における有配企業率の実際の比率と予測値との差を調べた。その結果、収益性、成長性、企業規模などの要因をコントロールした場合、1978年には1%程度だった有配企業率の予測誤差が1998年には23.3%と大きく広がっており、実際に配当を支払う企業の比率は予想よりも大幅に低下していることが明らかとなった。また、Denis and Osobov[2008]は、Famaらと同様の分析を、アメリカや日本など全6カ国で行い、アメリカでは実際の有配企業率が予想よりも大きく低下してきていることを、日本については若干の低下が見られることを報告している。

本節では、彼らの分析を参考に²⁰、1976~85年の全企業のデータを用いて、収益性や成長性、企業規模、および利益剰余金比率を説明変数、有配か無配かを被説明変数とするロジットモデルを推定し、得られた係数の値をもとに、1986年以降の1年ごとの予測誤差を求めた²¹。その結果が表3-2のパネル(A)である。これによれば、86~90年頃は、予測値が実績値を若干上回っており、予想よりも少ない企業しか配当を実施していなかったが、91年以降は逆に予測よりも多くの企業が配当を実施するようになったことが示されている。

また、表3-2のパネル(B)とパネル(C)では、赤字企業や黒字企業に限定したうえで、赤字有配企業率や黒字有配企業率の予測誤差についてパネル(A)と同様の分析を行った。赤字有配企業率については全ての期間で予想よりも多くの赤字企業が配当を行っていたが、特に91年以降に予測誤差が急拡大し、常時、-30%を上回っている(表3-2 パネル(B)参照)。これは以前よりもかなり多くの企業が赤字でも配当を行うようになったことを意味している²²。一方で、黒字有配企業率については、90年以前は予測誤差が若干プラスだったものが、91年以降は一貫して若干のマイナスとなっており、赤字有配企業率と比べると数値の変化は小さいものの、やはりここでも90年を境に、有配企業の特徴に変化があったことが示されている(表3-2 パネル(C)参照)。

²⁰ なお、本研究と Denis and Osobov[2008]の違いとして、本研究は我が国企業の分析に特化しており、同じく我が国企業の分析を行っている Denis and Osobov[2008]よりも、サンプルデータの対象年度や企業数の面で優れていることが挙げられる。

²¹ 収益性には総資産営業利益率、成長性は総資産成長率、企業規模は総資産の自然対数、利益剰余金比率は利益剰余金/株主資本の値を用いている。

²² 1991年以降、赤字有配企業の特徴が著しく変化した理由については、例えばバブルの崩壊による業績悪化後も、配当の保守主義的性格が反映され、企業が配当をやめることをためらったことなどが考えられる。しかし、表3-10でも述べられている通り、減配に対する保守性はむしろ弱まっており、今までのところ確定的な理由は得られていない。

表3-2 有配企業率の予測誤差

パネル(A):全有配企業率の予測誤差				パネル(B):赤字有配企業率の予測誤差				パネル(C):黒字有配企業率の予測誤差			
年度	実績値	予測値	予測誤差	年度	実績値	予測値	予測誤差	年度	実績値	予測値	予測誤差
1986	82.4	85.7	3.3	1986	16.0	10.1	-5.9	1986	90.1	92.8	2.6
1987	85.0	88.6	3.7	1987	10.9	5.9	-5.0	1987	90.1	93.3	3.2
1988	88.6	92.3	3.8	1988	12.7	11.1	-1.6	1988	91.1	94.6	3.4
1989	91.8	94.1	2.4	1989	17.4	10.9	-6.5	1989	93.5	95.3	1.8
1990	93.0	93.9	1.0	1990	25.3	18.7	-6.7	1990	95.5	96.1	0.6
1991	92.3	91.3	-1.0	1991	39.3	9.3	-30.0	1991	96.2	95.5	-0.7
1992	87.9	84.1	-3.8	1992	43.2	11.4	-31.8	1992	95.9	93.9	-2.0
1993	83.8	81.1	-2.7	1993	36.3	13.3	-23.0	1993	95.0	92.6	-2.4
1994	83.1	81.7	-1.4	1994	37.7	14.7	-23.0	1994	92.4	91.1	-1.3
1995	84.5	83.1	-1.5	1995	30.1	12.2	-17.9	1995	92.7	90.9	-1.8
1996	86.7	84.1	-2.6	1996	37.1	12.6	-24.5	1996	92.8	90.9	-2.0
1997	85.0	82.0	-3.0	1997	43.9	13.1	-30.7	1997	93.5	91.2	-2.4
1998	80.3	76.7	-3.6	1998	44.8	15.6	-29.3	1998	92.6	89.8	-2.9
1999	80.6	78.8	-1.8	1999	45.9	17.6	-28.3	1999	90.9	90.3	-0.6
2000	80.7	78.6	-2.1	2000	48.2	16.8	-31.5	2000	92.0	90.3	-1.7
2001	77.0	71.8	-5.2	2001	49.9	14.4	-35.5	2001	90.8	87.0	-3.8
2002	79.2	73.2	-6.0	2002	45.9	13.6	-32.3	2002	90.1	85.5	-4.6
2003	83.6	76.9	-6.7	2003	42.1	9.7	-32.4	2003	90.3	84.4	-5.9
2004	85.5	78.2	-7.3	2004	44.3	10.0	-34.3	2004	91.6	86.0	-5.6
2005	85.8	79.3	-6.5	2005	47.1	10.3	-36.8	2005	92.8	87.3	-5.5

(注) 1976-1985年度までのデータを用いて、収益性、成長性、企業規模を説明変数、有配か無配かを被説明変数とするロジット分析を行い、得られたパラメータの推定値を用いて、1986-2005年度までの各年における有配企業率の予測値を求めた。実績値は各年度における実際の有配企業比率。予測誤差は予測値-実績値。パネルAは全上場企業、パネルBは赤字企業、パネルCは黒字企業を対象にしたロジット分析からの予測誤差を計測。数値はすべて%表示。

表 3-2 の結論をまとめると、我が国では全上場企業に占める有配企業率は、過去 40 年にわたり大きな変化は見られなかったが、有配企業の内訳は 90 年ごろを境に大きく変わっており、それまでは配当をしていなかった赤字企業の多くが配当を実施するようになったために、有配企業率が維持されていたことが分かった。

3.4 有配企業と無配企業の財務的特性

次に、有配企業と無配企業で、収益性や成長性などに違いが存在するのか否かを調べることにする。表 3-3 は全企業について、有配か無配か、または未配か前配かで、収益性(営業利益/総資産)、成長性((当期末総資産-前期末総資産)/前期末総資産)、規模(総資産)、利益剰余金比率(利益剰余金/株主資本)の 4 つの項目について違いがあるか否かを調べたものである²³。表 3-3 の各指標の値は、5 年ごとに該当する企業の値を合計し、平均したものである。平均の差は、各指標について、有配企業の平均値から無配企業の平均値を、あるいは、未配企業の平均値から前配企業の平均値を引いた値である。*、**、***はそれぞれ、有意水準 10%、5%、1%で平均の差が有意にゼロと異なることを意味している。なお、収益性、成長性、利益剰余金比率については上下 1%内に位置する値を異常値として除いてある。

²³ なお、収益性や成長性などの指標が配当政策に与える影響については、花枝・佐々木 [2010]で、配当総額/総資産を被説明変数、収益性、成長性、企業規模を説明変数とするパネルトビット分析を行っている。

3.4.1 有配企業と無配企業の比較

Fama and French[2001]でも同様の分析を行っているが、彼らによれば有配企業は無配企業よりも収益性が高く、規模が大きい、成長性は低いという特徴があった²⁴。一方、我が国企業では全期間を通じて、有配企業のほうが収益性、成長性、規模の3つ全てで無配企業を上回っていた。例えば、収益性については平均の差を見てもわかるように、すべての期間で有配企業のほうが有意水準1%未満で有意に大きな値をとっている。

表3-3 配当政策と財務特性の関係

パネル(A): 有配企業と無配企業の比較						パネル(B): 未配企業と前配企業の比較					
期間	サンプル	収益性	成長性	規模	利益剰余金比率	期間	サンプル	収益性	成長性	規模	利益剰余金比率
66-70	有配企業	8.5%	19.0%	40,955	41.9%	66-70	未配企業	4.1%	6.6%	11,172	-16.2%
	無配企業	3.9%	5.9%	11,156	-12.7%		前配企業	2.8%	3.9%	11,088	2.1%
	平均の差	4.6%***	13.1%***	29,798***	54.6%***		平均の差	1.3%***	2.7%**	84	-18.3%***
71-75	有配企業	7.1%	14.8%	77,107	48.3%	71-75	未配企業	2.5%	8.2%	10,239	-22.7%
	無配企業	1.6%	5.5%	20,837	-4.7%		前配企業	1.2%	4.5%	25,041	1.0%
	平均の差	5.5%***	9.3%***	56,270***	53.0%***		平均の差	1.3%***	3.7%***	-14,803***	-23.7%***
76-80	有配企業	6.9%	8.6%	111,806	51.0%	76-80	未配企業	1.6%	4.2%	7,490	-8.6%
	無配企業	2.0%	1.3%	36,083	-6.1%		前配企業	2.1%	1.0%	40,049	-5.9%
	平均の差	4.9%***	7.3%***	75,722***	57.1%***		平均の差	-0.5%***	3.2%***	-32,558***	-2.7%
81-85	有配企業	6.3%	6.9%	139,915	53.2%	81-85	未配企業	1.8%	4.5%	6,430	-22.2%
	無配企業	1.7%	0.8%	55,480	2.6%		前配企業	1.7%	0.5%	59,532	4.2%
	平均の差	4.6%***	6.1%***	84,434***	50.6%***		平均の差	0.1%***	4.0%***	-53,101***	-26.4%***
86-90	有配企業	5.6%	11.6%	172,677	49.2%	86-90	未配企業	3.0%	6.8%	11,528	-10.7%
	無配企業	1.3%	3.4%	47,729	9.4%		前配企業	1.2%	3.2%	49,938	10.4%
	平均の差	4.3%***	8.2%***	124,948***	39.8%***		平均の差	1.8%***	3.6%*	-38,410***	-21.1%*
91-95	有配企業	4.5%	3.6%	182,028	49.1%	91-95	未配企業	0.6%	0.6%	6,846	2.5%
	無配企業	-0.4%	-2.8%	81,495	3.9%		前配企業	-0.4%	-2.9%	82,608	3.9%
	平均の差	4.9%***	6.4%***	100,533***	45.2%***		平均の差	1.0%***	3.5%***	-75,763***	-1.4%
96-00	有配企業	4.5%	2.8%	157,326	51.0%	96-00	未配企業	3.6%	6.0%	9,337	-15.1%
	無配企業	0.1%	-2.6%	96,058	-8.1%		前配企業	0.0%	-2.7%	98,872	-7.8%
	平均の差	4.4%***	5.4%***	61,269***	59.1%***		平均の差	3.6%***	8.7%***	-89,535***	-7.3%
01-05	有配企業	5.0%	3.1%	140,235	50.6%	01-05	未配企業	4.6%	9.9%	24,014	-11.9%
	無配企業	1.3%	-2.6%	64,390	-18.7%		前配企業	0.6%	-4.2%	73,373	-20.2%
	平均の差	3.7%***	5.7%***	75,845***	69.3%***		平均の差	4.0%***	14.1%***	-49,358***	8.3%***

(注) 収益性=営業利益/総資産(%). 成長性= Δ 総資産/総資産(%). 規模=総資産(100万円). 利益剰余金比率=(利益準備金+その他利益剰余金)/株主資本(%). 有配企業=t期に配当を行った企業. 無配企業=t期に配当を行わなかった企業. 未配企業=t期現在、配当を払ったことがない企業. 前配企業=t期には配当をしていないが、それ以前に配当していた企業. 平均値の算定に際し、それぞれの指標の上下1%内については異常値として除外した.*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で平均値が有意に異なっていることを示す。

有配企業と無配企業の比較は表 3-3 のパネル(A)である。興味深いのが成長性に関する項目で、アメリカでは常に 10%を超えていた無配企業の成長率が日本ではせいぜい 5%、全 40 年中 15 年間でマイナスという結果になっていて、成長性の面でも有配企業に大きく劣るという結果になっている。これと同様の結論は、Denis and Osobov[2008]でも確認されており、彼らが対象とした期間や企業数は本章よりも少ないものの、収益性や規模については有配企業のほうが無配企業よりも大きいという、日米で同じ結論が得られた一方、総資産成長率でみた成長性については、日本では有配企業のほうが無配企業より大きい、アメリカでは無配企業のほうが有配企業よりも成長率が高いという結果を報告している。このように、少なくとも成長性については、アメリカと日本では逆の現象が起きていると言

²⁴ Fama and French[2001], pp11-19

える²⁵。この現象の第1の理由として、以前の日本では上場(店頭登録)基準で配当を実施することが求められていたため、成長性が高い新規上場企業が有配企業としてカウントされ、有配企業の成長性が高まったということが考えられる。さらに、第3.4.2節で未配企業と前配企業との比較を行うときに詳しく述べるが、第2の理由として、無配企業に占める未配企業と前配企業の割合の違いや、未配企業の成長性の低さが影響したと考えられる。

3.4.2 未配企業と前配企業の特徴

次に、無配企業の内訳である未配企業と前配企業の特徴を表3-3のパネル(B)で見てみる。まず両者の収益性の値を比較してみると、76-80年を除いたすべての期間で未配企業の収益性は、前配企業の収益性を上回っている。また両者の平均の差をみると、76-80、81-85、91-95の3期間については有意な差が得られなかったが、それ以外の期間で両者の平均が有意に異なるという結果が得られた。

成長性について見ると、未配企業の成長性は0.6~9.9%の間で推移しており、ほぼ全ての期間で前配企業の成長性を有意に上回っている。特に90年代以降の期間において、前配企業の成長性は負の値をとっていたのに対し、未配企業の成長性は正の値をとり続けており、両者の成長性の差が際立っている。さらに96年度以降については、未配企業の成長性が有配企業の成長性をも上回る高成長率を記録している。

最後に規模について見てみる。未配企業はまだ設立されたばかりの企業が多く、設立から時間が経っている前配企業と比べると規模が小さいと予想されたが、予想通り66-70を除いたほぼすべての期間で、未配企業の規模は前配企業よりも有意に小さかった。

Fama and French[2001]によれば、アメリカでは、未配企業は有配企業よりも収益性が低く、規模が小さい一方で成長性は高いという特徴を有していた。また、未配企業を前配企業と比較すると、未配企業のほうが前配企業よりも収益性、成長性が高く、規模は小さいという特徴が得られた。以上のことから、日本でもアメリカでも、未配企業が持つ特徴はほとんど同じということがわかる。

また、未配企業に注目することで、日米で有配企業と無配企業の成長性が逆転した理由の一端が明らかになる。アメリカでは成長性の高い未配企業の割合が前配企業の5倍以上もあり、全企業中でも70%という非常に高い割合で存在していた。一方、日本では未配企業数は前配企業よりも少なく、2000年以降に多少の増加が見られるとはいえ、その割合は5%に届くかどうかというレベルである。ゆえに、アメリカでは無配企業に占める未配企業の割合が高かったために、無配企業の成長率が有配企業よりも高い水準まで引き上げられた一方、逆に日本では、前配企業の割合が高かったために無配企業の成長率が有配企業

²⁵ なお、収益性については売上高営業利益率、成長性については売上高成長率及び時価簿価比率を用いて頑強性のチェックを行ったが、時価簿価比率で有配企業と無配企業の大小関係が逆転している以外は、大きな違いは見られなかった。なお、時価簿価比率については Denis and Osobov[2008]でも我が国企業について同様の結果が得られている。

の成長率を下回ったと考えられる。また、95年度以前では未配企業の成長性があまり高くなかったことも、日本の無配企業の成長性が低い理由として挙げられる。

3.4.3 利益剰余金比率の違い

次に、DeAngelo, DeAngelo and Stulz[2006]が提唱した配当政策に関するライフサイクル仮説に関連して、日本での利益剰余金比率の違いについてみていく。配当のライフサイクル仮説では、設立当初の企業では、豊富な正の投資機会に投資するために資金需要が高い一方で、知名度や信用力の観点から、市場を通じた資金調達に困難で慢性的に資金不足の状態にあり、配当をする余裕がないと考えられている。他方、企業が成熟してくると、設立当初よりも投資機会が相対的に少なくなることが多い一方で、資本市場を通じた資金調達が容易になる他に、既存事業からの豊富な収益もあいまって、多くのフリーキャッシュフローが企業内に蓄積されるようになる。そのため、蓄積されたフリーキャッシュフローが有利でない投資機会に投資されたり、経営者に裁量的に使われてしまうといったフリーキャッシュフロー問題を防ぐために、成熟企業では利益を積極的に株主に還元させようとする力が働くようになると予想されている。

ライフサイクル仮説に従えば、株主資本全体に占める社内に蓄積された利益剰余金の比率が高い企業は成熟企業であり、この比率が高い企業ほど配当をより行うことになる。利益剰余金比率(=(利益準備金+その他利益剰余金)/株主資本)を有配企業と無配企業で比べた場合、その差は明らかで、有配企業の利益剰余金比率が40~50%台の値をとっているのに対して、無配企業では10%以下の値にとどまるどころか、マイナスになっている期間さえも存在する²⁶。平均の差の検定についても、全ての期間で有意に異なるという結果で、配当を実施している企業は利益剰余金が豊富に存在する成熟企業であることが示された²⁷。また、未配企業と前配企業で利益剰余金比率を比べてみると、01-05年度を除いた35年間で未配企業のほうが利益剰余金比率が低かった²⁸。未配企業はほとんどが上場間もない企業であることを考慮すると、この結果はライフサイクル仮説を強く支持する結果といえる²⁹。

²⁶ 利益剰余金比率がマイナスということは、分子の利益剰余金がマイナスであるということを示すが、これは利益剰余金に含まれる繰越利益剰余金がマイナスになっていることから生じる現象であり、毎年赤字を出し続けている企業ほど、利益剰余金比率はマイナスになりやすい。なお、株主資本がマイナスとなった企業は除いている。

²⁷ 前述の通り、有配企業に成長企業が含まれている可能性があるが、それらの成長企業を含めてもなお、有配企業の利益剰余金比率は無配企業の利益剰余金比率を上回っており、ライフサイクル仮説を支持する結果が得られていることに変わりはない。

²⁸ 未配企業の利益剰余金比率がマイナスとなっている期間が多いが、これは一部のマイナス企業に平均値が引っ張られているためであり、メディアンで見た場合、ほとんどの期間で未配企業の利益剰余金比率は正の値をとる。

²⁹ 花枝・佐々木[2010]は、配当総額/総資産を被説明変数とし、規模、成長性、収益性、利益剰余金比率を説明変数とするパネル分析を行っている。彼らの分析によれば、規模、成長性、収益性の3つのファクターを調整した上でも、利益剰余金比率は配当にプラスの影響を及ぼしている。

3.5 配当の二極化現象と配当性向の日米比較

これまでは配当の実施の有無に注目した検証を行ってきたが、本節では配当の実施金額に注目し、配当総額や配当性向という視点から分析を行う。

3.5.1 配当の二極化現象

アメリカでは有配企業率が近年大きく低下する一方で、配当総額自体はむしろ増加しているという一見矛盾した報告が DeAngelo, DeAngelo and Skinner[2004]でなされている。彼らはこのような現象が起きた理由として、これまで少額の配当を支払ってきた企業の大多数が配当を行わなくなった一方で、一部の大企業が少額配当企業の減少分を補って余りある多額な配当を支払うようになったことを挙げている。

表 3-4 は日米での配当額上位に位置する企業のデータを載せているが、下段のパネル(B)に DeAngelo, DeAngelo and Skinner[2004]で得られた結果を引用している。表によれば、1978 年には配当額上位 100 社の全体に占める配当割合が 67.3%だったのが、2000 年には 81.8%と増加傾向にある一方で³⁰、有配企業数は 2176 社から 930 社に激減しており、多額な配当を行う少数の企業と、配当を行わないか、もしくは行うとしてもわずかな額にとどまる大多数の企業という配当の二極化傾向が確認された。また、全社の配当総額についても、313 億ドルから 384 億ドルへと増加し、有配企業数が減少したにもかかわらず、全体の配当額は増加してきていることも明らかとなっている。

表3-4 日米での配当の二極化現象の比較

パネル(A):日本における配当額上位10%以内の企業グループが全体に占める配当割合				
年度	上位10%グループ の配当割合	配当総額 (配当上位10%以内)	配当総額 (全社)	有配 企業数
1966	66.3%	299,319	451,248	1,019
1975	64.9%	567,637	874,078	1,266
1985	67.0%	1,091,923	1,630,617	1,495
1995	71.7%	1,825,299	2,545,640	2,348
2005	78.0%	3,778,897	4,843,952	3,046

パネル(B):アメリカ企業の配当額上位100社の全体に占める配当割合				
年度	上位100社 の配当割合	配当総額 (上位100社)	配当総額 (全社)	有配 企業数
1978	67.3%	21,111	31,343	2,176
2000	81.8%	31,477	38,461	930

(注) 日本のデータの配当総額の単位は100万円。アメリカのデータについては、DeAngelo et al.[2004]からの引用。配当総額の単位は100万ドル。

次に、我が国企業もアメリカと同様に配当の二極化が進んでいるか否かを見てみる。表 3-4 の上段のパネル(A)が、日本の配当額上位 10%以内に位置する企業グループのデータで

³⁰ ただし、この結果は 1978 年度から 2000 年度では有配企業数が減っているにもかかわらず、分子は上位 100 社のまま分析を行っており、分母の大きさの違いが、以上のような結果をもたらした可能性も否定できない。

ある³¹。このうち収録データが東証のみであった 1966 年度は除くとして、配当額上位 10% 以内の企業グループが全体に占める配当割合は 1975 年度から 2005 年度までほぼ一貫して増加傾向にあり、我が国においても配当の二極化傾向が確認されたことになる。

3.5.2 利益の二極化現象

表 3-5 は全有配企業の利益総額を合計し、配当額上位の企業の利益総額が全有配企業の利益総額に占める割合を日米で調べた表であり、パネル(A)は我が国企業のデータを、パネル(B)は DeAngelo, DeAngelo and Skinner[2004]で得られたアメリカ企業のデータを抜粋したものである。

表 3-5 のパネル(B)によればアメリカの配当額上位 100 社では、1978 年には 57.5%だった全有配企業に占める上位 100 社の利益割合が、2000 年には 74.0%まで増加するなど、配当総額だけでなく、利益総額の面でもその集中度を増していることがわかる。一部の企業が莫大な利益を手にするようになったことで、彼らは多額の配当が可能となった一方で、利益の少ない企業や赤字企業は配当をやめるようになったのである。

表3-5 日米での利益の二極化現象の比較

パネル(A):日本の配当額上位10%以内企業グループの利益合計が全体に占める割合

年度	上位10%グループ の割合	利益総額 (配当上位10%以内)	利益総額 (全有配企業)
1966	60.4%	438,381	725,351
1975	59.5%	887,535	1,492,106
1985	64.3%	2,962,899	4,605,382
1995	65.0%	3,830,069	5,895,705
2005	76.4%	10,305,504	13,487,624

パネル(B):アメリカの配当額上位100社の利益合計が全体に占める割合

年度	上位100社 の割合	利益総額 (上位100社)	利益総額 (全有配企業)
1978	57.5%	47,543	82,701
2000	74.0%	80,158	108,251

(注) 日本のデータの利益総額の単位は100万円。アメリカのデータについては、DeAngelo et al.[2004]からの引用。配当総額の単位は100万ドル。

一方、日本の配当額上位 10%以内に位置する企業グループでも、1975 年度には 59.5%だった利益の集中度が 2005 年度には 76.4%にまで増加しており、利益の集中化傾向が確認された。これらの結果は、日米ともに一部の大企業に利益が集中したために、配当の二極化現象が起きている可能性があることを示唆する結果であるといえる。

3.5.3 配当性向

次に、有配企業の配当性向についてみていく。表 3-6 は Fama and French[2001]で用いられている有配企業の配当性向のデータをもとに、日米の有配企業のみ絞った配当性向

³¹ 我が国企業については有配企業数の違いによる影響を除くために、配当額上位 10%以内の企業グループの配当総額が全有配企業の配当総額に占める割合をみている。

を比較した表である。我が国企業のデータは、日経 NEEDS Financial QUEST のデータをもとに計算した。本節では、連結決算制度が義務化される以前からの長期にわたる配当性向の推移を検討するために、単体純利益をもとに配当性向を求めている。

一般的に、我が国企業の配当に対する意識はアメリカ企業に比べると低く、配当性向もアメリカ企業よりも低いということがよく言われているが、表 3-6 によれば 1973-77 年度や 1978-82 年度、1993-98 年度のように我が国企業のほうがアメリカよりも配当性向が高い時期が存在し、また他の年度を見ても 1968-72 年度のように、アメリカのほうが配当性向が高いとはいえ、ほとんど差が無い期間も見受けられる。さらに、Fama and French[2001]では 1999 年度以降のデータがないので比較はできないが、1999-2005 年度の期間でも我が国企業の配当性向は 50%を超える高い水準にあることが明らかになっている。

表3-6 有配企業の配当性向の日米比較

	1963-67	1968-72	1973-77	1978-82	1983-87	1988-92	1993-98	1999-05
日本	—	47.3	48.0	36.7	37.0	35.2	48.7	54.5
アメリカ	51.7	48.9	35.1	35.6	41.8	58.0	42.7	—

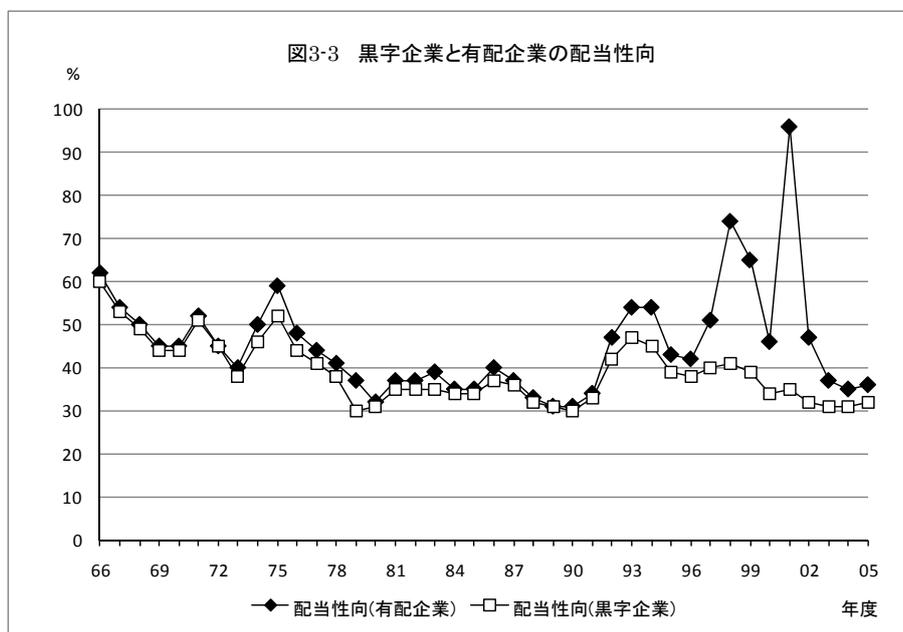
(注) 日本企業については、毎年度の配当総額/税引き後当期利益を計算し、その後一定期間ごとに平均した値を表示している。アメリカの配当性向については、Fama and French[2001]からの引用。数値は%表示。

しかし、我が国企業における 1993 年度以降の有配企業の配当性向は、90 年代以降の長期不況により赤字に陥った企業も含まれているために、過剰に高くなっている可能性がある。図 3-3 は日本の黒字企業の配当性向と有配企業の配当性向の時系列的な変化を示したグラフである。同図によれば、96 年度頃までは双方の配当性向にはたいした差が見られないが、それ以降は徐々に両者の差が拡大していることがわかる。これは赤字に陥っても配当を続ける企業が日本では多かったためである(図 3-2 参照)。90 年代以降の有配企業の中には、かなりの赤字企業が含まれているため、有配企業でみれば配当性向は 50%を超えたが、黒字企業に限定すれば配当性向は 30%台に低下する(図 3-3 参照)。さらに、図としては載せていないが、連結配当性向でみた場合、黒字企業の配当性向は 20%台に低下する³²。

しかし、この結果をもって、アメリカ企業のほうが配当性向が高いと結論付けるものまた早計である。なぜなら、表 3-6 のアメリカの配当性向も日本とは別の理由で、過大評価された数値と考えられるためである。アメリカ企業の黒字有配企業率に注目してみると、1978 年に 72.4%だった黒字有配企業率は、80 年代には 50%台に低下し、1998 年には 30%にまで下落している(Fama and French[2001]、p.22、Fig.6 参照)。そのため、黒字でも全く配当していない企業を含めた黒字企業の配当性向は、表 3-6 の数値よりかなり低下することが予想され、黒字企業全体で見た場合に、アメリカの配当性向のほうが我が国の黒字企業の

³² 連結配当性向の計算の際には、分子に単体配当総額を用いて計算している。連結利益は子会社の利益が黒字だと増加するため、そのような企業では連結配当性向の値は、単体配当性向の値よりも低くなる。

配当性向を上回っているか否かは、にわかには断定できない。



ところで、上野・馬場[2005]は日米の黒字企業の(連結)配当性向の比較を行っている。彼らは、1990年度から2003年度までの14年間で、日本の東証1部上場企業とアメリカのS&P500構成企業の(連結)配当性向を比較した。それによれば、黒字企業のみ(連結)配当性向を比べた場合、全ての期間でアメリカ企業のほうが我が国企業より5~20%程度高かった。ただし、この結果もS&P500構成企業と東証1部上場企業のような大企業に絞って見た場合の結果であることに注意が必要である。

配当性向についての分析をまとめると次のようになる。まず有配企業に限定した場合は、一般的なイメージに反して、必ずしも日本の配当性向が低いわけではない。しかし、黒字の一部大企業に限定すると配当性向は我が国企業のほうが低く、アメリカ企業では日本以上に少数の黒字企業が多額の配当を支払っていることが言え、日本とアメリカの配当性向を比較する際には、対象とする企業をどう定義するかが重要となることがわかった。

3.6 自社株買いの影響

第3.6節と第3.7節では、近年の制度改革が配当政策に与える影響として、自社株買いと連結決算制度が配当政策に与える影響について分析を行っている。まずは自社株買いによる影響について見ていく。

3.6.1 配当と自社株買いの代替関係

本節では、自社株買いが、配当行動に及ぼす影響を分析している。我が国では1994年か

ら自社株買いの実施が認められているが、自社株買いが認められた当初は消却目的に限定された上に、株主総会の特別決議が必要であった。しかし、2001年に目的を問わず原則自由に行えるようになり、それを機に、我が国においても自社株買いが本格的に普及し始めたのである。

ところで、アメリカで配当を支払う企業が急激に低下したのは、自社株買いの影響が大きいとする主張がある。Skinner[2008]によれば、1980年以降のアメリカ企業で有配企業数が大きく下落した原因は、新規上場企業が配当を行わずに自社株買いのみを行うようになったことや、かねてから配当を実施してきた企業でも、配当を自社株買いで代替する企業が増大したことによると述べている。Fama and French[2001]でも指摘されているとおり、アメリカ企業は80年代以降、40%も企業数が増加したが、これらの企業のほとんどが自社株買いしか行わなかったというのなら有配企業率が大きく下落したのも当然である。

表3-7 自社株買いの影響

年度	自社株買い実施企業数	利益分配なし企業	配当のみ実施企業	自社株買いのみ実施企業	両方実施企業
99	644	17.3%	62.2%	2.3%	18.2%
00	809	17.9%	57.3%	2.1%	22.6%
01	1,289	18.1%	43.9%	5.6%	32.4%
02	1,907	13.0%	31.3%	8.2%	47.5%
03	1,829	11.6%	35.0%	5.5%	47.9%
04	1,861	10.1%	37.0%	5.8%	47.1%
05	1,819	9.7%	39.7%	5.6%	45.0%

年度	配当総額 (非自社株買い実施企業)	配当総額 (自社株買い実施企業)	配当総額 (全企業)	自社株買い総額 (全企業)	金庫株総額 (全企業)
99	1,798,097	689,986	2,488,083	505,004	-
00	1,941,905	798,844	2,740,749	756,516	-
01	1,088,261	1,463,495	2,551,756	1,452,372	841,274
02	725,909	2,037,567	2,763,476	2,830,882	2,954,567
03	721,614	2,432,260	3,153,917	2,425,033	4,926,696
04	873,480	3,021,379	3,894,816	2,423,744	6,280,020
05	1,550,111	3,293,841	4,843,952	2,465,152	7,494,952

年度	配当性向A (黒字・非自社株買い)	配当性向B (黒字・自社株買い)	配当性向B-配当性向A	配当性向 (単体黒字)	総還元性向 (黒字・自社株買い)
99	41.7%	43.8%	2.1%	42.2%	56.7%
00	38.1%	43.2%	5.1% ***	39.4%	60.0%
01	39.0%	47.8%	8.8% ***	42.4%	60.6%
02	36.3%	47.0%	10.7% ***	42.4%	61.0%
03	30.9%	42.2%	11.3% ***	37.1%	57.0%
04	31.2%	38.4%	7.2% ***	35.1%	48.9%
05	33.0%	37.9%	4.9% ***	35.5%	47.5%

(注) 金額は100万円単位。対象企業は全上場企業(上場廃止企業を含む)。配当性向は各企業の配当性向の平均値。***は有意水準1%で平均値が有意に異なることを示す。

表3-7に我が国企業の自社株買い関連の集計データが載っている³³。有価証券報告書の連結キャッシュフロー計算書では、「自己株式の取得による支出」項目と「自己株式の処分による収入」項目が別立てで記載されているが、本章で利用している日経NEEDS-Financial Questの企業財務データでは、「自己株式の取得による支出」から「自己株式の処分による

³³ 新連結会計制度が導入された1999年度からデータをとっている。

収入」を差し引いた金額が「自己株式の取得による支出」項目に表示されているケースが多々見られた。つまりは、自社株買いの取得金額から自己株式(金庫株)の売却によって得た金額を差し引いたものである。自社株買いの取得金額をグロスの自社株買い金額と呼ばべ、企業財務データから入手可能な金額は、ネットの自社株買い金額を表していると言える。

グロスの金額を入手する方法もあるものの、我々の以下の分析ではネットの自社株買い金額を用いた方が望ましいと考えられたため、以下の分析ではネットの金額を用いることにする。なぜなら、グロスの金額を用いると、自社株買いの大きさを過大に評価してしまう危険性があるからである。例えば、いったん自社株買いをしても金庫株として保有して、その後その金庫株を M&A 用の株式交換、ストックオプション、売り出しなどに利用したとすると、当初の自社株買いは株主還元としては認められない。そのため、ネットの自社株買い金額のほうが、配当との関連で考える自社株買い金額として相応しいと考えられる³⁴。

初めに、我が国における配当と自社株買いの実情について述べる。まず、表 3-7 上段の“自社株買いのみ実施企業”と“両方実施企業”の割合を合計すると、最近では、全企業のうちほぼ半数の企業が自社株買いを実施しており、我が国でも自社株買いの重要性が増していることがわかる。一方、“配当のみ実施企業”の値に減少傾向が見えるとはいえ、いまだに 4 割近くの企業が配当のみを支払っており、アメリカほどの急激な減少は見られない³⁵。また、“自社株買いのみ実施企業”の割合は小さいままであるため(5%前後)、日本で“配当のみ実施企業”の割合が低下した理由は、配当と自社株買いの“両方実施企業”(2005 年度 45.0%)が増えたことにあることも明らかとなっている。

それに対して、アメリカでは新興企業が初めての利益分配の際に自社株買いのみを行い、その後も配当を実施しなかった結果、“自社株買いのみ実施企業”が急増し、“配当のみ実施企業”が減ったことが報告されている。このように、アメリカと日本ではともに“配当のみ実施企業”の減少が確認されるとはいえ、減少が起きた理由はかなり異なっていると言える。

また、我が国の自社株買い実施企業の割合は、全体の半分弱にすぎないにも関わらず、2001 年以降は自社株買いを実施した企業のほうが、実施しなかった企業よりも多くの配当を支払っていることも表 3-7 から明らかとなっている(表 3-7 中段の“配当総額(非自社株買い実施企業)”と“配当総額(自社株買い実施企業)”を参照)。例えば、2005 年度をみると、非自社株買い実施企業の配当総額は 15,501 億円だが、自社株買い実施企業の配当総額は 2 倍以上の 32,938 億円である。同様のことは、黒字企業における非自社株買い実施企業と自社株買い実施企業の配当性向を比較した結果からも伺える。自社株買いを実施している企業のほうが、配当性向が高く、その平均の差は 1%水準で有意に異なっているのである(表 3-7 下段の“配当性向 A”、“配当性向 B”、および“配当性向 B－配当性向 A”を参照)。

³⁴ なお、Fama and French[2001]も同様の指摘をしている。pp.35-39

³⁵ 一方、アメリカでは配当のみを行う企業の割合は、1995年から2004年までの平均で6.8%と非常に低い(Skinner[2008])。

これらのことは、日本では配当に積極的な企業ほど自社株買いを行っていることを示しており、我が国企業は自社株買いをしたからといって配当を減らす行動はとっていないことが明らかとなった。これは、Grullon and Michaely[2002]で述べられた配当の代替性仮説³⁶が、マクロレベルで見て、我が国では成り立たないことを示唆している³⁷。

3.6.2 自社株買いの二極化現象

次に、配当と同様の二極化現象が、我が国の自社株買いについても見られるのか否かについて表 3-8 で検証を行っている。表 3-8 の 4 列目の“集中度(上位 10%)”は、自社株買い金額上位 10%以内の企業グループに位置する企業の自社株買い金額が全体に占める割合である。これを見ると、自社株買い金額上位 10%以内の企業が全体に占める割合は 80%~90% 台であり、表 3-4 で見た配当上位 10%以内の場合(60%~70%台)よりも更に高くなっている。我が国企業の配当額上位 10%以内の企業群が配当総額に占める割合については前にも述べたように、アメリカのような配当の二極化現象が確認されているが、自社株買いについては、配当以上に二極化現象が進んでいることを示す結果であると言える。

表3-8 自社株買いの二極化現象

年度	自社株買い総額 (全社)	自社株買い総額 (上位10%)	集中度 (上位10%)	総還元性向 (黒字・上位10%)	総還元性向 (黒字・それ以外)
1999	520,685	434,591	83.5%	83.1%	47.4%
2000	820,291	692,283	84.4%	90.1%	44.9%
2001	1,469,713	1,338,660	91.1%	102.5%	45.4%
2002	2,839,003	2,604,141	91.7%	109.3%	39.5%
2003	2,459,749	2,261,838	92.0%	92.4%	37.7%
2004	2,612,663	2,483,858	95.1%	83.0%	34.2%
2005	2,753,757	2,649,461	96.2%	94.5%	31.7%

(注) 金額は100万円単位。自社株買い総額(全社)は、当該年度に自社株買いを実施した全企業の合計金額。自社株買い総額(上位10%)は、当該年度に自社株買いを実施した企業の中で金額が上位10%以内に入っている企業の実施金額合計。集中度(上位10%)は、上位10%以内の企業グループの金額が全体に占める割合。総還元性向(黒字・上位10%)は、当該年度に黒字かつ自社株買いを実施した企業の中で、自社株買い金額が上位10%以内に入っている企業の総還元額合計を当該企業の当期利益合計で除した値。同様に、総還元性向(黒字・それ以外)は、当該年度に黒字かつ自社株買い実施金額が上位10%以内に入らなかった企業の総還元額合計を当期利益合計で除した値。

また、黒字の自社株買い実施企業に限定したうえで、自社株買い金額上位 10%以内の企業群を抽出し、これらの企業とそれ以外の企業の総還元性向を比較してみると、上位 10% 企業群のほうが高くなっている(表 3-8 の 5 列目、6 列目参照)。この結果と表 3-7 での自社

³⁶ Grullon and Michaely[2002]は、アメリカ企業では予測配当額と実際の配当額のズレ(差額)は、自社株買いを多く実施している企業ほど大きいことを明らかにした。これは、減らされた配当が自社株買いで埋め合わされていることを示しており、配当と自社株買いの代替関係を示唆している。

³⁷ 同様の結論は、山口[2007]でも得られている。また、花枝・芹田[2008]でも、配当から自社株買いへの代替性の意識は、我が国企業の財務担当者の中で弱いことを報告している。なお、石川[2007]は我が国企業でよく行われてきた記念配当に着目し、自社株買いに相当するような柔軟性の高いペイアウト政策のために、記念配当が裁量的配当政策として取られてきたことを主張している。

株買い実施企業のほうが非実施企業よりも配当性向が高かったという結果を踏まえると、我が国企業では配当に積極的な企業ほど自社株買いを行っているということがわかり、ここでも配当と自社株買いの間の代替性が我が国においては成り立たないこと示す結果が得られている。

3.7 連結決算制度の配当行動への影響

3.7.1 単体黒字・連結赤字企業と単体赤字・連結黒字企業

我が国では会計制度改正で2000年3月期以降、連結財務諸表を中心とした財務報告が義務付けられたが、本節では連結決算中心主義の財務報告制度が配当行動に及ぼす影響を調べる。特に、連結利益をもとに配当政策を決める企業が増えているのか否かについて、2種類の分析を行った。1つめの分析は、単体利益と連結利益が異なるときの配当行動である。(1)単体利益が黒字でも連結利益が赤字なら配当をしない企業や、逆に、(2)単体利益が赤字でも連結利益が黒字なら配当をする企業は、連結利益をもとに配当を決める連結重視型企業と考えることができる。

表3-9 連結決算の配当行動への影響

パネル(A): 単体決算と連結決算で黒字・赤字が異なる企業															
決算年度	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
(A): 単体黒字・連結赤字	76	121	121	117	109	124	149	185	103	81	90	80	65	44	46
(B): (A)かつ無配	13	18	19	27	24	27	31	38	26	17	20	15	17	9	11
(C): (B)/(A)(%)	17.1	14.9	15.7	23.1	22.0	21.8	20.8	20.5	25.2	21.0	22.2	18.8	26.2	20.5	23.9
(D): 単体赤字・連結黒字	3	7	8	14	11	22	25	42	40	61	70	63	32	45	45
(E): (D)かつ有配	2	5	6	9	6	18	15	33	23	29	48	40	22	30	34
(F): (E)/(D)(%)	66.7	71.4	75.0	64.3	54.5	81.8	60.0	78.6	57.5	47.5	68.6	63.5	68.8	66.7	75.6

	(A)企業合計に占める (B)企業合計の割合	(D)企業合計に占める (E)企業合計の割合
98年度以前	19.7%	71.2%
00年度以降	21.9%	64.2%
差の検定	-2.2%	7.0%

パネル(B): 単体決算と連結決算で利益の増減が異なる企業															
決算年度	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
(G): 単体増益・連結減益	107	81	89	102	135	141	182	129	112	107	99	110	134	142	184
(H): (G)かつ減配・維持	52	47	62	65	81	65	92	81	65	60	63	75	83	69	85
(I): (H)/(G)(%)	48.6	58.0	69.7	63.7	60.0	46.1	50.5	62.8	58.0	56.1	63.6	68.2	61.9	48.6	46.2
(J): 単体減益・連結増益	62	79	116	89	92	112	117	116	146	128	114	141	155	182	185
(K): (J)かつ増配	28	29	28	26	24	44	46	28	44	38	35	49	55	91	114
(L): (K)/(J)(%)	45.2	36.7	24.1	29.2	26.1	39.3	39.3	24.1	30.1	29.7	30.7	34.8	35.5	50.0	61.6

	(G)企業合計に占める (H)企業合計の割合	(J)企業合計に占める (K)企業合計の割合
98年度以前	56.4%	32.3%
00年度以降	56.1%	42.2%
差の検定	0.3%	-9.9%***

(注) C、F、I、L欄は%表示、その他の欄は企業数。単体決算と連結決算で利益が異なる企業を選別し、それらの企業の中で連結決算を重視した配当政策をとっていると推測される企業の割合を求め、連結決算義務化前後で、連結決算重視企業の割合に変化が生じているのか否かを比率の差の検定を用いて検証した。***は有意水準1%で両者の比率が有意に異なることを意味する。

表 3-9 の上段のパネル(A)は、このような企業の割合が増加しているのか否かをみたもの

である。サンプル企業は、1991年度から2005年度までのいずれかの時点で連結決算を開示した全上場企業(金融・証券を除く)を対象にしている。そのうち、単体純利益が黒字で連結純利益が赤字の企業数が(A)欄であり、(A)欄に含まれる企業の中で、当該年度に無配だった企業の数(B)欄に示す。そして、(A)企業に占める(B)企業の割合を(C)欄で示している。(D)欄には、単体純利益が赤字で連結純利益が黒字の企業数が示されている。それらの企業の中で、当該年度に配当を支払った企業が(E)欄に示されている。さらに(D)企業に占める(E)企業の割合を(F)欄に示す。(C)欄と(F)欄は、単体決算と連結決算で赤黒が異なるとき、連結決算をもとに配当を決めた企業の比率という意味で、連結重視の配当政策をとった企業の割合と考えられる。

表3-9のパネル(A)下段において連結決算義務化前の91~98年度までと、連結決算義務化後の2000~05年度までの期間で、(A)企業合計に占める(B)企業合計の割合と(D)企業合計に占める(E)企業合計の割合について比率の差の検定を行っている³⁸。前者については比率の若干の上昇が、後者については若干の下落がみられるが、どちらの比率についても、連結決算義務化前後で比率が有意に異なるという結果は得られなかった³⁹。

3.7.2 単体・連結で利益変化が異なる企業

2番目の分析として、表3-9のパネル(B)では単体と連結の利益の増減が異なる企業での配当行動を調べた。利益および配当の増減は株式数修正済み一株当たり指標を用いて判断している。なお、株式数修正済み一株当たり指標の計算方法については第3.8.1節で述べる。ここでは、以下のように企業を分類した⁴⁰。

- ・(G)企業：前年度よりも単体純利益は増加したが、連結純利益は減少した企業
- ・(H)企業：(G)グループの中で減配もしくは配当を維持した企業
- ・(J)企業：前年度よりも単体純利益は減少したが、連結純利益は増加した企業
- ・(K)企業：(J)グループの中で増配した企業

このような分類のもとで、(H)企業/(G)企業と(K)企業/(J)企業の比率が、それぞれ(I)欄と(L)欄に示されている。これらの比率も、連結決算を重視して配当を決めた企業の比率を表している。

パネル(B)ではパネル(A)と同様に、連結決算義務化前(91~98)と義務化後(00~05)とで、

³⁸ それぞれの期間の比率は、B(もしくはE)欄の企業数合計をA(もしくはD)欄の企業数合計で除して求めた。なお、連結決算が義務化されたのは2000年3月期決算以降の企業であり、99年度の企業には連結決算義務化以前と義務化後の企業が混在しているため、今回の分析からは除いた。

³⁹ 加賀谷[2004]、石川[2007]では1990年代末以降、単体利益が赤字でも連結利益が黒字なら配当を行う企業が増えてきたという結果を報告している。ただし、本節のようにその変化が統計的に有意なものであるか否かについては触れていない。

⁴⁰ サンプル企業は91年度以降に連結会計を開示している全上場企業(金融・証券を除く)のなかで、①2期連続で単体(もしくは連結)赤字を計上していない企業、かつ②2期連続で無配ではない企業を対象としている。

(G)企業合計に占める(H)企業合計の割合や、(J)企業合計に占める(K)企業合計の割合を比較しているが、前者については比率に変化はなく、有意な差が得られなかった一方で、後者では連結決算導入後に有意に比率が増加しているという結果が得られている⁴¹。

以上、2つの面から単体利益と連結利益の符号が異なるという特徴を持つ企業グループを選び、それらの企業グループがどちらの利益を重視して配当を決めているかを調べることで、連結決算義務化が配当政策に与える影響を検証した。その結果、一部の企業グループでのみ、連結決算重視企業の割合が増えてきたことが示されるにとどまり、連結決算制度の義務化後に、企業が連結利益をもとに配当政策を決めるようになってきたことを示す断定的な結論は得られなかった⁴²。

3.8 利益と配当

3.8.1 配当の保守性

本節では、一株当たり指標に注目したうえで、利益と配当の関係を詳しく調べている。利益と配当との関係でよく議論になるのは、利益の変動に合わせて配当を変化させるか否かであるが、この点に関しては、経営者は赤字や減益に陥っても、なかなか配当額を下げないという特徴や、逆に利益が増加しても、すぐには配当額を増加させないという特徴を持つことが多くの研究で指摘されている。そこで、本節では前者を減配に関する保守性、後者を増配に関する保守性と呼ぶことにし、我が国企業においてもこのような配当の保守性が観察されるのか否かを検証している⁴³。

表 3-10 は一株当たり単体当期利益の増減が一株当たり配当の増減に及ぼす影響を我が国全上場企業(金融・証券を除く)についてみた表であり、一株当たり利益の増減に応じて、企業が配当額をどのように変化させたのかについて、その企業数や割合が 1970 年から 10 年単位で 4 つのパネルに示されている。なお、株式分割や有償株主割当増資が行われると株式数が増えるため、一株当たりの利益や配当金をそのままの形で比較することは適切でなくなる。そのため、一株当たりの価値を同質に修正した一株当たり利益と一株当たり配当を計算する必要がある。そこで本章では、東洋経済新報社の『株価調整係数データベース』を用いて修正を行っている。このような修正によって、実質的な一株当たり利益の増減と実質的な一株当たり配当の増減の関係を調べることができる。

⁴¹ 石川[2007]では増配サンプルや減益サンプルに占める単体増益・連結減益企業の割合や単体減益・連結増益企業の割合を調べ、連結重視企業の割合が増加しているという結果が得られている。ただし、彼の分析では連結企業の増加が統計的に有意なものであるか否かについては触れられてはいない。

⁴² 花枝・芹田[2008]のアンケートでも、連結決算実施企業の中で、配当政策を決定する際に重視する利益として単体利益をあげた企業の割合が 44.2%、連結利益が 45.6%と丁度半々に分かれ、明確な差はみられなかった。

⁴³ Brav et al.[2005]や花枝・芹田[2008]などのアンケート調査でも、財務担当者間で配当の保守性に対する意識が強いことが指摘されている。

表3-10 修正一株利益と修正一株配当の関係

パネル(A)					パネル(B)				
1970年代	減配	維持	増配	合計	1980年代	減配	維持	増配	合計
減益	438 (40.2%)	393 (36.1%)	259 (23.8%)	1,090	減益	1,421 (28.1%)	1,976 (39.1%)	1,652 (32.7%)	5,049
増益	241 (13.0%)	806 (43.6%)	803 (43.4%)	1,850	増益	954 (13.2%)	2,618 (36.3%)	3,646 (50.5%)	7,218
合計	679 (23.1%)	1,199 (40.8%)	1,062 (36.1%)	2,940	合計	2,375 (19.4%)	4,594 (37.5%)	5,298 (43.2%)	12,267
$\chi^2=301$ p<0.001					$\chi^2=566$ p<0.001				
パネル(C)					パネル(D)				
1990年代	減配	維持	増配	合計	2000年代	減配	維持	増配	合計
減益	4,541 (36.2%)	4,876 (38.9%)	3,111 (24.8%)	12,528	減益	3,160 (39.3%)	3,185 (39.6%)	1,696 (21.1%)	8,041
増益	1,651 (15.0%)	4,458 (40.5%)	4,911 (44.6%)	11,020	増益	1,792 (17.1%)	3,454 (33.0%)	5,222 (49.9%)	10,468
合計	6,192 (26.3%)	9,334 (39.6%)	8,022 (34.1%)	23,548	合計	4,952 (26.8%)	6,639 (35.9%)	6,918 (37.4%)	18,509
$\chi^2=1681$ p<0.001					$\chi^2=1900$ p<0.001				

(注) 年代ごとに修正一株利益を用いて、企業を減益企業グループと増益企業グループに分類し、それぞれのグループ内で修正一株配当の変化に応じてさらに3つに分類している。表の数値は企業数を、括弧つきの数値はそれぞれのグループ内での、減配・維持・増配企業の割合を表す。各パネル下段の χ^2 検定は、利益と配当の独立性に関する χ^2 検定である。

表 3-10 からわかる第 1 の特徴として、増益企業・減益企業ともに減配する企業の割合が 1980 年代以降、徐々に増加してきていることが挙げられる。特に減益企業における減配企業の割合は 1980 年代の 28.1%から 2000 年代には 39.3%にまで増加しており、減益企業における配当維持企業の割合とほぼ同じ水準にまで達している。減益企業における減配企業の増加は我が国において、特に減配に関する保守性が弱まってきていることを示唆する結果といえるが、この結果をアメリカ企業と比較すると、アメリカ企業のほうが減配をより嫌う傾向があり、Skinner[2008]によれば、アメリカでは減益企業が減配する割合は 11%と昔も今もまったく変わっていない⁴⁴。また、増益企業における減配企業の割合も、アメリカ企業では最大で 7%であるのに対し、我が国企業は最低でも 13.0%となっており、増益・減益に関わらず、減配に対する保守性はアメリカのほうが強いことがわかる。

第 2 の特徴は、増益時に増配する企業の割合が以前と変わっていないことである。我が国では、増益企業が増配する割合は、1990 年代に若干落ち込みがみられるものの、2000 年代には 50%弱に回復しており、増配に対する保守性が長期的に見て強まっていることはない。しかし、Skinner[2008]によれば、アメリカでは増益時に増配する企業の割合が減少傾向にあり、1970 年代には増益企業の 83%が増配していたが、その後低下を続け、2000 年代には 61%まで落ち込んでいる。このように、アメリカでは増配の保守性も強まる傾向にあり、Skinner[2008]は、この原因を増益のときでも配当は維持したままで、柔軟性の高い自社株買いで株主還元を行う企業が増えた結果であるとしている。つまり、この点でもアメリカでは配当と自社株買いの間に代替関係がみられることになる。ただし、アメリカで増配の保守性が強まったといっても、増益・増配の割合は 2000 年代でも 61%あり、我

⁴⁴ Skinner[2008]、p.600、Table5

が国の 50% 台に比べると依然高い水準にあることに注意が必要である⁴⁵。

3.8.2 リントナーモデルの検証

本章における最後の分析として、ここでは配当の保守性と関連してリントナーが提唱した配当の部分調整モデルについて検証を行っている。Lintner[1956]は、企業の配当政策の決定に関して以下のような 2 つの仮説を提示している。第 1 の仮説は、企業は目標配当性向を設定し、その目標配当性向と今期の利益により今期の目標配当額が決定されるという仮説である。第 2 の仮説は、配当政策は保守的に決定されるため、配当の調整には時間がかかるという仮説である。

これら 2 つの仮説を組み合わせることで、リントナーモデルが導き出される。まず、今期の目標一株配当額($D_{i,t}^*$)は、今期の一株利益($E_{i,t}$)に目標とする配当性向(t_i)をかけた値として決定される。

$$D_{i,t}^* = t_i E_{i,t} \quad (1)$$

しかし、配当政策は保守的に決定されるため、実際の配当額($D_{i,t}$)が直ちに目標配当額と等しくなるように調整されることはなく、前期からの配当の変化は一部にとどまる。これを式に表すと(2)式のようになる。

$$\Delta D_{i,t} = D_{i,t} - D_{i,t-1} = s_i(D_{i,t}^* - D_{i,t-1}) \quad (2)$$

ここで、 s_i は配当の調整スピードである。 $s_i = 1$ なら今期の配当額は $D_{i,t} = t_i E_{i,t}$ となり、目標一株配当額が達成され、調整スピードは最も高くなる。しかし、 $s_i = 0$ なら今期の配当額は $D_{i,t} = D_{i,t-1}$ となり、今期の利益がどうであれ前期の配当額がそのまま維持されることになる。この場合の調整スピードはゼロとなり、最も低くなる。通常、配当の調整スピードは、 $0 < s_i < 1$ の範囲にある。

そして、(1)式を(2)式に代入すると(3)式が得られ、 i 企業の t 期における配当の変化額は、前期の配当額と今期の利益額の関数として表すことができる。

$$\Delta D_{i,t} = -s_i D_{i,t-1} + s_i t_i E_{i,t} \quad (3)$$

(3)式の回帰推定式として(4)式が得られる。

$$\Delta D_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i} D_{i,t-1} + \beta_{2,i} E_{i,t} + u_{i,t} \quad (4)$$

また、配当の調整スピード(以下、SOA)と目標配当性向(以下、TP)の推定値は、それぞれ

⁴⁵ このことは、アメリカで有配企業の割合が低下しているという事実と矛盾しない。Skinner[2008]が対象とした企業は、恒常的に配当と自社株買いをしている大企業 345 社である。

れ $SOA = s_i = -\hat{\beta}_{1,i}$ 、 $TP = t_i = -\hat{\beta}_{2,i} / \hat{\beta}_{1,i}$ より求められる。

Brav et al.[2005]は、COMPUSTAT 収録企業を対象にリントナーモデルを当てはめ、1950-1964、1965-1983、1984-2002 の 3 期間において、SOA や TP、決定係数の値が時とともにどのように変化しているかを調べ、アメリカでは長期的に SOA(0.74→0.37)、TP(0.35→0.21)、決定係数(0.64→0.32)の大きな低下がみられることを発見した。これは、リントナーモデルがかつてほどには当てはまらなくなったことを示すものであり、リントナーモデルの説明力の低下を示唆している。彼らは、SOA が大きく低下した理由として、一時的な利益変化については自社株買いで対応するようになったことや、配当の保守化を挙げている。また、決定係数の低下については、経営者が配当政策の決定の際に、配当性向を目標としなくなり、目標配当性向をもとに配当が決定されるというリントナー仮説の仮定が、現在の企業では成り立たなくなったことをあげている。一方、Skinner[2008]は、配当額に自社株買い金額を加えた総還元額を用いてリントナーモデルの計測を行うと、パラメータの有意水準が上昇し、決定係数も高まることを明らかにした。

ここで我が国企業に視点を戻すと、もともと我が国では、額面金額の一定割合を目標配当額として定める企業が多かったが、最近になって額面制度が廃止された結果、配当性向を目標として挙げるようになった企業が半数に及ぶことが花枝・芹田[2008]のアンケート調査では報告されている。そこで以下では、(4)式のリントナーモデルが我が国企業においてどの程度当てはまるのかを、時系列的な変化を踏まえ検証を行うことにする。

表 3-11 のパネル(A)は、対象期間として 1978 年度から 2005 年度までの単体決算データ 28 年分を用い、東証 1 部・2 部上場企業(金融・証券を除く)を対象とした結果である。28 年を期間 I (1978-1986)、期間 II (1987-1995)、期間 III (1996-2005)の 3 つに分け、それぞれの期間中に存続し続け、かつ 1 度以上配当を支払った企業を対象に個々の企業で回帰分析を行い、得られたすべての企業の SOA や TP、修正済み決定係数の平均値、標準偏差、メディアンを載せている。ただし、 $D_{i,t}$ については、株式分割等による株式数の変化を調整した修正一株当たり単体配当額を、 $E_{i,t}$ についても修正一株当たり単体当期利益を用いている。なお、SOA や TP、修正済み決定係数の値が上下 1%以内の企業については、平均値の計算の際に異常値として除いている。

パネル(A)の結果について説明すると、SOA の値は期間 I では平均が 0.50 であったものが、期間 III には 0.43 といった具合に低下傾向がみられ、しかもパネル(B)からわかるように、その差は 1%水準で有意である。これは我が国企業においても、利益に対する配当の調整スピードが落ちてきているということを示唆しているが、前述したアメリカほどの下落ではない。さらに、TP についても有意な差が見られたが、これもアメリカほどの変化ではなかった⁴⁶。

⁴⁶ (4)式の α が有意に正の値をとる場合には(1)式が成り立たず、目標配当性向が過小評価されてしまう危険性がある。本分析では約 3 割の企業で、有意水準 10%未満で有意に正の値

表3-11 リントナーモデルの検証

パネル(A)：単体配当と単体利益を用いたリントナーモデルの計測

	期間Ⅰ：1978～1986			期間Ⅱ：1987～1995			期間Ⅲ：1996～2005		
	SOA	TP	R ²	SOA	TP	R ²	SOA	TP	R ²
平均値	0.50	0.20	0.40	0.45	0.14	0.35	0.43	0.10	0.40
標準偏差	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
メディアン	0.46	0.12	0.43	0.40	0.08	0.41	0.42	0.07	0.43

パネル(B)：パネル(A)の期間ごとの平均値の差の検定

	期間Ⅰ－期間Ⅱ			期間Ⅱ－期間Ⅲ			期間Ⅰ－期間Ⅲ		
	SOA	TP	R ²	SOA	TP	R ²	SOA	TP	R ²
平均の差	0.05 ^{***}	0.06 ^{***}	0.05 ^{***}	0.02	0.04 ^{**}	-0.05 ^{***}	0.07 ^{***}	0.10 ^{***}	-0.01

パネル(C)：連結利益を用いたリントナーモデルの計測①(1991～98年度)

	(Ⅰ)E _{it} ＝単体利益			(Ⅱ)E _{it} ＝連結利益			(Ⅲ)平均の差		
	SOA	TP	R ²	SOA	TP	R ²	SOA	TP	R ²
平均	0.65	0.12	0.46	0.66	0.09	0.43	-0.01	0.03 ^{***}	0.03 ^{**}
標準誤差	0.04	0.01	0.01	0.05	0.01	0.01			
メディアン	0.53	0.06	0.48	0.51	0.04	0.45			

パネル(D)：連結利益を用いたリントナーモデルの計測②(1999～05年度)

	(Ⅰ)E _{it} ＝単体利益			(Ⅱ)E _{it} ＝連結利益			(Ⅲ)平均の差		
	SOA	TP	R ²	SOA	TP	R ²	SOA	TP	R ²
平均	0.43	0.09	0.41	0.47	0.07	0.43	-0.04	0.02 [*]	-0.02
標準誤差	0.03	0.01	0.01	0.04	0.01	0.01			
メディアン	0.43	0.06	0.49	0.45	0.05	0.50			

パネル(E)：総還元額を用いたリントナーモデルの計測(2000～05年度)

	(Ⅰ)D _{it} ＝配当			(Ⅱ)D _{it} ＝総還元額			(Ⅲ)平均の差		
	SOA	TP	R ²	SOA	TP	R ²	SOA	TP	R ²
平均	0.59	0.09	0.44	0.96	0.08	0.43	-0.37 ^{***}	0.01	0.01
標準誤差	0.03	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01			
メディアン	0.53	0.05	0.52	0.90	0.04	0.47			

(注) $\Delta D_{it} = \alpha_i + \beta_{1,i} D_{it-1} + \beta_{2,i} E_{it} + \mu_{it}$

パネル(A)ではD_{it}の値として単体配当額、E_{it}の値として単体利益を用いて、上記リントナーモデルのパラメータを企業ごとに計測。それをもとに対象企業全体のSOA、TP、R²の平均値、標準偏差、メディアンを計算。ただし、SOAは配当の調整スピードを表し、SOA = -β₁で、TPは目標配当性向を表し、TP = -β₂/β₁で計算される。R²は修正済パネル(B)ではパネル(A)の結果をもとに、期間ごとに平均値に有意な差が生じているのか否かを検証。

パネル(C)、(D)では、E_{it}の値として(Ⅰ)単体利益を用いた場合と(Ⅱ)連結利益を用いた場合のそれぞれでリントナーモデルを推定し、両者での平均値の差を検定。対象期間はパネル(C)が1991～98年度、パネル(D)が1999～05年度。

パネル(E)では、D_{it}の値として(Ⅰ)配当を用いた場合と(Ⅱ)総還元額を用いた場合のリントナーモデルの推定を行い、両者での平均値の差を検定。対象期間は2000～05年度。いずれのパネルもそれぞれの期間中に存続した企業を対象としている。ただし1度も配当をしない企業は除外。これ以外にも、毎期配当を実行し続けた企業や毎期黒字の企業などでも同様の分析を行ったが、得られた結果に違いはなかったため、表では省略している。*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で平均値が有意に異なることを示す。

また、修正済み決定係数の値については、大きな下落が見られたアメリカとは異なり、期間Ⅰと期間Ⅲでともに平均が0.40となっており、有意な差は見られない。Brav et al.[2005]のアンケートによれば、アメリカでは、配当政策を決める際の目標指標のトップは一株当たり配当で、アンケートに回答した企業の40%弱である一方、配当性向を目標指標に挙げた企業の割合は28%しかない。一方、我が国のアンケート調査では、配当性向を挙げた企業は53.5%で半数を超えている一方で、一株当たり配当額は2位で約30%

をとっており、TPの値が過小評価されている可能性がある。しかし、7割の企業ではαは非有意となっているため、(1)式が成り立つとみなしてSOAやTPを推定した。

に過ぎなかった(花枝・芹田[2008])。このように、配当目標指標に関する経営者の意識には日米で若干の違いがあり、それが修正済み決定係数の変化の違いに影響を及ぼした可能性がある。

なお、頑強性をテストするためにパネル(A)の他にも、期間Ⅰや期間Ⅱ、期間Ⅲといったそれぞれの期間内で毎期配当を実行し続けた企業のみを対象とした分析や、それぞれの期間中に存続し続けた企業のうち、対象期間中に常に黒字であり続けた企業を対象とした分析も行った。しかし、得られた結果はパネル(A)とほぼ同様の結果であったため省略した。

次に、連結決算制度や自社株買いがリントナーモデルの説明力に影響を及ぼしているか否かをみるために、追加の分析を2つおこなった。表3-11のパネル(C)、パネル(D)は、 $E_{i,t}$ として修正一株当たり単体純利益を用いた場合と、修正一株当たり連結純利益を用いた場合で、結果がどのように異なってくるかを調べた表である。対象期間はパネル(C)が1991年度から1998年度まで、パネル(D)が1999年度から2005年度までであり、対象企業は、東証1部・2部上場企業(金融・証券を除く)のうち、1991年度から2005年度まで連結財務諸表を毎期提出していた企業である。パネルの(Ⅰ)列が単体利益を用いた場合で、(Ⅱ)列が連結利益を用いた場合、(Ⅲ)列が両者の差の検定結果である。なお、期間中に毎期配当を続けた企業や毎期黒字だった企業でも同様の分析を行ったが、得られた結果に大きな違いはなかったため省略している。この後のパネル(E)についても同様である。

単体利益を用いた場合と連結利益を用いた場合で、SOAやTP、決定係数の平均の差を調べたところ、SOAについては有意な差が1つも得られなかった一方で、TPについては単体利益を用いた場合のほうが、有意に値が大きいという結果が得られている。これは、パネル(C)、Dでは $D_{i,t}$ については一貫して一株当たり単体配当額を用いていることと、一般に連結利益よりも単体利益のほうが小さいことから、配当性向も単体配当性向のほうが高くなる傾向があるため、このような差が見られたと考えられる。

次に決定係数について見てみる。企業が連結決算義務化後に連結利益をもとに配当政策を決定するようになったならば、連結決算義務化後には単体利益よりも連結利益を用いたリントナーモデルのほうが、決定係数の値が有意に高くなるはずである。結果を見ると、連結決算義務化前は単体利益を用いた場合のほうが、決定係数の値が有意に高かった一方で(パネル(C)参照)、連結決算義務化後には、連結利益のほうが決定係数が高くなっている(パネル(D)参照)。しかし、パネル(D)における単体利益と連結利益の決定係数の違いは、統計的に有意な差ではない。そのため、第3.7節と同様に、企業が連結利益をもとに配当政策を決めるようになってきたという明確な結論は得られなかった。

最後に、現金配当に自社株買い金額を加えた総還元額を用いてリントナーモデルを計測することによって、自社株買いによる影響を調べた。対象期間は2000年度から2005年度の期間で、毎年連結決算をおこなっている存続企業を対象としている。表3-11のパネル(E)がその結果であり、 $E_{i,t}$ には修正一株当たり連結当期利益を用いている。(Ⅰ)列が $D_{i,t}$

として単体配当を用いた場合、(Ⅱ)列が総還元額(単体配当+自社株買い金額)を用いた場合の結果で、(Ⅲ)列で両者の差の検定を行っている。両者の結果を比較してみると、総還元を用いた場合のほうが調整スピードが大きく上昇しており、平均の差が有意に異なっている。これは配当よりも自社株買いのほうが柔軟性が高いために、一時的な利益変化に対しては自社株買いで対応していることを示唆する結果といえる⁴⁷。

3.9 結論

本章では過去 40 年間の全上場企業の集計データをもとに、長期にわたる我が国企業の配当行動の変遷を分析した。その際、アメリカでの同様な分析結果との比較から、我が国企業全体としての特徴を際立たせることも試みた。得られた結果は、次のようにまとめることができる。

アメリカでは 1980 年代から 90 年代にかけて無配企業が急増し、現在では有配企業は 2 割程度しかない。しかし、それら一部の企業が多額の配当をしているため全体の配当総額の減少は見られない。ただし、株主還元策としては配当よりも自社株買いのウェイトが高まっており、配当と自社株買いの間には代替性が見られた。また、リントナーモデルの説明力は低下傾向にある。

これに対し、我が国企業では 8 割の企業が配当をしており、この傾向に大きな変化はない。また、配当だけでなく自社株買いでも二極化現象が見られた。さらに、配当から自社株買いに代替する傾向は見られず、むしろ、より多くの配当をしている企業のほうが自社株買いに積極的な傾向が見られる。そして、リントナーモデルの説明力について低下傾向は見られなかった。さらに、連結決算制度の影響については、連結利益を重視して配当行動を決める企業が徐々に増えていることが窺える結果が一部得られたが、断定的な結論を得るまでには至らなかった。

最後に、今後の課題について述べたい。

第 1 の課題は、第 3.3 節で述べた点に関連するが、1991 年以降、それまでは配当を実施していなかった赤字企業が配当をするようになった理由の解明である。赤字有配企業が増加した理由については、配当の保守性仮説を用いた説明が可能であるが、第 3.8.1 節でも述べたように、1990 年代以降、減配に関する保守性は弱まっている。他の仮説による説明も含めて更なる検証が必要である。第 2 の課題は、より詳細なリントナーモデルの検証である。本研究では配当の保守性に関連してリントナーモデルの計測を行い、当期利益と配当の関係に焦点を当てた。しかし、当期利益は特別損益という一時的な変動要因によって影響を受ける。配当はより長期にわたって持続する利益に反応するとすれば、より持続性の

⁴⁷ ここでの分析は一時的な利益変化に対して、配当増加でなく自社株買い増加で対応するという関係が存在することを示唆している。なお、第 6 節(1)では、配当と自社株買いの代替性はないという結論を提示しているが、これはマクロ的にみると我が国企業は配当を減らしてまで、自社株買いで代替するという行動をとっていないことを述べたものであり、ここでの分析結果と矛盾するものではない。

高い利益との関係を調べる必要がある。つまり、会計で問題になる利益の質が配当に及ぼす影響の分析である。

第4章：ペイアウト政策と機関投資家持分比率の相互関係

4.1 はじめに

東京証券取引所の株式分布状況調査によると、近年、我が国では銀行や一般事業会社による株式保有比率が低下する一方で、外国人や投資信託といった機関投資家による株式保有率が増加傾向にある。また、最近の生命保険協会のアンケート調査では、これまでの硬直的なペイアウト政策から、業績連動型のペイアウト政策に転換する企業が増加し続けていることや、2000年代半ばからの経済状況の回復に伴い、ペイアウト総額が増加していたことが報告されている。

このような企業のペイアウト政策の変化については、同時期に起きた機関投資家による圧力の増大が原因であるという指摘も多いが、以前に比べて機関投資家持分比率が増加したとはいえ、各企業の機関投資家持分比率の平均値は依然 25%弱と、株主総会決議に必要な過半数の議決権に遠く及ばないのが実情である。しかも、我が国の機関投資家持分比率とペイアウト政策の関係を詳細なデータを用いて検証した論文は未だ存在せず、両者の関係は曖昧なまま残されている。

また、機関投資家は、理論上は、その優れたモニタリング能力を発揮することで、非効率な経営を防止し、企業価値の最大化を実現させることが期待されているが、一方で機関投資家は短期的な視点に捉われ、長期的な企業価値を犠牲にしているという批判も我が国では見かけられ、この点についても検証が必要と思われる。

本章の目的は、以上のような現状を踏まえたうえで、我が国におけるペイアウト政策と機関投資家の相互関係⁴⁸及び機関投資家の長期的視点の有無をエージェンシー理論の観点から検証することである。なお、分析の際には単にペイアウトの金額に注目するだけでなく、配当と自社株買いという2種類のペイアウト手法のどちらを機関投資家が好むのかについても検証を行った。また、機関投資家が長期的な価値最大化の観点に即したペイアウト政策を選好しているのか否かに関しては、企業の抱える余剰資金の多寡の影響を分析に取り入れることで検証している。

本章で行った分析と結論の概要は以下のとおりである。

本章では、機関投資家とペイアウト政策が相互に影響し合い、かつ、その相互関係は企業内に蓄積された余剰資金の量で変化すると想定し、余剰資金が多い企業と少ない企業、中程度の企業の3つのグループで、両者の関係が有意に異なるのか否かを検証した。

機関投資家がペイアウト金額に与える影響については、有意に正の効果が確認されただけでなく、余剰資金が多い時にはペイアウト金額に与える正の効果が上昇する一方で、余

⁴⁸ “相互関係”という言葉を使用しているが、両者の関係を直接的に同時方程式で検証しているわけではなく、所有構造がペイアウト政策に及ぼす影響、およびその逆の影響をそれぞれ独立に検証している。

剰資金が少ない時にはペイアウト金額に与える効果が低下することが明らかとなり、機関投資家は過剰投資によるエージェンシーコストの大小に応じて企業に要求するペイアウト金額を変化させていることが判明した。

一方、ペイアウト金額が機関投資家持分比率に与える効果については、剰資金が少ない企業でペイアウト金額が増加すると、機関投資家持分比率が有意に減少すること以外は有意な値がほとんど得られず、機関投資家は投資先企業を決める際にはペイアウト金額をあまり重視していないことが明らかとなった。

また、機関投資家がペイアウト手法の選択に与える影響に関しては、ペイアウト金額を増やす際には自社株買いの増加ではなく配当の増加を、逆にペイアウト金額を減少させる時には配当の減額ではなく自社株買いの減額を、機関投資家は求める傾向が見られ、エージェンシーコスト削減効果が相対的に高い配当を優先したペイアウト政策の実施を企業に対して求めることが判明した。しかし、機関投資家が配当優先型のペイアウト政策を求めるという関係が剰資金の多寡で変化することはなかった。

最後に、ペイアウト手法の選択が機関投資家持分比率に与える効果については、剰資金の多寡に関わらず、全ての企業において有意な関係性は見いだせておらず、機関投資家はペイアウト手法の選択をもとに投資先を決定することはないことが示唆された。

本章の構成は以下のとおりである。まず次節でペイアウト政策と機関投資家の関係に関する仮説の説明を行った後で、第 4.3 節で変数や定式化に関して説明する。その後、第 4.4 節では分析結果を記述し、第 4.5 節で GMM モデルを用いた頑強性のテストを行った。最後の第 4.6 節では、本章で得られた結果をまとめている。

4.2 仮説の設定

本章では、Jensen and Meckling[1976]で議論されている経営者と株主の間のエージェンシー対立の解消に、ペイアウト政策と機関投資家が果たす役割に注目し、①機関投資家がペイアウト金額に与える影響、②ペイアウト金額が機関投資家に与える影響、③機関投資家がペイアウト手法の選択に与える影響、④ペイアウト手法の選択が機関投資家に与える影響という 4 つの関係についてそれぞれ仮説を設け、検証を行っている。

4.2.1 機関投資家持分比率がペイアウト金額に与える影響

まずは、機関投資家持分比率がペイアウト金額に与える影響について考察する。経営者と株主との間に利害対立が存在する場合、利己的な経営者は自己の利益のために企業内に蓄積された剰資金を非効率な投資機会に投資しようとする可能性が相対的に大きい⁴⁹。ゆえに、株主は経営者に対してペイアウトの実施を要求し、過剰投資による企業価値の低下

⁴⁹ 本章で言うところの剰資金とは、過去数年間のフリーキャッシュフローが積み重なって形成されたものであり、持続的な性質を持っていると仮定している。

を防ごうとするインセンティブを持つ。一方、余剰資金が少ない企業の場合は、過剰投資が起こる可能性が初めから小さいうえに、ペイアウトの実施は将来の有利な投資機会を逃す可能性を高める恐れがあるため、株主がペイアウトを要求する必要性は低い(Easterbrook[1984], Jensen[1986])。

このように、企業価値を最大化させる最適ペイアウト政策は企業内に蓄積された余剰資金の多寡によって変わってくるため、株主が経営者に対してペイアウトの実施を要求する際には、当該企業の持つ余剰資金の多寡を把握する必要がある。そして、この際に重要な役割を果たすと考えられるのが機関投資家である。

機関投資家は、その専門性や持分の大きさから、個人投資家などの他の株主に比べてモニタリングの動機や能力に優れていると考えられているが(Grossman and Hart[1980], Shleifer and Vishny[1986])⁵⁰、仮に彼らが長期的な企業価値の最大化を目的としているのならば、そのモニタリング能力を生かして、企業に蓄積された余剰資金が多い場合には、経営者に多額のペイアウトの実施を要求する一方で、余剰資金が少ない場合には、将来に備えてペイアウト金額を制限させる役割を果たすことが期待される⁵¹。ゆえに、

仮説 1：機関投資家持分比率は、ペイアウト金額に対し正の効果を持ち、特に余剰資金が多い企業において、その効果は大きくなる。一方で、余剰資金が少ない企業ではペイアウト金額は抑えられ、機関投資家が与える正の効果は小さくなる。

4.2.2 ペイアウト金額が機関投資家持分比率に与える影響

次に、仮説 1 とは逆に企業のペイアウト金額が機関投資家持分比率に与える影響について考察する。仮説 1 でも述べたように、経営者と株主との間にエージェンシー対立が存在し、かつ企業内に余剰資金が存在する場合には、利己的な経営者が余剰資金を浪費することでエージェンシーコストが発生し、将来的な企業価値が低下する可能性がある。そして、このような企業において積極的なペイアウトが実施されるということは、非効率な投資によるエージェンシーコストの発生を防止する効果を持ち、将来の企業価値の向上をもたらす効果があると考えられる。

将来的な企業価値の向上が予想される企業は、機関投資家のように、株式投資の対価としての金銭報酬の獲得を目的としている投資家にとっては魅力的な企業となる⁵²。特に機関投資家は、委託者から受け取った資金を運用している関係上、効率的に運用益を上げるこ

⁵⁰一方、個人投資家は持分が分散しているため、経営者に対する影響力を持たず、仮説 1 のような関係は成り立たないと予想される。

⁵¹ 機関投資家がモニタリング能力を発揮することで、直接的に過剰投資を抑えることができれば、ペイアウトの必要性がなくなるという議論もあるが、芹田・花枝・佐々木[2010]では機関投資家はペイアウト政策を経営者を規律づけるための手段として用いていることが明らかとなっており、このような関係は否定されている

⁵² 必ずしも株式投資の対価としての金銭的利益を追求していない株主としては、持合株主や経営者などが挙げられる。

とが受託者責任として求められるうえに、法律上も注意義務を負っており、企業のペイアウト政策に対する関心も高いことが予想される⁵³。

以上のような理由から、機関投資家は積極的なペイアウトを実施する企業の株式を購入することが予想されるが、ペイアウトの実施が機関投資家を引き付ける効果は、企業内に蓄積された余剰資金が豊富なために、過剰投資によるエージェンシーコストが発生しやすい企業において特に高いと予想される。一方、余剰資金が少ない企業の場合、もともと過剰投資によるエージェンシーコストが発生しにくいいため、ペイアウトを実施したことによる企業価値向上の効果は相対的に低い。それどころかペイアウトを実施することで投資資金不足を引き起こし、将来の有利な投資機会を逃すことで企業価値を低下させてしまう可能性がある。

余剰資金の多寡で、企業が実施すべきペイアウト金額が異なってくることは、専門知識が豊富な機関投資家も知っていると考えられるため、最終的に以下のような仮説が成り立つと予想される⁵⁴。

仮説 2: ペイアウト金額は機関投資家持分比率に対して正の効果を持ち、特に余剰資金が多いと予想される企業が実施するペイアウトは機関投資家持分比率を大きく増加させる一方、余剰資金が少ない企業が実施するペイアウトが機関投資家持分比率に与える正の効果は小さくなる。

4.2.3 機関投資家持分比率とペイアウト手法の選択の相互関係

仮説 1、仮説 2 では、配当も自社株買いも、同じ利益還元政策として特に区別はしていなかった。しかし実際のところは、両者は様々な点で異なった特徴を持つことが先行研究でも報告されており、本節では配当と自社株買いを明確に区別したうえで、機関投資家がペイアウト手法の選択に与える影響および、その逆の関係について考察を行う。

配当と自社株買いの違いとして本節で注目するのは、減配がもたらす株価低下の効果とそれにより生じる配当と自社株買いのエージェンシーコスト削減効果の違いである。

減配による株価の低下は、自社株買いの減少による株価の低下や増配による株価の上昇よりもはるかに大きいことが一般的に知られている⁵⁵。そして、このような減配の性質から、経営者は減配を嫌い、配当は一度実施されると次期以降も実施され続ける傾向にあること

⁵³ 実際、Del Guercio[1996]は特に年金基金や信託銀行において厳格なプルーデントマンルールが適用されていることを報告しているほか、芹田・花枝・佐々木[2010]によるサーベイ調査でも、投資先を決める際に、総還元額を重視する機関投資家が多いという結果が得られている

⁵⁴ 個人投資家も金銭的利益を追求する株主の一種といえるが、必ずしも専門知識やモニタリング能力を持った株主ばかりではないため、企業の余剰資金の判別ができず、仮説 2 で予想されるような、余剰資金の多寡に応じた選好の変化もそれほど見られないと予想される。仮説 3-1、仮説 3-2 も同様。

⁵⁵ Michaely, Thaler and Womack[1995], Grullon, Michaely and Swaminathan[2002]など。

が過去の先行研究で報告されている(Lintner[1956], Brav et al.[2005], Skinner[2008])。

このため、ペイアウト手法の選択に際して配当を選択するという事は、将来にわたって過剰投資によるエージェンシーコストを削減し続ける効果を期待させることになるため、過剰投資問題が特に大きい企業において有効な手段といえる。一方で、その硬直性ゆえに、余剰資金がそれほど蓄積されていない企業での配当の実施は、将来的に投資資金不足を引き起こす恐れもある。

これに対し、自社株買いは配当よりも柔軟に実施金額が変更できるため、投資資金不足の問題は起きにくい。次期以降もその金額を維持させるには、その都度、自社株買いの実施を強制するためのコストがかかるなど、エージェンシーコストの削減効果の持続性は配当に比べて低いという特徴を持つ。

配当と自社株買いには、以上のような違いが存在するため、機関投資家が長期的な企業価値最大化を目的としているならば、企業の特性に応じて、配当と自社株買いの間で適切な選択を要求するとともに、適切な選択を行っている企業の株式を好むことが予想される。

まず、余剰資金が豊富に存在する企業の場合は、経営者による過剰投資の問題が深刻化する一方で、投資資金不足の問題は小さいため、機関投資家は配当の実施を企業に求めるとともに、配当重視型のペイアウト政策を実施している企業の株式を購入することが予想される。

逆に、企業が保有する余剰資金が相対的に少ない場合、硬直的な配当の実施は将来の投資資金不足を引き起こす可能性や、減配に陥り株価を大きく下落させる可能性があるため、機関投資家は配当よりは自社株買いの実施を求め、また自社株買い重視のペイアウトを実施している企業の株式を相対的に購入すると予想される。

以上の理由から、仮説 3-1 と仮説 3-2 の予想が導かれる。

仮説 3-1: 機関投資家が企業にペイアウトの実施を求める場合、余剰資金が相対的に多い企業では、配当の実施を求める一方、余剰資金が相対的に少ない企業では、投資資金不足を防ぐために、配当よりは自社株買いの実施を求める。

仮説 3-2: 機関投資家が企業のペイアウト政策をもとに投資先を決定する際、余剰資金が多い企業の場合は自社株買いよりも配当を実施している企業を相対的に好む。一方、余剰資金が少ない企業の場合は、配当よりも自社株買いを実施している企業を相対的に好む。

4.3 リサーチ・デザイン

本章の分析で対象とするのは、2009年3月期時点で東証1部に上場中の3月期決算企業である(金融は除く)。分析期間は2005年3月期～2009年3月期までの5年間⁵⁶で、財務データや個人投資家持分比率については日経 NEEDS-FinancialQUEST から、機関投資家持

⁵⁶ リーマンショック後の経済情勢の変化が機関投資家とペイアウト政策の関係に影響を与えることも考えられたため、2009年3月期を除いた分析も行ったが、得られた結果に違いはなかった。

分比率や持合株主比率は日経 NEEDS-Cges からそれぞれ入手している。必要なデータが入手できなかった企業を除いた最終的な企業数は 1017 社で、最終的なサンプル数は 5085 サンプルとなった。

本章の分析で使用する変数について説明すると、まず、企業が実施したペイアウト金額については、配当と自社株買い金額の合計値である総還元額を期末株主資本⁵⁷で割った値 (TOTAL)を用いる⁵⁸。次に、機関投資家持分比率については、日経 NEEDS-Cges の定義に従い、期末時点での“外国人持分比率(外国法人は除く)と生保特別勘定・信託勘定持分比率の合計値(INST)”を用いている。

なお、本章ではペイアウト金額の水準と機関投資家持分比率の水準の相互関係だけでなく、ペイアウト金額の変化と機関投資家持分比率の変化の相互関係の検証も行っており、その際には、今期の総還元額から前期の総還元額を引いた値を期末株主資本で標準化した D_TOTAL と、前年からの機関投資家持分比率の増減率 D_INST(=今期の INST-前期の INST)をそれぞれ使用する。

また、ペイアウト手法の選択と機関投資家持分比率の相互関係を調べる際には、企業が配当と自社株買いのどちらを優先した行動をとっているのかに注目し、ペイアウト総額を増加させる際に自社株買いの増加ではなく増配を選択した企業や、ペイアウト総額を減少させる際に配当は維持したままで自社株買いのみを減少させた企業を、相対的に自社株買いよりも配当を優先した行動をとっている企業と捉え、配当優先企業としてダミー変数を設定した(Pri_DIV ダミー=1)。逆に総還元額を増加させる際に増配せずに自社株買いのみを増やした企業や、総還元額を減らす際に自社株買いは維持したままで減配を選択した企業については相対的に自社株買いを優先させている企業として、自社株買い優先企業と定義し(Pri_REP ダミー=1)、その他の企業についてはどちらでもない企業ということで Pri_DIV ダミー=0、Pri_REP ダミー=0 とそれぞれダミー変数を設定している。なお、仮説 3-1 で機関投資家持分比率がペイアウト手法の選択に与える影響を見る際には、MULTI ダミー(配当優先企業なら 1、自社株買い優先企業なら 2、その他の企業は 0)を定義した上で多項ロジットモデルによる推計を行っている。

分析で使うコントロール変数については先行研究を参考に、収益性(ROA)、成長性(DA/A)、規模(ASSET)、資本構成(DEBT)、現預金量(CASH)、事業リスク(RISK)、バリュー株効果(PBR)の絶対額及び変化率を用いている。また、ペイアウト政策が機関投資家持分比率に与える影響を検証する際には、他の株主持分比率が期間投資家持分比率に与える影響をコントロールするために、個人投資家持分比率(KOJIN)と持合株主比率(CROSS)の絶対額及び

⁵⁷ 期末株主資本ではなく、総資産や期末時価総額で標準化した場合についても、頑強性を確認しているが、得られた結果に違いはなかったため、表は省略している。

⁵⁸本章では、自己株式の売却のように現金の流入を伴う自己株式の取引については、一種の資金調達とみなせるため、自社株買いによる利益分配とは逆の取引であると捉え、それらの金額を自己株式の取得金額から差し引いた。なお、差し引いた結果、総還元額が負となる場合は、0 と置き換えている。

変化率もコントロール変数に加えている⁵⁹。

本章で使用する変数の詳細および基本統計量については表 4-1 を参照されたい。なお、各変数の平均値±3σ の範囲外にあるデータは異常値として除いている。また各変数の相関については表 4-2 に載せている。回帰分析の際には多重共線性の有無について VIF を用いて検証し、多重共線性が見られた場合には相関が高い変数を除くという処理を行っている⁶⁰。

表4-1 基本統計量

変数名	サンプル数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	定義
TOTAL	4998	2.517	2.054	1.920	0.000	12.237	(配当+自社株買い)/期末株主資本(%)
D_TOTAL	5000	0.203	0.048	1.922	-10.317	10.904	(当期の総還元額-前期の総還元額)/期末株主資本(%)
Pri_DIV	5085	0.367	0.000	0.482	0.000	1.000	配当優先企業ダミー
Pri_REP	5085	0.166	0.000	0.372	0.000	1.000	自社株買い優先企業ダミー
MULTI	5085	0.778	0.000	0.775	0.000	2.000	配当優先: 1、自社株買い優先2、それ以外0
INST	5049	24.703	22.040	15.659	0.000	74.540	期末の(外国人持分比率(外国法人は除く)+生保特別勘定・信託勘定持分比率)
D_INST	4931	0.618	0.530	4.370	-14.660	16.080	当期のINST-前期のINST
KOJIN	5078	32.495	30.060	16.111	3.182	91.869	期末の個人投資家による持分比率
D_KOJIN	4997	-0.068	-0.132	3.948	-14.583	14.571	当期のKOJIN-前期のKOJIN
CROSS	5049	10.122	8.550	8.761	0.000	55.730	期末の相互保有関係にある国内企業による株式保有比率
D_CROSS	4927	0.049	0.000	2.168	-9.200	9.110	当期のCROSS-前期のCROSS
ROA	5015	5.394	4.823	4.108	-8.450	19.171	営業利益/期末総資産(%)
DEBT	5083	86.223	41.426	142.845	0.000	2075.126	期末有利子負債/期末株主資本(%)
ASSET	5042	11.758	11.530	1.356	8.054	16.023	期末総資産の対数値
DA/A	5030	1.549	1.407	10.004	-38.392	40.990	(期末総資産-期首総資産)/期首総資産(%)
CASH	4997	12.228	10.194	8.443	0.023	42.895	期首時点での(現預金+有価証券)/期末総資産(%)
RISK	5064	0.529	0.232	1.293	0.002	22.054	過去3年分の営業利益の変動係数
PBR	5085	1.079	0.831	0.957	0.000	12.792	期首時点での株式時価総額/株主資本(倍)
D_ROA	4977	-0.210	0.035	2.337	-9.280	8.667	当期のROA-前期のROA
D_DEBT	5080	-9.823	-0.772	97.410	-3832.833	942.219	当期のDEBT-前期のDEBT
D_DA/A	4916	-1.795	-1.410	10.530	-34.479	33.254	当期のDA/A-前期のDA/A
D_CASH	4993	-0.248	-0.158	3.212	-11.805	11.826	当期のCASH-前期のCASH
D_RISK	5055	0.011	-0.003	1.752	-27.325	24.386	当期のRISK-前期のRISK
D_PBR	5085	-0.100	-0.048	0.520	-9.485	7.803	当期のPBR-前期のPBR

次に、モデルの定式化について説明する。本章では機関投資家が長期的な企業価値の最大化を目的としているのか否かを明らかにすることを 1 つのテーマとしているが、その検証のために、余剰資金の多寡を示すダミー変数を作り、それと機関投資家持分比率やペイアウト政策に関する変数との交差項を設けている。もし、企業の抱える余剰資金の多寡に応じて、機関投資家持分比率とペイアウト政策の相互関係が仮説の予想通りに変化するのであれば、機関投資家は長期的な企業価値最大化を達成させるペイアウト政策を求めていることが示される。

本章では、余剰資金の多寡について、成長性と内部資金の 2 つの観点からこれを分類している。成長性については総資産成長率(DA/A)の過去 3 年分の平均値を計算し、その値が全企業のメディアンより高いか低いかで企業を高成長企業と低成長企業に分類した。内部

⁵⁹ 被説明変数が総還元額や機関投資家持分比率の絶対額である場合には、コントロール変数も絶対額を用いている。一方、被説明変数に機関投資家の増減率やペイアウト金額の増減額を用いる際には、コントロール変数の変化率だけでなく、その絶対額も回帰式に加えているが、これは、変化率の効果は絶対額に応じて通減・通増する性質を持ち、それらをコントロールする必要があるためである。

⁶⁰ このため、多重共線性の問題が見られた ASSET の変化率については分析から除いている。

表4-2 相關係數

	TOTAL	D_TOTAL	Pri_DIV	Pri_REP	MULTI	INST	D_INST	KOJIN	D_KOJIN	CROSS	D_CROSS	ROA	DEBT	ASSET	DA/A	CASH	RISK	PBR	D_ROA	D_DEBT	D_DA/A	D_CASH	D_RISK
D_TOTAL	0.486																						
Pri_DIV	-0.054	-0.096																					
Pri_DIV	0.130	0.161	-0.340																				
MULTI	0.025	0.027	0.168	0.703																			
INST	0.181	0.066	0.087	-0.079	-0.051																		
D_INST	-0.115	-0.038	0.092	-0.063	-0.027	0.125																	
KOJIN	-0.028	-0.056	-0.076	0.076	0.038	-0.527	-0.081																
D_KOJIN	0.141	0.052	-0.148	0.122	0.059	-0.091	-0.662	0.142															
CROSS	-0.031	-0.008	-0.046	0.058	0.027	-0.159	0.020	-0.114	-0.023														
D_CROSS	0.049	0.009	-0.002	-0.006	-0.007	-0.016	-0.086	-0.018	0.051	0.187													
ROA	0.355	0.199	0.248	-0.144	-0.079	0.358	0.100	-0.208	-0.149	-0.211	-0.002												
DEBT	-0.060	-0.028	-0.087	0.004	-0.008	-0.154	0.022	0.091	0.033	0.032	-0.046	-0.222											
ASSET	0.128	0.029	-0.002	-0.033	-0.028	0.547	0.015	-0.485	-0.013	-0.025	0.000	0.025	0.198										
DA/A	0.070	0.113	0.253	-0.139	-0.048	0.150	0.132	-0.133	-0.243	-0.060	-0.020	0.358	-0.069	0.053									
CASH	0.107	0.052	0.035	0.011	-0.007	0.114	-0.005	0.124	-0.004	-0.198	-0.014	0.239	-0.284	-0.207	0.017								
RISK	-0.165	-0.084	-0.102	0.011	-0.010	-0.109	-0.038	0.097	0.057	0.010	-0.039	-0.315	0.046	-0.088	-0.201	0.014							
PBR	0.157	0.102	0.045	-0.054	-0.058	0.106	0.061	-0.083	-0.085	-0.083	-0.023	0.243	0.307	0.152	0.130	-0.039	-0.037						
D_ROA	0.009	0.152	0.188	-0.127	-0.078	0.033	0.253	-0.080	-0.304	0.017	-0.016	0.367	0.010	0.017	0.279	-0.019	-0.071	0.165					
D_DEBT	0.030	-0.073	-0.022	0.040	0.053	0.031	-0.070	-0.011	0.078	0.026	0.063	-0.060	-0.133	-0.017	0.020	0.051	0.033	-0.323	-0.142				
D_DA/A	-0.051	0.012	0.110	-0.057	-0.019	0.001	0.159	-0.022	-0.197	-0.046	-0.075	0.078	0.043	0.017	0.653	-0.040	-0.057	0.074	0.198	-0.052			
D_CASH	0.033	0.099	-0.025	0.024	0.001	0.020	0.068	-0.004	-0.056	-0.018	-0.039	0.042	0.009	0.022	-0.062	0.145	0.001	0.040	0.011	-0.050	-0.085		
D_RISK	-0.016	-0.064	-0.041	0.022	0.026	-0.024	-0.058	0.031	0.062	-0.001	-0.006	-0.132	0.013	-0.016	-0.144	0.000	0.462	-0.036	-0.169	0.059	-0.098	0.001	
D_PBR	-0.043	-0.062	-0.008	0.013	0.018	-0.035	-0.059	0.036	0.043	0.016	0.047	-0.073	-0.063	-0.029	-0.025	0.055	0.057	-0.164	-0.007	0.093	-0.008	-0.009	0.038

資金については現預金比率(CASH)の過去3年分の平均値を計算し、成長性と同様に、その値が全企業のメディアンより高いか低いかで企業を高内部資金企業と低内部資金企業に分類した⁶¹。成長性と内部資金について過去3年分の値を用いているのは、本章では余剰資金は過去のフリーキャッシュフローの積み重ねで生じた持続的な性質を持つものとして捉えているためである。

本章では、これらのグループ分けに従い、企業を成長性と内部資金の高低で4つのグループに分類したうえで、その中で”高成長かつ低内部資金企業”に分類される企業を低余剰資金企業群(L_FCF ダミー=1)、“低成長かつ高内部資金企業”に分類される企業を高余剰資金企業群(H_FCF ダミー=1)と定義してそれぞれダミー変数を置いている。それ以外の企業群については中余剰資金企業群と定義し、分析を行った。

本章の分析で用いる回帰式は以下の6種類であり、仮説1については(1)、(2)式を、仮説2については(3)、(4)式、仮説3-1については(5)式、仮説3-2は(6)式でそれぞれ検証している。

$$\begin{aligned} \text{TOTAL} &= \alpha + \beta_1 \text{INST}(-1) + \beta_2 \text{L_FCF} * \text{INST}(-1) + \beta_3 \text{H_FCF} * \text{INST}(-1) \\ &+ \text{コントロール変数} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{D_TOTAL} &= \alpha + \beta_1 \text{D_INST}(-1) + \beta_2 \text{L_FCF} * \text{D_INST}(-1) + \beta_3 \text{H_FCF} * \text{D_INST}(-1) \\ &+ \text{コントロール変数} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{INST} &= \alpha + \beta_1 \text{TOTAL}(-1) + \beta_2 \text{L_FCF} * \text{TOTAL}(-1) + \beta_3 \text{H_FCF} * \text{TOTAL}(-1) \\ &+ \text{コントロール変数} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{D_INST} &= \alpha + \beta_1 \text{D_TOTAL}(-1) + \beta_2 \text{L_FCF} * \text{D_TOTAL}(-1) \\ &+ \beta_3 \text{H_FCF} * \text{D_TOTAL}(-1) + \text{コントロール変数} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \text{MULTI} &= \alpha + \beta_1 \text{D_INST}(-1) + \beta_2 \text{L_FCF} * \text{D_INST}(-1) + \beta_3 \text{H_FCF} * \text{D_INST}(-1) \\ &+ \text{コントロール変数} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{D_INST} &= \alpha + \beta_1 \text{Pri_DIV}(\text{Pri_REP})(-1) + \beta_2 \text{L_FCF} * \text{Pri_DIV}(\text{Pri_REP})(-1) \\ &+ \beta_3 \text{H_FCF} * \text{Pri_DIV}(\text{Pri_REP})(-1) + \text{コントロール変数} \end{aligned} \quad (6)$$

⁶¹ なお、成長性については過去3年分のトービンのQの平均値を、内部資金については過去3年分の現預金や(現預金－短期有利子負債)などの値を用いて、FCFダミーを定義しなおした分析もおこなったが、得られた結果に大きな違いはなかった。また、高成長・低成長や高内部資金・低内部資金の判別を各年度の業種平均との比較で行った場合にも、頑強性が確認されている。

(1)式および(3)式についてはパネル分析を実施しており、検定の結果、個別固定効果モデルが採択されている。一方、(2)式・(4)式・(5)式・(6)式については、前年との差額を変数として使用しているため、パネル分析は行っていない⁶²。

なお、機関投資家やペイアウト政策を説明変数に用いる際には、1期前のINSTやTOTALを用いている。これは、機関投資家やペイアウト政策が、もう一方に影響を与えるにはある程度の時間がかかると想定されることや⁶³、期中に実施された自社株買いや中間配当に影響を与えるのは、期末の機関投資家ではなく、期首の機関投資家と考えられる一方で、機関投資家が企業のペイアウト政策の変化を見て投資先を決める際にも、企業の最終的なペイアウト金額・手法が確定するのは期末の株主総会決議後であり、その後に機関投資家持分比率の変化が起きると考えられるといった理由のためである。

本章の仮説から予想される符号は以下のとおりである。まず仮説1の機関投資家持分比率がペイアウト金額に与える効果については、(1)式・(2)式共に、 β_1 の値は有意に正の値をとることが予想される。さらに余剰資金の多寡による違いについては、 β_2 は共に有意に負の値、 β_3 は共に有意に正の値をとることが予想される。

次に、仮説2のペイアウト金額が機関投資家持分比率に与える影響を検証する際には(3)式・(4)式を用いるが、それぞれの式において β_1 は有意に正、 β_2 は有意に負、 β_3 は有意に正の値をとることが予想されている。

また、ペイアウト手法の選択と機関投資家に関する仮説のうち、機関投資家がペイアウト手法の選択に与える効果(仮説3-1:(5)式)については、 β_1 では特に予想を行っていないが、 β_2 は、配当優先企業では有意に負、自社株買い優先企業では有意に正の値を、 β_3 は、配当優先企業では有意に正、自社株買い優先企業では有意に負の値をとることが予想される。

最後に、ペイアウト手法の選択が機関投資家に与える効果(仮説3-2:(6)式)についてであるが、 β_1 に関しては、仮説3-1と同様に係数の予想は行っていない。 β_2 については、 $L_FCF*Pri_DIV(-1)$ は有意に負の値をとる一方で、 $L_FCF*Pri_REP(-1)$ では有意に正の値を、 β_3 については、 $H_FCF*Pri_DIV(-1)$ は有意に正、 $H_FCF*Pri_REP(-1)$ は有意に負の値をそれぞれとることが予想される⁶⁴。

4.4 分析結果

前述のとおり、本章では、機関投資家がペイアウト政策に与える効果やペイアウト政策

⁶²年度・産業ダミーについては、パネル分析を実施する場合には年度ダミーのみを用い、パネル分析を行っていない場合には、年度ダミーと産業ダミーの両方を回帰式に組み込んでいる。

⁶³ 詳しくは Grinstein and Michaely[2005]を参照されたい。

⁶⁴ (5)式、(6)式ではINSTを用いた分析は行っていない。ペイアウト手法の選択に関するダミー変数はいずれも配当と自社株買いの増減を基に作成したダミーであり、これに対応させる形で機関投資家持分比率についてもD_INSTを用いているためである。

が機関投資家に与える効果という双方向の関係および、それらに対する余剰資金の影響について、それぞれの水準や増減に注目した回帰分析を行っている。

表4-3 期首の機関投資家持分が今期のペイアウト金額に与える効果

パネル(A)被説明変数: TOTAL			パネル(B)被説明変数: D_TOTAL		
	係数	t値		係数	t値
INST(-1)	0.010	(1.990)**	D_INST(-1)	0.037	(3.820)***
L_FCF*INST(-1)	-0.001	(-0.250)	L_FCF*D_INST(-1)	-0.029	(-2.190)**
H_FCF*INST(-1)	0.014	(5.460)***	H_FCF*D_INST(-1)	0.042	(2.080)**
ROA	0.074	(6.780)***	ROA	-0.063	(-5.810)***
DA/A	-0.017	(-5.240)***	DA/A	0.015	(2.810)***
ASSET	1.505	(5.240)***	ASSET	-0.092	(-4.040)***
DEBT	-0.001	(-1.340)	DEBT	-0.001	(-1.400)
CASH	0.039	(5.020)***	CASH	-0.006	(-1.300)
RISK	-0.061	(-2.920)***	RISK	0.036	(1.600)
PBR	-0.049	(-0.810)	PBR	-0.052	(-1.390)
定数項	-16.108	(-4.780)***	D_ROA	0.127	(7.790)***
			D_DA/A	-0.008	(-1.850)*
			D_DEBT	-0.002	(-3.110)***
			D_CASH	0.048	(5.500)***
			D_RISK	-0.047	(-2.230)**
			D_PBR	-0.145	(-2.520)**
			TOTAL	0.556	(19.490)***
			定数項	-0.334	(-1.150)
Within R ²	0.081		Adjusted R ²	0.341	
サンプル数	4605		サンプル数	3545	

(注)パネル(A)はパネル最小二乗法(個別固定効果モデル+年度ダミー)。パネル(B)は最小二乗法(White修正+年度・産業ダミー)***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

表 4-3 のパネル(A)は、期首の機関投資家持分比率(INST(-1))が今期のペイアウト金額(TOTAL)に与える影響をパネル最小二乗法により検証した結果である⁶⁵。

パネル(A)によると、INST(-1)は有意に正の値をとっており、過剰投資を防ぐために機関投資家が経営者に働きかけてペイアウトを実施させるという仮説 1 の予想を支持する結果が得られた。また、余剰資金の多寡の影響を見ると、L_FCF*INST(-1)の値は非有意な値であるが、H_FCF*INST(-1)の値は有意に正の値をとり、特に余剰資金が多く、過剰投資問題が起こりやすい企業では機関投資家が要求するペイアウトの金額も大きくなることが示され、仮説 1 の予想と一致する結果といえる。

パネル(B)は D_TOTAL を被説明変数、D_INST(-1)を説明変数に置いて、機関投資家の増減がペイアウト金額の増減に与える効果を最小二乗法で検証した結果である。パネル(B)によると、D_INST(-1)は、有意に正の値をとっており、増減でみた場合も仮説 1 の予測と一致する結果が得られている。また、余剰資金の多寡により機関投資家の行動が変化するか

⁶⁵ TOTAL は負の値をとらないため、本来であればパネルトービット分析を用いるのが統計手法的には正しい。しかし、パネルトービット分析で得られた結果とパネル最小二乗法で得られた結果にほとんど差が見られなかったため、今回はパネル最小二乗法の結果を採用している。表 4-4 の(A)列についても同様。

否かについて交差項の係数を見てみると、 $L_FCF*D_INST(-1)$ は有意に負の値をとる一方で、 $H_FCF*D_INST(-1)$ は有意に正の値をとっており、ここでも仮説 1 の予想どおり、機関投資家が余剰資金の量に応じて要求するペイアウト金額を変化させていることを示唆する結果が得られている。

最後に、コントロール変数について簡潔に触れると、パネル(A)では全ての変数について先行研究と一致した結果が得られている⁶⁶。パネル(B)については、被説明変数に増減値を使用しているためか、ROA や DA/A といった変数は予想と逆の値をとっているものの、それらの増減値をとった D_ROA や D_DA/A といった値はすべて先行研究と一致する結果が得られた。

表 4-3 の結果をまとめると、機関投資家持分比率の増加は、ペイアウト金額の増加をもたらすことが明らかとなり、経営者の過剰投資によるエージェンシーコストの発生を防止するために、機関投資家が経営者に対してペイアウトの実施を働きかけているという仮説 1 の予想を支持する結果が得られた⁶⁷。また、機関投資家は余剰資金の量に応じて要求するペイアウト金額を調整していることも示されており、機関投資家は長期的な企業価値最大化の観点に即したペイアウト政策の実施を企業に求めていることを示す結果が得られたといえる。

表 4-3 では機関投資家持分比率が企業のペイアウト金額に影響することが示されたが、表 4-4 では、逆に企業のペイアウト金額が機関投資家持分比率に与える影響について検証を行った結果を示している。

まず、表 4-4 のパネル(A)で前期の総還元額が期末の機関投資家持分比率に与える影響について見てみると、 $TOTAL(-1)$ は非有意な値をとっており、ペイアウト金額が多い企業を機関投資家が好むことを示す証拠は得られていない。また、余剰資金の多寡による効果の違いを見てみても、 $L_FCF*TOTAL(-1)$ 、 $H_FCF*TOTAL(-1)$ ともに有意な値をとっておらず、余剰資金の多寡でペイアウト金額が機関投資家に与える効果も異なってくることを示す結果も得られていない⁶⁸。

次に表 4-4 のパネル(B)で総還元額の増減が機関投資家持分比率の増減に与える影響を検証した結果をみると、 $D_TOTAL(-1)$ や $H_FCF*D_TOTAL(-1)$ が非有意な値をとっている一方で、唯一、 $L_FCF*D_TOTAL(-1)$ のみが有意に負の値をとっている。これは余剰資金が少ない企業が実施するペイアウトを機関投資家は好まないという仮説 2 の予測と一致する結果であり、長期的な企業価値最大化の観点からはペイアウト金額を増加すべきではない

⁶⁶ 例えば、Fama and French[2001]は、企業のペイアウト金額に対し、収益性・規模は正の効果、成長性・負債比率は負の効果を持つことを報告している。

⁶⁷ なお、この結果は Short, Zhang and Keasy[2002]や芹田・花枝・佐々木[2010]と一致する一方で、Grinstein and Michaely[2005]とは矛盾する結果となっている。

⁶⁸ 個人投資家持分比率と持合株主比率は、機関投資家持分比率と同時に決められる内生変数とも考えられたため、同時方程式でこれらの内生性を考慮した分析も行ったが、得られた結果に違いはなかった。表 4-4 パネル(B) および表 4-6 も同様。

企業がペイアウト金額を増加させると機関投資家が離れていくことが示されている。

表4-4 期末の機関投資家持分比率に前期のペイアウト金額が与える影響

パネル(A)被説明変数: INST			パネル(B)被説明変数: D.INST		
	係数	t値		係数	t値
TOTAL(-1)	-0.050	(-1.020)	D_TOTAL(-1)	0.031	(0.810)
L_FCF*TOTAL(-1)	-0.031	(-0.500)	L_FCF*D_TOTAL(-1)	-0.139	(-1.920) *
H_FCF*TOTAL(-1)	-0.027	(-0.490)	H_FCF*D_TOTAL(-1)	-0.018	(-0.290)
ROA	0.301	(10.520) ***	ROA	-0.039	(-2.100) **
DA/A	0.004	(0.530)	DA/A	-0.036	(-4.230) ***
ASSET	-1.773	(-2.410) **	ASSET	-0.274	(-5.090) ***
DEBT	-0.004	(-3.650) ***	DEBT	0.001	(3.420) ***
CASH	0.058	(2.970) ***	CASH	-0.009	(-1.270)
RISK	-0.013	(-0.240)	RISK	-0.080	(-1.660) *
PBR	-0.652	(-4.310) ***	PBR	-0.054	(-0.870)
KOJIN	-0.558	(-39.170) ***	KOJIN	0.019	(4.670) ***
CROSS	-0.111	(-5.200) ***	CROSS	0.010	(1.690) *
定数項	64.220	(7.330) ***	D_ROA	0.220	(8.240) ***
			D_DA/A	0.017	(2.600) ***
			D_DEBT	0.000	(0.030)
			D_CASH	0.037	(2.440) **
			D_RISK	0.038	(1.090)
			D_PBR	-0.284	(-2.470) **
			D_KOJIN	-0.693	(-51.320) ***
			D_CROSS	-0.084	(-3.720) ***
			INST	0.051	(10.520) ***
			定数項	2.648	(3.790) ***
Within R ²	0.425		Adjusted R ²	0.511	
サンプル数	4609		サンプル数	4289	

(注)パネル(A)はパネル最小二乗法(個別固定効果モデル+年度ダミー)。パネル(B)は最小二乗法(年度・産業ダミー付)。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

ペイアウト金額が機関投資家持分比率に影響を与えることを示す結果は、ほとんど得られなかった一方で、コントロール変数については有意な結果がいくつか得られている。例えば、パネル(A)ではROAが有意に正の値を、ASSET、PBRは有意に負の値をとっているが、これらの結果は機関投資家が収益性の高い企業や小型株・バリュー株効果が期待できる企業の株式を好むことを示唆している⁶⁹。

表4-4で得られた結果をまとめると、機関投資家は投資先決定の際には、基本的に企業が実施しているペイアウト金額を重視していないことが示され、機関投資家はペイアウトの実施により、過剰投資の危険が低下している企業の株式を好むという仮説2の予想は棄却された。ただし、例外として、余剰資金がないにも拘らず無理なペイアウトを実施する企業については、投資先として避ける傾向が見られた。なお、機関投資家が投資先を選定する際に何を重視しているかについては、収益性や規模、PBRといった要素を重視していることが回帰結果から示唆されている⁷⁰。

⁶⁹小型株とバリュー株と株式リターンの関係については、Fama and French[1992]を参照。

⁷⁰ これらの結果は配当や自社株買いが機関投資家に影響することを発見した Grinstein and Michaely[2005]や、投資先を決める際に機関投資家は総還元額を重視するという回答が多かったことを報告している 芹田・花枝・佐々木[2010]とは矛盾する結果であると言える。

表4-5 期首の機関投資家が今期の企業のペイアウト手法の選択に及ぼす影響

パネル(A)配当優先企業		パネル(B)自社株買い優先企業			
	係数	z値			
D_INST(-1)	0.027	(2.020)**	D_INST(-1)	0.017	(0.970)
L_FCF*D_INST(-1)	-0.032	(-1.570)	L_FCF*D_INST(-1)	0.008	(0.250)
H_FCF*D_INST(-1)	-0.035	(-1.460)	H_FCF*D_INST(-1)	-0.016	(-0.560)
ROA	0.077	(5.220)***	ROA	-0.058	(-2.880)***
DA/A	0.025	(3.410)***	DA/A	0.007	(0.710)
ASSET	-0.087	(-2.620)***	ASSET	-0.113	(-2.650)***
DEBT	-0.002	(-3.670)***	DEBT	-0.001	(-1.790)*
CASH	-0.013	(-2.150)**	CASH	0.011	(1.450)
RISK	-0.171	(-2.960)***	RISK	-0.414	(-4.470)***
PBR	-0.069	(-1.240)	PBR	-0.113	(-1.210)
D_ROA	0.084	(3.670)***	D_ROA	-0.047	(-1.780)*
D_DA/A	-0.007	(-1.170)	D_DA/A	-0.010	(-1.330)
D_DEBT	-0.001	(-1.480)	D_DEBT	0.000	(0.390)
D_CASH	-0.009	(-0.720)	D_CASH	0.018	(1.100)
D_RISK	0.080	(1.670)*	D_RISK	0.095	(1.360)
D_PBR	-0.032	(-0.320)	D_PBR	0.176	(0.950)
定数項	0.259	(0.600)	定数項	1.103	(2.010)**
Log Likelihood	-3328.322				
Pseudo R ²	0.098				
サンプル数	3619				

(注)被説明変数にMULTIを用いて多項ロジット分析(年度・産業ダミー付)を実施。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

表 4-3・表 4-4 では配当と自社株買いを利益分配手法の一種として同列に扱ってきたが、表 4-5・表 4-6 では、両者を異なる利益分配手法として扱うことで、ペイアウト手法の選択と機関投資家の相互関係について検証を行っている。

表 4-5 は、機関投資家が企業に対して配当と自社株買いのどちらを優先したペイアウト政策を要求するののかについて検証するために、MULTI ダミーを被説明変数に用いた多項ロジット分析を行った結果である⁷¹。

表 4-5 のパネル(A)とパネル(B)はそれぞれ、企業が配当優先型もしくは自社株買い優先型のペイアウト政策をとる確率に、機関投資家持分比率の増減や余剰資金の多寡が与える効果を示している。

仮説 3-1 に従うならば、余剰資金が少ない企業では投資資金不足の危険性があるため、そのことを理解している機関投資家の持分比率が増加すると、配当を優先する行動をとる確率が減少する一方で、柔軟性の高い自社株買いを優先した行動をとる確率が増加するはずである。逆に余剰資金が多い企業では、過剰投資問題が深刻化しているため、機関投資家持分比率が増加すると、将来にわたるエージェンシーコスト削減効果が期待できる配当を優先した行動をとる確率が増える一方で、自社株買いを優先した行動をとる確率は減少することが予想される。

まず、仮説では特に予想をしていない D_INST(-1)の係数について表 4-5 のパネル(A)・パネル(B)を比較してみると、D_INST(-1)はパネル(A)でのみ有意に正の値をとっている。この結果は、機関投資家持分比率が高まった企業では配当優先企業の割合が高まる一方で、自社株買い優先企業では変化がないことを示しており、余剰資金が中程度の企業では機関

⁷¹ MULTI ダミーの定義については、第 4.3 節および表 4-1 を参照のこと。

投資家は配当優先型のペイアウト政策を要求していることが示唆されている。次に、余剰資金の多寡で機関投資家の選好が変わるという仮説 3-1 の予測について見てみる。まず余剰資金が少ない企業について $L_FCF * D_INST(-1)$ を見てみると、パネル(A)・パネル(B)ともに非有意となっており、余剰資金が少ない企業では機関投資家の選好の違いは見られなかった。また、余剰資金が多い企業についても、 $H_FCF * D_INST(-1)$ はパネル(A)・(B)ともに非有意な値をとっており、余剰資金の多寡で機関投資家が求めるペイアウト手法が異なるという仮説 3-1 の予想を支持する結果は得られなかった⁷²。

表 4-5 からは、基本的に機関投資家はエージェンシーコスト削減効果が高い配当を求める傾向が示唆される一方で、余剰資金の多寡がこの傾向に影響することを示す結果は得られず、機関投資家は常に配当優先型のペイアウト政策を企業に求めることが示唆された。結果的に余剰資金の多寡で機関投資家の選好が異なるという仮説 3-1 は棄却されたことになるが、我が国の機関投資家の特徴について新たな発見が得られたと考える⁷³。

表 4-6 では、企業のペイアウト手法の選択が次期の機関投資家持分比率の増減に有意な影響を与えているのか否かについて検証を行っている。表 4-6 のパネル(A)・(B)はそれぞれ配当優先企業を表す Pri_DIV ダミーと自社株買い優先企業を表す Pri_REP ダミーを説明変数に用いて、最小二乗回帰を行った表である。

表 4-6 を見ると、 $Pri_DIV(-1)$ 、 $Pri_REP(-1)$ とともに機関投資家の増減に対して非有意な値をとっている。また、余剰資金の多寡による変化についても、すべての交差項について非有意な結果となっており、企業のペイアウト政策の違いが機関投資家持分比率に与える効果は確認されず、仮説 3-2 の予想は棄却されている。

なお、仮説 2 の検証時と同様に、 D_ROA や D_PBR などのコントロール変数は有意な値をとっており、投資先を決める際に機関投資家が重視するのは収益性や PBR といった要素であることが、表 4-6 から示唆されている。

4.5 GMM モデルによる頑強性テスト

これまでの検証では、前期の機関投資家持分比率やペイアウト政策が今期の被説明変数に影響をするというモデルを考えていた。しかしながら実際には、2 期以上前の値が今期の被説明変数に影響する可能性も考えられるため、今までのモデルを拡張した場合についても検証を行う⁷⁴。

⁷² なお、総還元額が増加した企業群や総還元額が減少した企業群に限定したうえで多項ロジット分析を行った場合や、 Pri_DIV や Pri_REP を被説明変数にした検証を行った場合も、表 4-5 とほぼ同様の結果が得られている。

⁷³ この結果については同じ日本の研究である芹田・花枝・佐々木[2010]と一致する結果である一方、アメリカ企業を対象とした Grinstein and Michaely[2005]とは異なる結果となっている。

⁷⁴ 3 年以上前の変数が今期の値に影響するという因果関係も考えられるが、分析可能なサンプル期間が著しく減少するため、ここでは 2 期前までの変数の影響を検証している。

表4-6 前期の企業のペイアウト手法の選択が今期末の機関投資家に及ぼす影響

パネル(A)ペイアウト政策: Pri_DIV 被説明変数: D_INST				パネル(B)ペイアウト政策: Pri_REP 被説明変数: D_INST			
	係数	t値	p値		係数	t値	p値
Pri_DIV(-1)	0.037	(0.310)		Pri_REP(-1)	-0.006	(-0.030)	
L_FCF*Pri_DIV(-1)	-0.198	(-1.090)		L_FCF*Pri_REP(-1)	0.367	(1.040)	
H_FCF*Pri_DIV(-1)	-0.076	(-0.380)		H_FCF*Pri_REP(-1)	-0.027	(-0.090)	
ROA	0.014	(0.800)		ROA	0.015	(0.860)	
DA/A	-0.035	(-3.930) ***		DA/A	-0.037	(-4.280) ***	
ASSET	0.043	(0.940)		ASSET	0.041	(0.920)	
DEBT	0.001	(2.160) **		DEBT	0.001	(2.220) **	
CASH	-0.001	(-0.150)		CASH	0.001	(0.210)	
RISK	-0.051	(-1.060)		RISK	-0.051	(-1.050)	
PBR	-0.061	(-0.970)		PBR	-0.063	(-1.000)	
KOJIN	0.007	(1.710) *		KOJIN	0.007	(1.710) *	
CROSS	0.002	(0.330)		CROSS	0.002	(0.310)	
D_ROA	0.190	(7.060) ***		D_ROA	0.190	(7.060) ***	
D_DA/A	0.016	(2.390) **		D_DA/A	0.017	(2.570) **	
D_DEBT	0.000	(0.150)		D_DEBT	0.000	(0.150)	
D_CASH	0.033	(2.160) **		D_CASH	0.033	(2.090) **	
D_RISK	0.034	(0.950)		D_RISK	0.033	(0.930)	
D_PBR	-0.296	(-2.550) **		D_PBR	-0.295	(-2.540) **	
D_KOJIN	-0.703	(-51.480) ***		D_KOJIN	-0.703	(-51.470) ***	
D_CROSS	-0.083	(-3.640) ***		D_CROSS	-0.083	(-3.640) ***	
定数項	0.359	(0.540)		定数項	0.320	(0.480)	
Adjusted R ²	0.491			Adjusted R ²	0.491		
サンプル数	4289			サンプル数	4289		

(注)それぞれD_INSTを被説明変数に最小二乗法(年度・産業ダミー付)を実施。パネル(A)は配当優先ダミーを使用。パネル(B)は自社株買い優先ダミーを使用。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

仮説 1 の例をとってみると、これまでは今期のペイアウト金額に対し、期首(=前期末)の機関投資家持分比率が与える影響のみを検証していた。しかしながら、機関投資家がペイアウト金額を最適な金額に変更させるために 1 年以上の時間が必要とされる場合には、2 期以上前の変数が今期のペイアウト政策にも影響を及ぼすことになり、これまでの定式化では真の因果関係を見逃すことになる⁷⁵。ゆえに、これまでのモデルに前期のペイアウト金額を加えたモデルを新たに定式化し、検証を行った⁷⁶。

説明変数に被説明変数の 1 期前の値が用いられているモデルを使ってパネル分析を行うことをダイナミックパネル推定と呼び、推定方法としては最尤法や操作変数法、GMM(一般化積率法)が用いられる。本節ではその中でも一般的手法となっている Arellano and Bond[1991]による GMM 推定を採用している。Arellano and Bond[1991]の GMM 推定による新たなモデルは以下のとおりである。

$$\text{TOTAL} = \alpha + \beta_1 \text{INST}(-1) + \beta_2 \text{TOTAL}(-1) + \text{コントロール変数} \quad (1)'$$

⁷⁵ 実際、ペイアウト金額を目標金額に調整するには 1 年以上の時間を要することを示唆する結果が Skinner[2008]などで得られている。

⁷⁶ (1)式より $\text{TOTAL}(-1) = \alpha + \beta_1 \text{INST}(-2) + \text{コントロール変数}(-1)$ と表すことができるため、(1)式に $\text{TOTAL}(-1)$ を代入することで、(1)'式は INST の 2 期ラグを考慮した式となる。

$$D_TOTAL = \alpha + \beta_1 D_INST(-1) + \beta_2 D_TOTAL(-1) + \text{コントロール変数} \quad (2)'$$

$$INST = \alpha + \beta_1 TOTAL(-1) + \beta_2 INST(-1) + \text{コントロール変数} \quad (3)'$$

$$D_INST = \alpha + \beta_1 D_TOTAL(-1) + \beta_2 D_INST(-1) + \text{コントロール変数} \quad (4)'$$

$$\begin{aligned} \text{Pri_DIV(Pri_REP)} &= \alpha + \beta_1 D_INST(-1) + \beta_2 \text{Pri_DIV(Pri_REP)}(-1) \\ &+ \text{コントロール変数} \end{aligned} \quad (5)'$$

$$D_INST = \alpha + \beta_1 \text{Pri_DIV(Pri_REP)}(-1) + \beta_2 D_INST(-1) + \text{コントロール変数} \quad (6)'$$

回帰の際には全企業を余剰資金が多い企業、中程度の企業、少ない企業の 3 つのグループに分けて、それぞれのグループごとに回帰分析を行い、 β_1 の値が余剰資金の多寡で異なるのか否かを比較した⁷⁷。その結果、特に表では示していないが、GMM 推定で得られた結果は第 4.4 節で得られた結果とほぼ一致する結果となっており、過去 2 年間の変数による影響を考慮したダイナミックパネル推定においても、その頑強性が示された。

4.6 結論

本章では、近年の我が国における機関投資家の影響力の増大に注目し、企業のペイアウト政策が機関投資家持分比率によってどのように影響を受けるのか、もしくは企業のペイアウト政策の違いが機関投資家持分比率にどのような影響を与えるのかについて、経営者と株主の間のエージェンシー対立の観点から検証を行った。また、機関投資家が長期的な企業価値の最大化を目的としているのか否かについても余剰資金の多寡の影響を踏まえた分析を行うことで検証している。

本章で得られた結果をまとめると、まず機関投資家がペイアウト金額に影響を与えるのか否かについては、機関投資家持分比率はペイアウト金額に対して有意に正の効果を与えていることが明らかとなっており、機関投資家が経営者による過剰投資を防ぐためにペイアウト政策を利用していることを示す結果が得られたといえる。また、機関投資家が長期的な企業価値最大化の観点に即したペイアウトの実施を働きかけているのか否かについては、余剰資金が多いために過剰投資問題が深刻化している企業に対しては、より多くのペイアウトの実施を求める一方で、余剰資金が少ないために過剰投資問題が起きにくい企業に対しては、少額のペイアウトのみを要求することが明らかとなっており、機関投資家は近視眼的視点に捉われて長期的な企業価値を犠牲にしているという批判を支持する結果は、少なくともペイアウト金額に関しては、得られていない。

⁷⁷ 分析上の問題から、GMM モデルでは交差項による分析は行っていない。

一方、ペイアウト金額の多寡や増減が機関投資家持分比率に与える影響については、有意な関係がほとんど得られず、むしろ収益性や規模、PBRといった要因のほうが機関投資家持分比率に対する影響が大きかった。しかし、余剰資金が少ない企業がペイアウト金額を増加させる行動を取ると、次期の機関投資家持分比率が有意に減少することが明らかとなっている。この結果を解釈すると、余剰資金が少ない企業というのは、エージェンシーコスト削減による企業価値最大化の観点からはペイアウトの必要性がない企業といえるが、そのような企業での不必要なペイアウトの実施は機関投資家を遠ざける一方で、企業価値最大化の観点から適切なペイアウト政策を実施したからと言って機関投資家が引き寄せられることはなく、企業が機関投資家持分比率を増やしたいと考えるなら、収益性の改善などが必要となることが示唆される。

次に、機関投資家がペイアウト手法の選択に与える効果については、機関投資家は相対的にエージェンシーコスト削減効果が高い配当を好むことを示す結果が新たに得られたが、余剰資金の多寡による機関投資家の選好の変化は確認されなかった。また、ペイアウト手法の選択が機関投資家持分比率に与える効果についても、すべての企業において有意な関係は見られず、少なくとも余剰資金の多寡とエージェンシーコストの観点からは機関投資家がペイアウト手法の違いをもとに投資先企業を決めていることを示す結果は得られていない。

第5章：ペイアウト政策にコーポレート・ガバナンスが与える影響

5.1 はじめに

我が国企業のガバナンス構造は、伝統的に経営者や従業員といった内部者の力が強く、株主からの要求は軽視されがちな傾向にあった。我が国企業の業績が好調であった時代には、このような内部者重視型のコーポレート・ガバナンスは将来的な企業価値の向上に貢献するといわれ、賞賛されてきた。しかしながら 1990 年代に、このガバナンスメカニズムの負の側面が明らかとなると、2000 年代以降は、一転してアメリカ型のコーポレート・ガバナンスがもてはやされるようになり、外国人投資家やファンドなどの”物言う株主”の存在感の増加や、それによる敵対的買収の脅威の高まりと買収防衛策の導入、社外取締役の選任を初めとする取締役会改革など、我が国企業のコーポレート・ガバナンスに様々な変化が生じた。

また、このようなコーポレート・ガバナンスの変化と時を同じくして、我が国のペイアウト政策も大きな変化が生じ、第 4 章でも述べているように、ペイアウト総額の増加傾向や業績連動型配当政策の導入などが報告されている。

本章の目的は、上述のような我が国におけるコーポレート・ガバナンスとペイアウト政策の変化を踏まえたうえで、ペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスの関係を検証することである。第 4 章では機関投資家とペイアウト政策の関係を議論していたが、本章では、それをさらに拡張し、機関投資家以外の株主や取締役会、買収の脅威、ストックオプションなどを含めた、コーポレート・ガバナンス全般に注目した検証を行っている。

本章では、La Porta et al.[2000]で提示された Substitute モデルと Outcome モデルの考え方に沿ってペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスの関係を議論している。

La Porta et al.[2000]は、経営者と株主の間にエージェンシー対立が存在するという前提のもとで、コーポレート・ガバナンスとペイアウト政策の関係が異なる 2 つのモデルを提示している。まずは、Substitute モデルについて説明する。このモデルでの外部投資家は企業に投資する際に、自分たちが提供した資金が利己的な経営者によって株主利益に反する形で使用される可能性を恐れており、資金調達に応じないか、応じたとしても厳しい条件を課す可能性があるとしてされている。この問題は、特にガバナンスが機能していない企業で深刻であり、経営者が外部投資家から有利な条件で資金調達を行うためには、今後、配当を実行し続けることを約束することで自らが株主利益を考えた経営者であるという“評判”を立てる必要がある。なお、事前に強力なガバナンスシステムが構築されている企業では、経営者に対する良い“評判”が既に存在するため、配当を実施する必要はない。ゆえに、効率的なガバナンスと多額のペイアウトを同時に実施する必要はなく、両者の間には代替的な関係が導き出される⁷⁸。

⁷⁸ この“評判”は、経営者が有利な条件で資金調達を行えるだけのものがあれば十分であ

次に、**Outcome** モデルについて説明する。**Outcome** モデルのもとでの株主は、経営者による過剰投資を防ぐために、ペイアウトの実施を要求するとされている。しかし、利己的な経営者が株主の要求に従順に従う可能性は低く、株主の要求を認めさせるためには、ガバナンスメカニズムを通じて経営者に対して経営者交代などの圧力をかける必要がある。この圧力が強くなるほど、株主の要求も通りやすくなるため、他の条件が同じならば、コーポレート・ガバナンスが機能している企業ほど、ペイアウト金額が増えるという補完的な関係が生まれると **Outcome** モデルでは予想している。

本章では、この **Substitute** モデルと **Outcome** モデルにいくつかの点で修正を加えて分析を行っており、それが本章の貢献のひとつとなっている。

第一の変更点が、企業が抱える余剰資金に応じてガバナンスがペイアウト金額に与える効果が変わると考えている点である。**Substitute** モデルでは、有利な条件で外部資金調達を行うために、**Outcome** モデルでは、経営者による過剰投資を防ぐために、ペイアウトの実施が必要とされるが、企業が保有する余剰資金の量に応じて、それぞれのモデルで必要とされるペイアウト金額も異なることが予想される。しかし、**La Porta et al.[2000]**では、その点を考慮せず、全企業を対象に、ガバナンスとペイアウトの関係が正か負かという検証を行っている。一方、本章では、余剰資金の多寡に注目し、例えば、**Substitute** モデルの場合は、余剰資金が少なく、将来の外部資金調達の可能性が高い企業において、両者の負の相関が特に強まる一方、**Outcome** モデルの場合は、余剰資金が多く、過剰投資問題が起きやすい企業ほど、ガバナンスとペイアウト政策の正の相関が強くなるという関係を想定している。

第二の変更点は、配当以外のペイアウト手法も考慮に入れていることである。**La Porta et al.[2000]**では、配当のみに注目していたが、本章では自社株買いも考慮に加え、配当・自社株買い・総還元という 3 種類のペイアウト金額とコーポレート・ガバナンスの関係を検証する。本章では、配当金額は自社株買いに比べて硬直的な性質を持つという **Lintner[1956]**らの主張を採用し、ガバナンス強度の変化に対して自社株買いは大きく反応する一方、配当はあまり反応せず、場合によっては有意な関係が見られないと予想している。また、総還元に占める配当と自社株買いの割合に注目することで、ペイアウト手法の選択とコーポレート・ガバナンスの関係に関する分析も追加している。

次に、これらの変更を施した本章のモデルについて説明する。

まず、修正 **Substitute** モデルでは、余剰資金が少ないために、外部資金調達を実施する可能性が高い企業において、ペイアウト金額とコーポレート・ガバナンスの代替関係が特に強くなると予想している。これは、外部資金調達の可能性が高いほど、有利な条件で資金調達を行うために、ペイアウトの実施かガバナンスの構築が必要となるためである。一方、余剰資金が多く、外部資金調達の可能性が低い企業の場合、経営者の良い“評判”は

り、それ以上は、株主や経営者にとってコストとなるだけである。詳しくは第 5.2.1 節を参照のこと。

特に必要なくなるため、ペイアウトを実施する必要性も低下し、仮にガバナンスが強化されても、ペイアウトは影響を受けず、代替関係も弱まることが予想される。

また、ペイアウト手法の選択に関しては、ガバナンス強度が増加しても配当額はさほど減少せず、主に自社株買いの減少によって総還元額の減少が達成されるため、最終的に総還元に占める配当の割合が上昇すると予想している。さらに、ガバナンスとペイアウトの相関は余剰資金が少ない企業ほど強まると考えられるため、ガバナンス強度の変化が、総還元に占める配当の割合に与える上昇効果も、余剰資金が少ない企業で特に大きくなると予想される。

修正 **Outcome** モデルでは、経営者による過剰投資問題を防ぐために、ペイアウトの実施と、それを実現するためのコーポレート・ガバナンスの強化が必要となるため、余剰資金が多く、過剰投資問題が深刻化している企業において、両者の補完関係は特に強くなることが予想される。一方、余剰資金が少なく、過剰投資問題が起きにくい企業では、ペイアウトの必要性が小さいため、コーポレート・ガバナンスが強化されても、ペイアウト金額は増えず、両者の相関は弱いと予想される。

また、修正 **Outcome** モデルのもとでの配当と自社株買いの選択については、修正 **Substitute** モデルと同様に、配当は硬直的な性質を持つため、ガバナンス強度が変化しても配当はあまり変化せず、主に柔軟性の高い自社株買いの増額により総還元額の増加が達成され、結果的にガバナンスが強化されるほど、総還元に占める配当の割合は低下すると予想している。なお、両者の負の相関は余剰資金が多い企業ほど強くなると予想される。

なお、モデルの修正以外の貢献としては、企業のガバナンスメカニズムの強度を数値化する際に、取締役会・株主構成・買収の脅威という複数の視点から、多角的に評価しているという点が挙げられる。コーポレート・ガバナンスには、取締役会や株主構成、買収の脅威などの様々なメカニズムが含まれているが⁷⁹、ペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスに関する先行研究のほとんどがコーポレート・ガバナンスの一要素を取り出して、ペイアウト政策との関係を議論した論文となっている。例えば、我が国の先行研究は株主構成のみに注目した検証が中心となっており、機関投資家を取り上げた本論文の第4章や、経営者持分に注目した久保・齋藤[2009]、外国人や金融機関、個人投資家といった複数の株主を取り上げている米澤・松浦[2000]などが挙げられる。

また、海外に目を向けても、株主構成とペイアウト政策の関係(Grinstein and Michaely[2005]、Fenn and Liang[2001]、Truong and Heaney[2007])や、買収の脅威とペイアウト政策の関係(Bagnoli and Lipman[1989]、Heron and Lie[2006])といった研究が主流となっている。近年では Gompers, Ishii and Metrick[2003]や Bebchuk, Cohen and

⁷⁹ 後述するように、ペイアウト政策が経営者を規律づける効果を持つという関係も考えられるため、ペイアウト政策をガバナンスの一種として捉える見方もある。しかし、本章では、あくまでペイアウト政策は株主に対する利益還元のための手段であり、経営者を規律づける効果があるとしても、それは副次的なものにすぎず、ペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスは別物であるとみなしている。

Ferrell[2009]が定義した G-INDEX や E-INDEX をコーポレート・ガバナンスの代理変数として用いた研究が多く発表されているが(Harris and Glegg[2009]、Chae, Kim and Lee[2009]など)、これらの INDEX には企業が導入している買収防衛策は含まれているものの、株主構成の違いなどは考慮されていない。ゆえに、コーポレート・ガバナンスを多角的に評価したうえで、ペイアウト政策との関係を議論した論文は、現状、ほとんど存在しないといえ、本章の貢献の1つとなっている⁸⁰。

次に、本章の主な分析結果について述べる。まず配当金額とガバナンスの関係に関する分析では、低剰余資金企業・中剰余資金企業・高剰余資金企業のいずれについてもガバナンスとの間に有意な関係が見られなかった。これは、配当は硬直性が高いために、ガバナンスが変化しても配当金額があまり変化しないという予想と一致した結果である。

次に自社株買い金額とガバナンスの関係については、低剰余資金企業では、自社株買いとガバナンスの間に強い負の相関が見られ、修正 Substitute モデルの予測が成り立つ一方、高剰余資金企業については、強い正の相関が見られ、剰余資金の多寡に応じて、異なるモデルが成り立つことが示された。なお、中剰余資金企業については、ガバナンスとの間に有意な関係が見られなかったが、これは修正 Substitute モデルで予想される負の相関と修正 Outcome モデルで予想される正の相関の効果が混在したためと思われる。

また、総還元額とガバナンスの関係について見てみると、高剰余資金企業については、有意に正の相関が見られ、修正 Outcome モデルの予想と一致する結果が得られているが、低剰余資金企業では、両者の関係が非有意となっている。

最後に、ペイアウト手法の選択とコーポレート・ガバナンスの関係については、低剰余資金企業では、ガバナンスが強化されるほど、自社株買いが有意に減少する一方で、配当金額には有意な変化が見られず、結果的に総還元に占める配当の割合が増加することが示された。この結果は修正 Substitute モデルを支持する結果であると言える。一方、高剰余資金企業では、ガバナンスの強化に応じて、自社株買い金額が有意に増加する一方で、やはり配当金額には有意な変化が見られず、結果的に総還元に占める配当の割合も有意に低下するという、修正 Outcome モデルの予想と一致する結果が得られている。

本章の構成は以下のとおりである。まず次節では、本章で検証するモデルの説明と、コーポレート・ガバナンスの強弱や剰余資金の多寡をどのようにして定義するかについての説明を行う。そして、第 5.3 節でリサーチ・デザインについて説明したあと、第 5.4 節で実証結果の報告を行い、最後の第 5.5 節では本章の結論と今後の課題をまとめている。

5.2 仮説の設定

5.2.1 La Porta et al.[2000]の Substitute モデルと Outcome モデル

La Porta et al.[2000]は、経営者と株主の利害対立が存在することを前提としたうえで、

⁸⁰ なお、ワーキングペーパーとしては John and Knyazeva[2008]が存在する。

Substitute モデルと Outcome モデルという、コーポレート・ガバナンスと配当政策の関係が異なる 2つのモデルを設定し、そのどちらが成り立つのかを検証している。

まず、Substitute モデルでは、経営者が有利な条件⁸¹で新たな外部資金調達を行うために、経営者が株主から得た資金を私的に流用しないという“評判”が必要となることを想定している。この“評判”を打ち立てるためには、あらかじめ配当を実施し、経営者が利己的な行動をとる余地がないことを示すことが一つの方法として考えられる⁸²。なお、この方法が有効に作用するためには、外部資金調達の可能性がある限り、経営者は配当を将来にわたって実行し続ける必要があり、一度でも配当を止めてしまうと、それ以降の資金調達が著しく困難になる(Bulow and Rogoff[1989])。このような“評判”が特に重要となるのは、ガバナンスが機能していない企業であると La Porta et al.[2000]は述べている。なぜなら、ガバナンスによる経営者の規律付けが期待できない以上、株主には他に頼るものがないからである。逆に、強力なガバナンスメカニズムが構築されている企業であれば、すでに“評判”を獲得できているため、ここでさらにペイアウトを実行する必要性は薄い。なぜなら、この“評判”は、有利な条件で外部資金調達を行うために必要最低限のものがあれば十分であり、必要以上の“評判”の獲得は経営者や株主にとってもコストとなるだけだからである⁸³。

以上のことから、他の条件が同じであれば、ガバナンスが機能していない企業では、機能している企業よりも多額の配当が実施されることが予想され、配当金額とガバナンスの間には相互代替的な関係が成り立つことが予想される。

次に、Outcome モデルについて説明する。La Porta et al.[2000]は、経営者と株主の間にエージェンシー対立が存在することを想定しているため、余剰資金が豊富な企業では過剰投資問題が発生する可能性がある(Easterbrook[1984], Jensen[1984])。そこで、株主は経営者に対して、配当の実施を求め、過剰投資問題を回避しようとする。しかし、ただ要求するだけでは利己的な動機を持つ経営者が自己の利益を犠牲にして株主の要求を聞き入れることはないため、経営者に対する影響力を株主が持つことが必要となる。そして、その際に利用されるのがコーポレート・ガバナンスである。La Porta et al.[2000]によると、コーポレート・ガバナンスが機能している企業であれば、株主総会における議決権行使や、株

⁸¹ 「有利な条件」の具体例としては、公募の際の引き受け価額の上昇や、新株予約権の権利行使価格の上昇などが挙げられる。

⁸² 外部資金調達の必要性があるにもかかわらず、配当を実施することの整合性については、多少の支出を伴っても投資家から投資資金を集め、新規投資を実行したほうが最終的に得られる経営者利益の最大化につながるため、このような一見矛盾した行動がとられると思われる。

⁸³ 必要以上のペイアウトの実施は、ただでさえコストのかかる外部資金調達を無駄に増やすだけであるし、必要以上のガバナンスの強化も経営者の裁量の低下につながる。また、経営者の裁量が著しく低下すると、経営者のやる気が喪失し、企業価値の低下につながる可能性が Myers[2000]によって指摘されており、過剰な“評判”の構築は株主・経営者双方にとってコストを生じるだけとなる。

式の売却や株価の低下を通じた敵対的買収の圧力などの方法により、経営者に対して圧力をかけ、配当を実施させることができる。ゆえに、他の条件が同じであれば、ガバナンスが機能している企業のほうが、機能していない企業に比べて、株主の意見が通りやすい分、配当金額も増加することが予想されている⁸⁴。

以上のことから、**Outcome** モデルでは、コーポレート・ガバナンスが強化されるほど配当金額が増加するという補完的な関係が成り立つことが予想される。

5.2.2 Substitute モデルと Outcome モデルの修正

本章では、La Porta et al.[2000]の Substitute モデルと Outcome モデルを独自に修正したモデルを使って、我が国企業におけるペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスの関係を議論している。修正は以下の二点である。

5.2.2.1 余剰資金の多寡による影響

La Porta et al.[2000]では、全企業を対象に、コーポレート・ガバナンスと配当金額の間には代替関係と補完関係のどちらが見られるのかという二律背反的な検証を行っていた⁸⁵。しかし、第 5.2.1.節でも見たように、Substitute モデルでは、外部資金調達を有利な条件で行うために配当の実施が必要とされる一方、Outcome モデルでは、過剰投資問題の解消が配当実施のインセンティブにつながるなど、企業が資金不足の状態にあるか資金余剰の状態にあるかで、Substitute モデルと Outcome モデルにおけるペイアウトの必要性は変化し、それに伴ってガバナンスとペイアウト政策の関係も変化することが予想される。

ゆえに、本章では、企業が抱える余剰資金の多寡に注目し、それぞれのモデルの中でも、余剰資金が少ない企業と余剰資金が多い企業でペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスの相関が変化すると考え、モデルの修正を施している。

5.2.2.2 配当以外のペイアウト手法の追加

La Porta et al.[2000]では、株主に対する利益分配手法として、配当のみに注目していたが、本研究では、配当と自社株買い、総還元という 3 種類のペイアウト金額に注目した分析を行う。

配当も自社株買いも総還元も株主還元という意味では異ならないため、ガバナンスとの

⁸⁴ 他方で、John and Knyazeva[2008]が主張するように、強力なガバナンスメカニズムにより経営者を規律づけることで、配当を実施することなく過剰投資の可能性を低下させるという方法を外部株主が選択することも考えられる。しかし、機関投資家については、そのような代替的關係が成り立たないことが、本論文の第 4 章や、芹田・花枝・佐々木[2010]で示されており、本章ではこの仮説は採用していない。

⁸⁵ La Porta et al.[2000]は、成長性と配当金額の相関関係が、コーポレート・ガバナンスの強弱で異なると仮定し、そのような分析を行っているが、本章の趣旨からは外れるため、本章ではそのような分析は行っていない。

符号関係については全く同じと予想される。しかし、配当と自社株買いには、第 4 章でも述べたとおり、実施金額の柔軟性に違いがあると考えられる。なぜなら、減配による株価の低下は、自社株買い減少による株価低下や増配による株価上昇よりもはるかに大きい影響を及ぼすためである⁸⁶。そして、株価の下落を避けるために、経営者は減配を嫌い、配当は一度実施されると次期以降も実施され続ける傾向にあることが先行研究で報告されている(Lintner[1956]、Brav et al.[2005]、Skinner[2008])。

このため、コーポレート・ガバナンスが変化したときのペイアウト金額の変化率は自社株買いのほうが配当よりも大きくなることが予想され、配当についてはガバナンスとの間に有意な相関が見られない可能性も考えられる⁸⁷。

また、配当と自社株買いという 2 つのペイアウト手法を考慮に入れることで、ペイアウト手法の選択とコーポレート・ガバナンスの関係という新たなテーマに関する分析が可能となる。本章では、先述したような配当と自社株買いの柔軟性の違いがガバナンス強度の変化によるペイアウト手法の選択に対し重要な影響を与えていると考えている。

5.2.3 修正 Substitute モデル

以上の変更点を加えた、修正 Substitute モデルと修正 Outcome モデルの予測について、それぞれ見ていく。

まずは、修正 Substitute モデルでの、ペイアウト金額とコーポレート・ガバナンスの関係について述べる。先述のとおり、Substitute モデルでは、将来的に外部資金調達が必要となった際に、有利な条件で資金調達を行うために、ペイアウトの実施か、ガバナンスメカニズムの構築が必要となる。将来的に外部資金調達が必要となる可能性は、企業内に蓄積された余剰資金が少ない企業において、特に高いと予想されるため、余剰資金が少ない企業では、ペイアウト金額とコーポレート・ガバナンスの間に強い負の相関が見られることが予想される。逆に、余剰資金が多い企業では、外部資金調達の必要性が低いいため、ペイアウト金額とコーポレート・ガバナンスの間の負の相関も弱まることが予想される。

なお、コーポレート・ガバナンスが変化したときのペイアウト金額の変化率は、その硬直性の違いから配当よりも自社株買いのほうが大きく、さらに配当は場合によってはガバナンスとの間に有意な相関を持たない可能性がある⁸⁸。

次に、ペイアウト手法の選択に関する修正 Substitute モデルの予測を紹介する。先述し

⁸⁶ Michaely, Thaler and Womack[1995], Grullon Michaely and Swaminathan[2002]など。

⁸⁷ 硬直性の違いから、配当のほうが自社株買いよりも、長期的なエージェンシーコスト削減効果に優れるため、配当が積極的に要求されるという可能性もある。また、税率格差などの理由で株主間でも好むペイアウト手法に違いが生じるという可能性も存在しているが、今回の分析では取り扱っていない。

⁸⁸ 硬直性の高い配当のほうが、より強固な“評判”を生み出せるという見方もありうるが、一度でもペイアウトを停止すると、それ以降の資金調達が著しく難しくなるため(Bulow and Rogoff[1989])、配当と自社株買いの硬直性の違いはここでは問題とならない。

たように、本章では、配当と自社株買いの硬直性の違いがガバナンス強度の変化によるペイアウト手法の選択に対し重要な影響を与えていると考えている。

修正 Substitute モデルでは、特に余剰資金が少ない企業において、ガバナンスとペイアウト金額の間に強い負の相関が予想されているが、この際、配当の減額は株価に強い負の影響をもたらすために敬遠される一方、自社株買いについては株価への負の効果は弱いため、ペイアウト金額の減少は、主に自社株買いの減額により実現されると予想される。結果的に、配当額がそれほど変わらない一方で、自社株買い金額のみが減少することになるため、総還元額に占める配当の割合は、ガバナンスが強化されている企業ほど上昇することが予想される。なお、ガバナンスの強化による総還元額に占める配当の割合の変化は、余剰資金が多くなるほど小さくなることが予想される。

以上の議論を踏まえて、修正 Substitute モデルの予測をまとめる。

修正 Substitute モデル:コーポレート・ガバナンスが強化されている企業ほど、ペイアウト金額は減少し(減少幅は配当<自社株買い)、その際には、配当金額はあまり変化せず、主に自社株買い金額の減少によって、総還元額が減少するため、総還元額に占める配当の割合はガバナンスが強化されるにつれて上昇する。なお、これらの関係は、企業内に蓄積された余剰資金が少なくなるほど強くなる。

5.2.4 修正 Outcome モデル

次に、修正 Outcome モデルでのペイアウト金額とコーポレート・ガバナンスに関する予想について述べる。La Porta et al.[2000]の Outcome モデルでは、経営者による過剰投資問題を防ぐために、ペイアウトの実施が必要となるが、利己的な経営者にペイアウトの実施を認めさせるためには、コーポレート・ガバナンスによる圧力が必要とされるという関係が想定されていた。

経営者による過剰投資問題は、特に余剰資金が多い企業において深刻になると予想されるため、ペイアウト金額とコーポレート・ガバナンスの正の相関も、余剰資金が多い企業で特に強くなることが予想される。一方、余剰資金が少ない企業では、経営者による過剰投資問題が起きにくいいため、ペイアウトの実施の必要性も小さく、コーポレート・ガバナンスが強化されても、ペイアウト金額はあまり増えないことが予想される。

なお、ガバナンス強度が変化したときのペイアウト金額の変化率は、修正 Substitute モデルの時と同様の理由で、配当よりも自社株買いのほうが大きく、配当についてはガバナンスと無相関となる可能性も想定される。

次に、修正 Outcome モデルでのペイアウト手法の選択に関する予測について述べるが、ここでも配当の硬直性と自社株買いの柔軟性が重要なファクターとなる。

修正 Outcome モデルでは、特に余剰資金が多い企業において、ガバナンスが強化されるほど、ペイアウト金額が増えることが予想されているが、配当の減額は株価に強い負の効果をもたらすため、将来利益に対してよほどの自信がない限り、経営者は増配を選択する

ことはない。そのため、ガバナンスが強化されても配当額はそれほど変化せずに、主に柔軟性の高い自社株買いを増加させることで、ペイアウト金額を調整すると予想される。結果として、修正 Outcome モデルにおいてはコーポレート・ガバナンスが強化されるほど、総還元に占める配当の割合は低下することが予想される。また、その低下率は余剰資金が多い企業ほど大きくなることも予想される。

以上の議論を踏まえて、修正 Substitute モデルの予測をまとめると、

修正 Outcome モデル:コーポレート・ガバナンスが強化されている企業ほど、ペイアウト金額が増加し(増加率は配当<自社株買い)、その際には、硬直性の高い配当金額はあまり変化せず、主に自社株買い金額の増加によって、総還元額が増加するため、総還元に占める配当の割合はガバナンスが強化されるにつれて低下する。なお、これらの関係は、企業内に蓄積された余剰資金が多くなるほど強くなる。

表5-1 それぞれの仮説におけるペイアウト政策とガバナンスの関係
パネル(A) ペイアウト金額とガバナンスの関係

	余剰資金	
	多い	少ない
修正Substituteモデル	やや負	負
修正Outcomeモデル	正	やや正

パネル(B) 総還元に占める配当の割合とガバナンスの関係

	余剰資金	
	多い	少ない
修正Substituteモデル	やや正	正
修正Outcomeモデル	負	やや負

5.2.5 ガバナンス変数の種類および強弱の定義

本章の分析で使用するコーポレート・ガバナンスに関する変数は、取締役会関連(5種類)、株主によるモニタリング(4種類)、買収の脅威(1種類)、その他の指標(4種類)の4つのカテゴリーに分かれる。本章ではそれらを加算することで、独自の G-INDEX を作成し、ガバナンス強度を測定している。

以下では、本章で取り扱うガバナンス変数の種類や、それぞれのガバナンス変数の強弱の定義を説明する。

5.2.5.1 取締役会の効率性

本章の特色のひとつとして、コーポレート・ガバナンスの強弱を取締役会の効率性、株主によるモニタリング、買収防衛策の有無といった複数の観点から総合的に評価しているということが挙げられるが、まずは、取締役会の効率性をあらわす5つのガバナンス変数について説明する。

取締役会の効率性を表す1つめの指標として、取締役の人数を使用する。Yermack[1996]は1984~1991年までのアメリカ企業を対象に、取締役会規模と企業価値の関係性について分析を行い、小規模の取締役会であるほど、経営者のパフォーマンスが改善し、結果

として企業価値が向上するという結果を得ている⁸⁹。また我が国においても、鈴木・胥[2000]が、取締役や常務の人数と企業業績・市場超過収益率との間に負の相関があることを報告している。

ゆえに本章では、これらの報告をもとに、取締役の人数が少ない企業ほどコーポレート・ガバナンスが機能している企業であると仮定をおく⁹⁰。

2つめの指標として独立の社外取締役を使用する。社外取締役の有無は取締役会の効率性を議論する際に、よく取り上げられるテーマであるが、社外取締役の有無が企業価値に与える影響については、これを否定する結果が多い。例えば、Hermalin and Weisbach[2003]は両者の間に関係性はないと結論付けているし、Romano[1996]も、関係性があるとしてもそれは漠然としたものにすぎないことを報告している。我が国における先行研究としては、入江・野間[2008]があり、独立性のない社外取締役は企業価値に有意な影響を与えない一方で、独立性のある社外取締役は、企業価値を有意に向上させることが明らかとなっている。

ゆえに本章では、入江・野間[2008]に従い、独立性のある社外取締役の存在はコーポレート・ガバナンスを強化すると仮定をおいた。

3つめの指標として、執行役員制度および委員会等設置会社についても、取締役会の効率性を高める効果があると想定して変数に加える。執行役員制度は、業務の執行を執行役にまかせる一方で、取締役は経営の意思決定および業務の監督に専念することにより、経営効率の改善を狙った制度である。また、委員会等設置会社も、執行役員制度と同様、経営の執行と監督を分離させ、経営の合理化と適正化を図る仕組みであるとされる。本章ではこれらの制度のどちらかを採用していれば、通常取締役会型の企業に比べてコーポレート・ガバナンスが強化されていると仮定を置いた。

さらに、常務以上の役職についている取締役の人数についても変数に加える。常務級が多い企業では、取締役人数が多い企業と同様に、業務執行の意思決定に時間がかかり、経営の効率性が失われていると考えられるため、本章では常務相当人数が多くなるほど、コーポレート・ガバナンスも弱体化すると仮定する⁹¹。

最後に、相談役や顧問の有無を変数に加える。相談役や顧問の存在は、経営組織の非効率性を象徴していると考えられるため、コーポレート・ガバナンスを弱体化させる要因となると仮定する。

5.2.5.2 株主によるモニタリング

次に、株主によるモニタリングについて説明を行う。本章では株主によるモニタリング

⁸⁹ 一方で、単純に取締役会規模を小さくするだけでは、コーポレート・ガバナンスは強化されないという報告が Boone et al.[2007]ではなされている。

⁹⁰ なお、一般的に企業規模が大きくなるほど取締役の人数も増加すると考えられるため、代理変数を作成する際には、企業規模による調整を行っている。詳しくは5.3.3.1節を参照。

⁹¹ 常務相当人数と取締役人数の間には、それなりの相関が存在していたが、どちらかを除いた分析を行っても得られた結果に相違はなかった。詳しくは、5.4.1節を参照。

の効率性を計測するために、機関投資家持分比率、小株主持分比率、持合比率、役員・従業員持株会持分比率の4つの株主持分比率に注目している。

まず、機関投資家持分比率についてであるが、機関投資家は個人投資家などに比べて、企業に対する投資金額が大きく、経営者をモニタリングする動機を強く持つと考えられている⁹²。また情報処理能力という面でも、彼らはその専門性ゆえに個人投資家よりも優れているとされ、モニタリング能力にも優れると考えられている。ゆえに、多くの先行研究で機関投資家持分比率の増加はコーポレート・ガバナンスを強化すると考えられており、本章でもそのように扱う。

次に、小株主持分比率についてであるが、ここでの小株主は、50 単元未満の株式しか持たない株主と定義している⁹³。彼らのような小株主は、モニタリングにかかるコストを負担できないため、モニタリングに対するフリーライダー問題を深刻化させる要因となることが予想される。ゆえに本章では、小株主持分比率の増加はコーポレート・ガバナンスを弱体化させると仮定する。

3 つめの持合比率は、相互保有関係にある国内法人が保有する株式持分比率である。相互保有関係にある会社同士では、お互いの経営に対して口出ししないことが暗黙の了解として存在し、業績悪化時にも外部株主からの圧力を妨げ、経営者の地位が保全されるなどの弊害が指摘されている⁹⁴。ゆえに本章でも、持合比率の増大はコーポレート・ガバナンスを弱体化させる要因となると仮定する。

最後に、役員・従業員持株会比率について説明する。これまでの3種類の持分比率が、いわゆる外部株主に関する持分比率であったのに対して、役員・従業員持株会比率は内部株主に関する持分比率である。本章では、内部者と外部株主の間にはエージェンシー対立が存在することを前提としているが、役員および従業員持株会が株式を保有することは、内部者と外部株主の利害を一致させ、エージェンシー対立を軽減する効果がある。一方で、役員・従業員持株会比率が上昇を続けると、徐々に外部株主の権利が制限されていき、最終的に内部者によるエントレンチメントが完成されてしまうことになる。ゆえに、役員・従業員持株会持分比率の増大は、始めのうちはコーポレート・ガバナンスを強化するが、ある比率を超えると、逆にコーポレート・ガバナンスは弱体化してくるといって、上に凸の二次関数的な形を描くことが予想される⁹⁵。

5.2.5.3 買収の脅威

コーポレート・ガバナンスの強弱を表わす3 つめのカテゴリーとして、本章で用いてい

⁹² Grossman and Hart[1980]、Shleifer and Vishny[1986]を参照。

⁹³ 日経 NEEDS-Cges での定義に基づく。

⁹⁴ 国内企業法人による株式持合が経営者の交渉力を高めるという報告は米澤・松浦[2000]においてもなされている。

⁹⁵ 手嶋[2004]も、経営者による株式保有と企業価値の間には上に凸の二次関数型の関係が見られることを報告している。

るのが、買収の脅威の程度である。しかしながら、買収防衛策の導入が企業価値に与える影響については、今も議論が分かれている。

まず、買収防衛策の導入を否定的にとらえている仮説として、買収防衛策は株主利益の犠牲のもとに自己の利益を追求することを意図する経営者によって利用されるため、外部資本市場からの圧力を弱め、企業価値を棄損するという、経営者エンタレチメント仮説がある⁹⁶。

一方で、買収防衛策の導入は経営者の交渉力を高め、買収プレミアムを増加させる効果や、非効率的な買収を阻止する効果を持つため、むしろ株主の利益になるという、株主利益仮説も存在する⁹⁷。

本章では株主利益仮説における企業価値の上昇はコーポレート・ガバナンスの改善とは別の要因から生まれていると考え、経営者エンタレチメント仮説を採用し、買収防衛策の導入は経営者の地位を強固にし、コーポレート・ガバナンスを弱体化させると仮定する。

5.2.5.4 その他のガバナンス変数

最後に、取締役会・株主によるモニタリング・買収の脅威のいずれのカテゴリーにも当てはまらないが、コーポレート・ガバナンスに影響すると考えられるいくつかの変数について紹介する。

1つめはストックオプションである。ストックオプションの導入は、経営者や従業員の利益を株主の利益と結び付ける効果を持ち、内部者と外部株主の利害対立を緩和する効果が期待される。ゆえに、ストックオプション制度の採用は、コーポレート・ガバナンスを強化させる効果があると仮定する⁹⁸。

2つめは経営者交代の柔軟性である。業績が悪化しているにもかかわらず経営者交代が実現していない企業では、経営者によるエンタレチメントが進んでいるなどの、適切なガバナンスシステムが構築されていない企業である可能性が高い。ゆえに、本章では経営者交代の柔軟性が高い企業ほど、コーポレート・ガバナンスは機能している企業であるとみなす⁹⁹。

3つめは無限定適正監査意見の有無である。無限定適正意見は、企業が提出した財務諸表を監査した監査法人が、財務諸表に虚偽記載等が発見されず、内容も適正であるという心証を抱いたという場合に表明する意見であり、企業の会計報告が信頼できるものであることを保証する役割を持つ。無限定適正意見の表明は、企業の会計報告が適正に行われていることを示す指標であり、コーポレート・ガバナンスが適正に機能していることを示す代

⁹⁶ Gompers, Ishi and Metrick[2003]を参照

⁹⁷ Comment and Schwert[1995]、Heron and Lie[2006]を参照

⁹⁸ 本来はストックオプションに限らず、全報酬に占める業績連動型報酬の割合を求め、その比率の高低を持って評価することが最適であるが、今回は簡便な方法によっている。

⁹⁹ 経営者交代の柔軟性の程度については、日経 NEEDS-Cges の定義に基づいている。詳しくは 5.3.3.4 節を参照のこと。

理変数となると考える。

4つめの指標は、ウェブサイトの充実度である。ウェブサイトの情報は、投資家との重要なコミュニケーションツールであり、情報開示に対する企業の姿勢が反映される。ウェブサイトが充実しているほど、企業は株主を重視した経営を行っていると考えられるため、コーポレート・ガバナンスも機能している企業であると仮定をおいた¹⁰⁰。

5.3 リサーチ・デザイン

5.3.1 サンプルデータ

本章の分析では、2009年3月時点において東京証券取引所第1部に上場している3月期決算の非金融企業を対象としている。また、途中で決算月の変更があった企業は除いている。2003年3月期から2009年3月期までに存続し続けた企業のデータを収集しているが、一部データの制約上、実際の分析期間は2007年3月期から2009年3月期までの3年間である¹⁰¹。最終的なサンプル数は、全3219サンプルとなっている(異常値処理前)。なお、2006年3月期以前のデータについては、過去3年分の成長率や企業リスクなどを計算する際に用いている。

財務データについては日経 NEEDS-FinancialQUEST の企業財務データから入手し、主に連結決算データを使用している。また取締役会の効率性や株主構成、その他のガバナンス要因に関するデータは日経 NEEDS-Cges、買収防衛策の導入状況については、資料版商事法務からそれぞれ入手している。

5.3.2 被説明変数

本章の分析で用いる被説明変数についてであるが、コーポレート・ガバナンスとペイアウト金額の関係を検証するには DIV(配当額/資本合計)、REP(自社株買い金額/資本合計)、TOTAL(総還元額/株主資本)の3つの変数を用いる。また、ペイアウト手法の選択を検証する際には、総還元額に占める配当額の割合(DIV/TOTAL:配当額/総還元額)を用いる¹⁰²。

なお、本章では、自己株式の売却のように現金の流入を伴う自己株式の取引については、一種の資金調達とみなせるため、自社株買いによる利益分配とは逆の取引であると捉え、それらの金額を自己株式の取得金額から差し引いた。なお、差し引いた結果、自社株買い

¹⁰⁰ ウェブサイト充実度は日経 NEEDS-Cges に収録されている日興アイアールの調査結果に従う。

¹⁰¹ 一部データとは、自社株買い金額や買収防衛策のことである。これは、自社株買い金額を株主資本等変動計算書から入手したことや、買収防衛策の導入が本格化し始めたのがごく最近であることなどの理由による。

¹⁰² DIV や REP、TOTAL を資本合計で標準化している理由は、株主の持ち分である株主資本に対し企業がどの程度の配当を支払っているかを見ることができるという点で企業の利益分配に対する姿勢を評価できることや、配当性向と比べて期間ごとの変動が小さいという利点があるためである。

金額や総還元額が負となる場合は、0 と置き換えている。

5.3.3 G-INDEX の定義

次に本章で用いるガバナンス変数の定義について説明する。本章では、Gompers, Ishii and Metrick[2003]で使用された G-INDEX を参考に、日本で入手可能な変数を用いて独自に G-INDEX を作成し、これを GOV と定義した。GOV は後述する BRD(取締役会の効率性)や MNTR(株主によるモニタリング)、TO(買収の脅威)、OTHER(その他のガバナンス変数)の合計値であり、GOV の数値が高まるほどその企業のガバナンスメカニズムが強力に機能していることを意味する¹⁰³。以下では BRD や MNTR といったガバナンス変数を数値化する際の手法について見ていく。

5.3.3.1 取締役会の効率性

まず、取締役会の効率性(BRD)は、取締役人数、独立の社外取締役の有無¹⁰⁴、執行役員・委員会設置会社制度の採用、常務相当人数、相談役・顧問の有無という 5 つの変数で構成される。まず取締役人数¹⁰⁵及び常務相当人数は、人数が多いほうから順に上位 33%なら 0 ポイント、中位 33%なら 0.5 ポイント、下位 33%なら 1 ポイントが BRD に加算される。独立の社外取締役については、独立の社外取締役が存在すれば 1 ポイントが加算される¹⁰⁶。また、企業が執行役員制もしくは委員会設置会社であれば、さらに 1 ポイントが加算されるほか、相談役・顧問が存在しない場合にも 1 ポイントが加算される。以上より、BRD は 0~5 の値をとり、BRD=5 の時に最も取締役会が機能しているとみなされる。

5.3.3.2 株主によるモニタリング

次に、株主によるモニタリングの強度については、機関投資家持分比率、小株主持分比率、持合比率、役員・従業員持株会持分比率の 4 つの変数から計算されるダミー変数、MNTR で表わされる。まず、機関投資家持分比率が上位 33%なら 1 ポイント、中位 33%なら 0.5 ポイント、下位 33%なら 0 ポイントが MNTR に加算される。次に小株主持分比率と持合比

¹⁰³ Gompers, Ishii and Metrick[2003]では G-INDEX が高くなるほど経営者の地位が強化されていたが、本章では逆に G-INDEX が低くなるほど経営者の地位が強化されることになる。

¹⁰⁴ここでいう独立の社外取締役は、日経 NEEDS-Cges の定義に従い、(1)銀行への職務経験、(2)支配会社への職務経験、(3)関係会社への職務経験、(4)主要取引銀行への職務経験、(5)相互派遣の社外取締役、(6)支配会社への職務経験、(7)他社で社長級の役職を持つ、のいずれの条件にも当てはまらない社外取締役を指す。

¹⁰⁵ 取締役人数を総資産の対数値で割ることにより、企業規模による影響をコントロールしている。常務相当人数も同様。

¹⁰⁶ 独立の社外取締役が存在する企業は全体の 3 割に過ぎず、独立ではない社外取締役を含めても全体の 4 割程度にとどまったため、今回の分析では、その比率に関わらず、存在すれば 1 をとるダミー変数として設定している。

率については、それぞれ上位 33%なら 0 ポイント、中位 33%なら 0.5 ポイント、下位 33%なら 0 ポイントが MNTR に加算される。役員+従業員持株会については、分布に偏りが見られたため、持分比率が 0%なら 0 ポイント、~5%なら 0.5 ポイント、~20%なら 1 ポイント、~33.3%なら 0.5 ポイント、それ以上なら 0 ポイントを MNTR に加算している¹⁰⁷。

MNTR は 0~4 の値をとり、MNTR=4 の時に株主によるモニタリングは最も強力となる。

5.3.3.3 買収の脅威

買収の脅威の程度については、株主総会において事前警告型買収防衛策、またはライツプランの導入が確認された企業を 0 と置き、その他の企業を 1 と置くダミー変数 TO を用いて表す¹⁰⁸。

5.3.3.4 その他のガバナンス変数

その他のガバナンス変数(OTHER)に分類される変数には、ストックオプション、経営者交代の柔軟性、無限定適正意見の回数、ウェブサイトの充実度の 4 つがある。まず、ストックオプションが採用されていれば 1 ポイントが、採用されていなければ 0 ポイントが OTHER に加算される。次に経営者交代の柔軟性については、日経 NEEDS-Cges の定義に従い、(a)代表者就任が 1 年以内の企業なら 1 ポイント、(b)就任が 1~4 年以内かつトービンの $Q \geq 1$ なら 0.5 ポイント、(c)就任が 1~4 年以内かつトービンの $Q < 1$ なら 0.25 ポイント、(d)就任が 4 年以上前かつ ROA(3 年平均) ≥ 0 なら 0.75 ポイント、(e)就任が 4 年以上前かつ ROA(3 年平均) < 0 なら 0 ポイントが、OTHER に加算される。また、過去 3 年間の無限定適正意見の回数に応じて、無限定適正意見が 3 回なら 1 ポイント、2 回なら 0.66 ポイント、1 回なら 0.33 ポイント、0 回なら 0 ポイントを OTHER に加算する。4 つめのウェブサイトの充実度については、日興アイアールが作成した評点データに応じて、上位 33%なら 1 ポイント、中位 33%なら 0.5 ポイント、下位 33%なら 0 ポイントを OTHER に加算している。

5.3.4 余剰資金ダミーの定義

本章の分析の特徴のひとつとして、余剰資金の多寡で企業をグループ分けしていることが挙げられるが、その判別には成長性と内部資金という 2 種類の変数を用いている。

¹⁰⁷ 役員+従業員持株会とガバナンスの関係は、上に凸の 2 次関数形を描くと考えられたため、当初は企業数が均等になるように 5 分割する予定だったが、7 割の企業が 5%未満の範囲に含まれており、やむを得ず今回のような方法で企業を分割した。5%や 20%という基準については、5%が大量保有報告書の提出義務が発生する比率、20%は持分法が適用される比率、33.3%は特別決議を否決可能となる比率ということから設定している。

¹⁰⁸ Gompers, Ishii and Metrick[2003]が用いる G-Index では取締役の期差選任制や特別決議の採用なども買収防衛策の一種として取り扱っているが、資料版商事法務から得られたデータを見る限り、それらの変更を行った企業はほとんど存在しないため、今回の分析では無視している。

まず成長性については、総資産成長率(dA/A)の過去 3 年分の平均値について、全体をメディアンで 2 等分し、高成長企業群・低成長企業群にグループ分けした。また内部資金については、現預金比率(CASH)の過去 3 年分の平均値を用いて、成長性と同様に、高内部資金企業群・低内部資金企業群に 2 等分している。成長性と内部資金について過去 3 年分の値を用いているのは、本章では余剰資金は過去のフリーキャッシュフローの積み重ねで生じた持続的な性質をもつものとして捉えているためである。

そして、これらのグループ分けに従い、企業を成長性の多寡や内部資金の多寡が異なる 4 つのグループに分けたうえで、その中で”高成長性かつ低内部資金企業”に分類される企業を低余剰資金企業群(L_FCF ダミー=1)、“低成長性かつ高内部資金企業”に分類される企業を高余剰資金企業群(H_FCF ダミー=1)とそれぞれ置いている。それ以外の企業群については中余剰資金企業群と定義し、分析を行った。

5.3.5 コントロール変数

コントロール変数には、企業の収益性の代理変数としての ROA(営業利益/総資産)、規模の代理変数としての ASSET(総資産の対数値)、資本構成の違いによる影響をコントロールするための DEBT(有利子負債/資本総額)、企業の利益のボラティリティをコントロールする代理変数としての RISK(過去 5 年分の営業利益の変動係数)を用いている。なお、RISK をコントロール変数に加えたのは、Jagannathan, Stephens and Weisbach[2000]を始めとする収益安定性仮説の中で、キャッシュフローのボラティリティがペイアウト手法の選択に影響を与えるという報告がなされていたためである。

また、本章ではパネル分析を行わずに、全てのサンプルをプールした分析を行っているが、会計年度や産業属性の違いによる影響を取り除くために、年度ダミーと産業ダミーを全ての回帰式に組み込んでいる。産業ダミーについては日経業種中分類に基づき作成している。また、各変数の詳細な定義については、表 5-2 を参照されたい。

5.3.6 モデルの定式化と予想される符号

本章では総還元額や自社株買い金額が負の値をとる企業については金額を 0 と見なしている。ゆえに通常最小二乗法ではなく、TOBIT モデルによる回帰分析を採用している¹⁰⁹。

本章では、G-INDEX がペイアウト政策に与える影響が、余剰資金の多寡により、どのように変化してくるのかを検証するために、GOV や BRD、MNTR などの G-INDEX の単独項の他に、G-INDEX と L_FCF および H_FCF ダミーとの交差項を追加した回帰式を用いて分析を行っている。

本章で使用する回帰式は以下のように定式化される。

¹⁰⁹ 被説明変数が負の値をとらないようなモデルの場合、通常最小二乗法による推定量にはバイアスがあることが知られている。

$$\begin{aligned}
\text{被説明変数 } i = & \alpha + \beta_1 \cdot \text{G-INDEX}_i + \beta_2 \cdot \text{L_FCF} \cdot \text{G-INDEX}_i \\
& + \beta_3 \cdot \text{H_FCF} \cdot \text{G-INDEX}_i + \text{コントロール変数} \\
& + \text{産業} \cdot \text{年度ダミー} + u_{i,t}
\end{aligned} \tag{1}$$

表 5-2 変数の定義

変数名	説明
DIV	配当総額/資本合計
REP	自社株買い金額/資本合計
TOTAL	総還元額/資本合計
DIV/TOTAL	配当総額/総還元額
GOV	BRD+MNTR+TO+OTHER。Max14
BRD	取締役会人数(規模調整)+独立の社外取締役の有無+執行役員・委員会設置会社+常務相当人数(規模調整)+相談役・顧問の有無。Max5。取締役人数(規模調整)が全企業の上位33%→+0、中位33%→+0.5、下位33%→+1(取締役人数はln(総資産)で標準化)。独立の社外取締役が存在すれば+1、存在しなければ+0(独立の社外取締役:(1)銀行(2)支配会社(3)関係会社(4)主要取引銀行(5)支配会社への職務経験を持たず、他社で社長級の役職に就かず、相互派遣でもない社外取締役)。執行役員制導入企業もしくは委員会設置会社であれば+1、それ以外は+0。常務相当人数(規模調整)が全企業の上位33%→+0、中位33%→+0.5、下位33%→+1(常務相当人数はln(総資産)で標準化)。相談役もしくは顧問が存在すれば+0、存在しなければ+1。
MNTR	機関投資家+小株主+持合株主+役員・従業員持株会。Max4。機関投資家持分比率が全企業の上位33%→+1、中位33%→+0.5、下位33%→+0(機関投資家:外国人+信託勘定株式+生保特別勘定株式)。小株主持分比率が全企業の上位33%→+0、中位33%→+0.5、下位33%→+1(小株主:持分が50単元未満の株主)。持分比率が全企業の上位33%→+0、中位33%→+0.5、下位33%→+1(持合株主:相互保有関係にある国内会社)。役員+従業員持株会持分比率が0%→+0、~5%→+0.5、~20%→+1、~33.3%→+0.5、それ以上→+0。
TO	事前警告型買収防衛策もしくはライツプランを導入していれば0、それ以外は1をとるダミー変数
OTHER	ストックオプション+経営者交代の柔軟性+無限定適正意見+ウェブサイトの充実度。Max4。ストックオプション制度が採用されていれば+1、そうでなければ+0。経営者交代の柔軟性は、日経NEEDS-Cgesの定義に従い、代表者就任が1年以内なら+1。就任が1~4年以内の場合、トービンのQ≥1なら+0.5、トービンのQ<1なら+0.25。就任が4年以上の場合、ROA(3年平均)≥0なら+0.75、ROA(3年平均)<0なら+0。過去3年間の無限定適正意見の回数が3回なら+1、2回なら+0.66、1回なら+0.33、0回なら+0。ウェブサイトの充実度(日興アイアール調べ)が上位33%→+1、中位33%→+0.5、下位33%→+0。
dA/A	(期末総資産-期首総資産)/期首総資産
CASH	期首時点の(現預金+有価証券)/総資産
ROA	営業利益/総資産
ASSET	総資産の対数値
DEBT	有利子負債/資本合計
RISK	過去5年分の営業利益の変動係数
TOBINQ	(時価総額+負債合計)/総資産

次に、それぞれの仮説で予想される符号について説明する。まず、修正 Substitute モデルでは、コーポレート・ガバナンスが強化されるとペイアウト金額が減るとされているため、G-INDEX(β_1)は負の値をとることが予想される。また修正 Substitute モデルでは、余剰資金が多い企業ほどガバナンスとの負の相関が弱まる一方、余剰資金が少ない企業の場合は逆にペイアウトとガバナンスとの負の相関が強まることと予想されていたため、L_FCF*G-INDEX(β_2)の値は有意に負、H_FCF*G-INDEX(β_3)の値は有意に正の値をとることが予想される。最終的に、負の相関は($\beta_1 + \beta_3$) < β_1 < ($\beta_1 + \beta_2$)の順に強くなることと予想される¹¹⁰。また、ガバナンスとの相関関係は柔軟性が高い自社株買いでははっきりとみ

¹¹⁰ L_FCF*G-INDEX の係数(β_2)を見るだけでは、低余剰資金企業におけるガバナンスの変化がペイアウト金額に与える影響が、中余剰資金企業のそれと比べて差があるのか否か

られる一方、硬直性が強い配当ではあまり見られないことも予想されている。

次に、修正 Substitute モデルにおけるペイアウト手法の選択については、ガバナンスの強化によるペイアウト金額の減少は、主に柔軟性の高い自社株買いの減額を通じて実現され、硬直性の高い配当額はさほど変化しないという予想から、DIV/TOTAL に対して G-INDEX(β_1)は有意に正の値をとることが予想されている。また、この関係は余剰資金が少ない企業ほど強まる一方、余剰資金が多い企業では弱まることが予想されていたため、この正の相関は $(\beta_1 + \beta_3) < \beta_1 < (\beta_1 + \beta_2)$ の順に強くなることも予想されている(図 5-3 を参照)。

表5-3 それぞれの仮説において予想される符号
パネル(A) ペイアウト金額との関係

	修正Substituteモデル	修正Outcomeモデル
G-INDEX	負	正
L_FCF*G-INDEX	負	負
H_FCF*G-INDEX	正	正
$\beta_1 + \beta_2$	大きく負	小さく正
$\beta_1 + \beta_3$	小さく負	大きく正

パネル(B) 総還元に占める配当の割合との関係

	修正Substituteモデル	修正Outcomeモデル
G-INDEX	正	負
L_FCF*G-INDEX	正	正
H_FCF*G-INDEX	負	負
$\beta_1 + \beta_2$	大きく正	小さく負
$\beta_1 + \beta_3$	小さく正	大きく負

次に、修正 Outcome モデルでは、コーポレート・ガバナンスとペイアウト金額の間に正の相関が想定されているが($\beta_1 > 0$)、その正の相関は余剰資金が少ない企業では弱く($\beta_2 < 0$)、余剰資金が多い企業では強まる($\beta_3 > 0$)ことが予想されている。最終的に、この正の相関関係は $(\beta_1 + \beta_2) < \beta_1 < (\beta_1 + \beta_3)$ の順に強くなることが予想される。また、この正の関係は柔軟性が高い自社株買いではっきりとみられる一方、硬直性が強い配当ではあまり見られないことが予想されている。

また、ペイアウト手法の選択については、ガバナンスの強化によるペイアウト金額の増加は、主に柔軟性の高い自社株買いの増額を通じて実現され、硬直性の高い配当はさほど変化しないという予想から、DIV/TOTAL に対して G-INDEX(β_1)は有意に負の値をとることが予想されている。また、この負の関係は余剰資金が少ない企業ほど弱まる一方、余剰資金が多い企業では強まることが予想されている。

を検証するのみであり、低余剰資金企業においてガバナンスと総還元額が負の相関を持つか否かを検証するためには $\beta_1 + \beta_2$ を見る必要がある。なお、係数の合計値が有意か非有意かについては、Wald 検定により検定している。以降の分析も同様。

5.4 分析結果

5.4.1 基本統計量と相関係数

表 5-4 には本章で用いる変数の基本統計量を載せている。dA/A、CASH、ROA、DEBT、RISK については、平均値 $\pm 3\sigma$ 以上の値を異常値としてカットしている。また、REP や TOTAL が 0 未満の企業については 0 と置き換え、DIV/TOTAL が 0 未満の企業については DIV/TOTAL=0 と、DIV/TOTAL が 100 以上の値をとる企業については DIV/TOTAL=100 とそれぞれ置き換えている。

また、表 5-5 は各変数の単相関を表した表である。表 5-5 では、多重共線性の存在が疑われるほどに変数間の相関が高い組み合わせは見られなかった¹¹¹。また、本章で使用している G-INDEX の性質について、GOV と収益性(ROA)や企業価値(TOBINQ)との相関を確認してみると、それぞれ 0.320 と 0.242 とそれなりに高い相関を示している。Gompers, Ishii and Metrick[2003]では、ガバナンスが機能している企業では収益性や企業価値が高いことが報告されており、本章で使用している G-INDEX の妥当性がある程度は確認されたといえる。

表5-4 基本統計量

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Min	Max
DIV	3219	1.968	1.798	1.283	0.000	14.686
REP	3219	0.977	0.024	3.145	0.000	67.438
TOTAL	3219	2.903	2.054	3.596	0.000	73.910
DIV/TOTAL	3079	80.426	98.196	30.093	0.000	100.000
GOV	3165	6.702	6.580	1.890	1.660	12.580
BRD	3173	2.690	2.500	1.065	0.000	5.000
MNTR	3173	2.132	2.000	0.847	0.500	4.000
TO	3165	0.821	1.000	0.383	0.000	1.000
OTHER	3173	1.876	1.830	0.852	0.000	4.000
dA/A	3193	-0.618	-0.482	10.382	-42.334	45.887
CASH	3168	12.164	10.075	8.626	0.023	45.022
ROA	3176	5.222	4.623	4.488	-10.582	21.386
ASSET	3219	11.766	11.525	1.433	8.054	17.299
DEBT	3162	63.274	35.175	76.134	0.000	414.510
RISK	3217	0.658	0.321	1.909	0.017	47.169
TOBINQ	3200	1.049	0.972	0.339	0.255	3.233

(注)dA/A、CASH、ROA、DEBT、RISK、TOBINQについては、平均値 $\pm 3\sigma$ 以上の値を異常値としてカット。REPやTOTALが0未満の企業については0と置き換え、DIV/TOTALが0未満の企業についてはDIV/TOTAL=0、DIV/TOTALが100以上の値をとる企業についてはDIV/TOTAL=100とそれぞれ置き換えている。

¹¹¹ なお G-INDEX を構成する変数について、取締役人数や機関投資家持分比率などの相関を直接調べたところ、取締役人数と常務相当人数(0.576)、取締役と執行役員・委員会設置会社(-0.352)、機関投資家と小株主(0.480)、機関投資家とウェブサイト充実度(0.476)の4つのパターンでやや高い相関が見られた。ただし、これらの変数のうちの片方を除いた分析を行っても、得られた結果に違いは見られなかった。

表5-5 相関係数

	DIV	REP	TOTAL	DIV/ TOTAL	GOV	BRD	MNTR	TO	OTHER	dA/A	CASH	ROA	ASSET	DEBT	RISK
REP	0.160														
TOTAL	0.492	0.935													
DIV/ TOTAL	0.191	-0.513	-0.392												
GOV	0.214	0.101	0.161	-0.017											
BRD	0.022	0.047	0.048	-0.061	0.557										
MNTR	0.224	0.101	0.165	0.015	0.692	0.089									
TO	-0.040	-0.021	-0.033	0.036	0.187	-0.019	0.034								
OTHER	0.266	0.092	0.171	-0.014	0.680	0.130	0.400	-0.043							
dA/A	0.209	-0.069	0.008	0.218	0.098	-0.006	0.132	0.092	0.018						
CASH	0.151	0.156	0.188	-0.134	0.283	0.102	0.265	0.054	0.186	-0.017					
ROA	0.554	0.134	0.306	0.105	0.320	0.038	0.364	0.031	0.294	0.390	0.243				
ASSET	0.110	0.019	0.056	0.040	0.206	-0.053	0.301	-0.068	0.206	0.049	-0.231	0.024			
DEBT	-0.110	-0.038	-0.071	-0.064	-0.234	-0.058	-0.229	-0.040	-0.199	-0.053	-0.377	-0.312	0.264		
RISK	-0.154	-0.040	-0.089	-0.079	-0.062	0.028	-0.095	0.029	-0.081	-0.134	0.007	-0.218	-0.096	0.050	
TOBINQ	0.457	0.095	0.242	0.038	0.242	0.055	0.235	0.043	0.211	0.377	0.171	0.560	0.144	-0.006	-0.045

5.4.2 コーポレート・ガバナンスがペイアウト政策に与える影響

表 5-6 は、ペイアウト政策(DIV, REP, TOTAL, DIV/TOTAL)にコーポレート・ガバナンスが与える影響を、TOBIT モデルを用いて検証した表である。表 5-6 では G-INDEX に GOV を用いており、列(1)~列(4)は、それぞれ被説明変数に(1)DIV、(2)REP、(3)TOTAL、(4)DIV/TOTAL を用いた場合の分析結果を表している。

まずは、表 5-6 の(1)列で、GOV が配当金額に与える影響について見てみると、GOV(β_1)や $L_FCF*GOV(\beta_2)$ 、 $H_FCF*GOV(\beta_3)$ はいずれも有意な値をとっておらず、 $(\beta_1+\beta_2)$ や $(\beta_1+\beta_3)$ も有意な値となっていない。本章では、減配がもつ強力な株価低下効果のために、配当は硬直的に決定される性質を持ち、そのためガバナンスとの相関が弱いと予想しており、予想と一致する結果が得られたといえる。

次に、表 5-6 の(2)列でコーポレート・ガバナンスが自社株買い金額に与える効果を見てみる。まずは中余剰資金企業について見てみると、GOV は有意な値をとっていなかった。また、 $L_FCF*G-INDEX$ は有意に負の値を、 $H_FCF*G-INDEX$ は有意に正の値をとっており、これらの結果は修正 Substitute モデルや修正 Outcome モデルの予想と一致する結果となっている¹¹²。また、 $(\beta_1+\beta_2)$ は有意に負の値をとり、修正 Substitute モデルの予想と一致する結果が得られた一方、 $(\beta_1+\beta_3)$ は有意に正の値をとり、こちらは修正 Outcome モデルと一致する結果となっている。

これらの結果は、余剰資金の多寡に応じて、修正 Substitute モデルと修正 Outcome モデルが並立して成り立っている可能性を示唆している。もともと、修正 Substitute モデルは余剰資金が多い企業では当てはまりが悪くなると予想している一方、修正 Outcome モデルについても、余剰資金が少ない企業では当てはまりが悪くなると予想していたため、このような結果が得られたとしても不思議ではない。また、余剰資金が中程度の企業群(GOV)で有意な結果が得られなかったのも、両モデルの効果が混在していたためと考えれば納得

¹¹² 表 5-3 でも示したとおり、 $L_FCF*G-INDEX$ と $H_FCF*G-INDEX$ に関する予想は両モデルで共通している。

のいく結果である。

表5-6 ペイアウト政策とコーポレート・ガバナンス

	(1)DIV	(2)REP	(3)TOTAL	(4)DIV/TOTAL
GOV	0.007 (0.610)	-0.053 (-1.420)	0.046 (1.360)	0.308 (0.680)
L_FCF*GOV	0.011 (1.560)	-0.043 ** (-1.940)	-0.027 (-1.340)	0.919 *** (3.420)
H_FCF*GOV	0.004 (0.590)	0.134 *** (6.230)	0.113 *** (5.750)	-1.987 *** (-7.550)
ROA	0.148 *** (29.670)	0.120 *** (7.510)	0.246 *** (16.870)	0.205 (1.040)
ASSET	0.097 *** (6.250)	0.293 *** (5.800)	0.209 *** (4.580)	-1.008 (-1.620)
DEBT	0.000 (-0.480)	0.000 (0.460)	0.001 (1.170)	-0.081 *** (-6.710)
RISK	-0.026 *** (-2.600)	-0.039 (-1.210)	-0.066 ** (-2.220)	-0.822 ** (-1.908)
定数項	-1.224 * (-2.470)	-4.812 *** (-3.190)	-3.797 *** (-2.680)	145.767 *** (7.860)
$\beta_1 + \beta_2$	0.018	-0.095 **	0.019	1.227 **
$\beta_1 + \beta_3$	0.011	0.081 **	0.159 ***	-1.679 ***
Log-likelihood	-3769	-5820	-6686	-10761
PseudoR ²	0.151	0.016	0.037	0.011
Left-censored	194	658	110	119
Uncensored	2620	2156	2704	2037
Right-censored	0	0	0	548

(注)ペイアウト政策にコーポレート・ガバナンスが与える効果について、交差項を用いて外部資金需要が異なる企業群ごとに分けたうえで、Tobit分析を行った。G-INDEXTにはGOVを用いている。すべての回帰式で年度ダミーおよび産業ダミーを含む。括弧内の数値はt値。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

なお、本章ではガバナンスとの相関は、その硬直性の違いから配当よりも自社株買いのほうが高くなると予想していたが、(1)列および(2)列の結果はこの予想と一致する結果となっており、硬直性の違いに関する両モデルの予想も支持されたといえる。

次に、表 5-6 の(3)列で、総還元額にコーポレート・ガバナンスが与える効果について見てみると、GOV(β_1)はここでも有意な値とはなっていない一方、L_FCF*G-INDEXTは非有意ながらも負の値を、H_FCF*G-INDEXTは有意に正の値をとっている。また、($\beta_1 + \beta_2$)は有意な値をとっておらず、両モデルの予測とは一致しない結果が得られた一方、($\beta_1 + \beta_3$)は有意に正の値をとっており、修正 Outcome モデルの予測と一致する結果が得られている。

最後に、表 5-6 の(4)列でペイアウト手法の選択とコーポレート・ガバナンスの関係について見てみる。まず、L_FCF*GOV(β_2)は有意に正の値を、H_FCF*GOV(β_3)は有意に負の値をとり、修正 Substitute モデルや修正 Outcome モデルの予想と一致した結果が得られている。また、GOV(β_1)は、有意な値ではないものの、($\beta_1 + \beta_2$)は有意に正の値を、($\beta_1 + \beta_3$)は有意に負の値をとっている。($\beta_1 + \beta_2$)の符号については、修正 Substitute モデルの

予測と、 $(\beta_1 + \beta_3)$ については修正 Outcome モデルの予測とそれぞれ一致する結果であり、(4)列の結果は、(2)列と同様に、余剰資金の多寡に応じて修正 Substitute モデルと修正 Outcome モデルという別のモデルが並立的に成り立つ可能性を示唆している。また、 β_1 が有意な値をとらないことも、この可能性を支持する結果といえる。

なお、 $(\beta_1 + \beta_2)$ と $(\beta_1 + \beta_3)$ の符号については、本当にそれぞれのモデルで予想していたメカニズムによって、これらの結果が生まれたのか否かを確認する必要がある。例えば、修正 Substitute モデルでは、ガバナンスが強化されるほど、企業はペイアウト金額を減らすと、その際に、硬直的な配当はあまり変化せず、柔軟性の高い自社株買いを減らすことでペイアウト金額を調整し、結果的に総還元にあたる配当の割合は高まるという関係が予想されていた。この関係が成り立っているか否かについては、表 5-6 の(1)列と(2)列の $(\beta_1 + \beta_2)$ を見ることで確認でき、高余剰資金企業では、配当とガバナンスは無相関である一方、自社株買いとガバナンスは有意に負の相関を持つことが明らかになっており、修正 Substitute モデルで予想している通りのメカニズムにより、ペイアウト手法の選択についてもモデルの予想通りの結果が得られたことが確認された。

また、同様に $(\beta_1 + \beta_3)$ についても、修正 Outcome モデルで予想されている通りのメカニズムによって、 $(\beta_1 + \beta_3)$ が有意に負の値となったことが、(1)列と(2)列の $(\beta_1 + \beta_3)$ を比べることで確認できる。

表 5-6 の結果をまとめると、被説明変数に REP や DIV/TOTAL を用いた分析からは、余剰資金が少ない企業では修正 Substitute モデルが成り立つ一方、余剰資金が多い企業では修正 Outcome モデルが成り立つという結果が得られた。この結果は、余剰資金の多寡に応じて、コーポレート・ガバナンスとペイアウト政策の関係が異なるという本章の予想を、ある意味では支持する結果であると言える¹¹³。また、被説明変数に TOTAL を用いた分析についても、余剰資金が多い企業では、総還元額とコーポレート・ガバナンスとの間に正の相関が見られる一方、余剰資金が少ない企業については有意な関係は見られず、余剰資金の多寡で両者の相関が異なるという意味では、こちらも一応は予想通りの結果が得られている。また、配当額に関する分析では、予想通り、ガバナンスとの間に有意な相関関係が見られなかった。

5.4.3 頑強性テスト

表 5-6 では、コーポレート・ガバナンスを取締役会や株主構成、買収の脅威などの面から多角的に評価した指標を用いた分析を行っていたが、本節では、コーポレート・ガバナンスをそれぞれの構成要素に分解した場合でも同様の効果が得られるのか否かを見ることで、本章の分析の頑強性をテストしている。表 5-7 から表 5-10 までは、それぞれ G-INDEX として取締役会の効率性(BRD)や株主によるモニタリング(MNTR)、買収の脅威(TO)、その他

¹¹³ 本来は、それぞれのモデルの中で、余剰資金の多寡によりガバナンスとペイアウト政策の関係が異なってくるという関係を想定していた。

のガバナンス変数(O_{OTHER})を用いた場合の表となっている。

それぞれの表を見ると、まず表 5-7 と表 5-8、表 5-10 については、いくつかの係数の有意水準が若干異なること以外は、基本的に表 5-6 と同じ結果となっており、分析の頑強性が確認された。

また、G-INDEXとして買収の脅威(TO)を用いた表 5-9 を見てみると、他の表とは異なり、TO(β_1)がすべての列で有意な値となっている。本章では買収の脅威を、企業が買収防衛策を導入しているか否かのみで判別しているが、特に自社株買いに関する研究でよく見られるように、ペイアウト政策自体が買収の脅威を低下させる効果を持つことが指摘されており、そういった理由から、他の指標とは異なる結果が生じた可能性が考えられる。ゆえに、本来であれば、買収の脅威にペイアウト政策が与える効果も考慮した分析を行うべきであると考え、それについては今後の課題としたい¹¹⁴。

表5-7 ペイアウト政策と取締役会の効率性

	(1)DIV	(2)REP	(3)TOTAL	(4)DIV/TOTAL
BRD	-0.006 (-0.320)	-0.001 (-0.010)	0.019 (0.360)	-0.708 (-1.000)
L_FCF*BRD	0.028 * (1.690)	-0.114 ** (-2.160)	-0.064 (-1.330)	2.415 *** (3.760)
H_FCF*BRD	-0.004 (-0.240)	0.256 *** (5.030)	0.213 *** (4.560)	-4.638 *** (-7.440)
ROA	0.148 *** (30.450)	0.114 *** (7.300)	0.248 *** (17.430)	0.222 (1.160)
ASSET	0.100 *** (6.830)	0.275 *** (5.770)	0.232 *** (5.370)	-0.977 * (-1.670)
DEBT	0.000 (-0.780)	0.000 (0.430)	0.001 (0.610)	-0.081 *** (-6.860)
RISK	-0.026 ** (-2.580)	-0.041 (-1.290)	-0.067 ** (-2.250)	-0.778 * (-1.880)
定数項	-0.474 (-1.110)	-6.425 *** (-4.040)	-3.160 ** (-2.520)	151.762 *** (8.170)
$\beta_1 + \beta_2$	0.022	-0.115 *	-0.045	1.707 **
$\beta_1 + \beta_3$	-0.010	0.255 ***	0.232 ***	-5.346 ***
Log-likelihood	-3771	-5831	-6699	-10767
PseudoR ²	0.151	0.015	0.035	0.011
Left-censored	194	658	110	119
Uncensored	2620	2156	2704	2037
Right-censored	0	0	0	548

(注)ペイアウト政策にコーポレート・ガバナンスが与える効果について、交差項を用いて外部資金需要が異なる企業群ごとに分け、Tobit分析を行った。G-INDEXにはBRDを用いている。すべての回帰式で年度ダミーおよび産業ダミーを含む。括弧内の数値はt値。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

114 同様に取締役会や株主構成などについても、ペイアウト政策から何らかの影響を受けている可能性は考えられる。

表5-8 ペイアウト政策と株主によるモニタリング

	(1)DIV	(2)REP	(3)TOTAL	(4)DIV/TOTAL
MNTR	-0.039 (-1.4)	-0.011 (-0.13)	0.121 (1.49)	1.179 (1.07)
L_FCF*MNTR	0.030 (1.48)	-0.092 (-1.4)	-0.066 (-1.09)	2.187 *** (2.71)
H_FCF*MNTR	0.029 (1.42)	0.414 *** (6.36)	0.369 *** (6.18)	-5.327 *** (-6.64)
ROA	0.151 *** (29.76)	0.114 *** (6.99)	0.243 *** (16.41)	0.226 (1.12)
ASSET	0.109 *** (6.69)	0.253 *** (4.78)	0.183 *** (3.83)	-0.924 (-1.41)
DEBT	0.000 (-0.67)	0.001 (0.75)	0.001 (1.4)	-0.077 *** (-6.35)
RISK	-0.026 ** (-2.58)	-0.037 (-1.16)	-0.063 ** (-2.11)	-0.839 ** (-2.02)
定数項	-1.295 *** (-2.6)	-4.543 *** (-3.01)	-3.420 ** (-2.42)	144.316 *** (7.69)
$\beta_1 + \beta_2$	-0.009	-0.103	0.055	3.366 ***
$\beta_1 + \beta_3$	-0.010	0.403 ***	0.489 ***	-4.148 ***
Log-likelihood	-3771	-5824	-6687	-10780
PseudoR ²	0.151	0.016	0.037	0.010
Left-censored	194	658	110	119
Uncensored	2620	2156	2704	2037
Right-censored	0	0	0	548

(注)ペイアウト政策にコーポレート・ガバナンスが与える効果について、交差項を用いて外部資金需要が異なる企業群ごとに分けたうえで、Tobit分析を行った。G-INDEXにはMNTRを用いている。すべての回帰式で年度ダミーおよび産業ダミーを含む。括弧内の数値はt値。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

表5-9 ペイアウト政策と買収の脅威

	(1)DIV	(2)REP	(3)TOTAL	(4)DIV/TOTAL
TO	-0.096 * (-1.85)	-0.500 *** (-3.01)	-0.448 *** (-2.92)	4.884 ** (2.4)
L_FCF*TO	0.074 (1.46)	-0.221 (-1.36)	-0.157 (-1.06)	6.137 *** (3.09)
H_FCF*TO	-0.014 (-0.27)	0.764 *** (4.56)	0.639 *** (4.17)	-13.391 *** (-6.49)
ROA	0.148 *** (30.55)	0.111 *** (7.12)	0.247 *** (17.33)	0.274 (1.43)
ASSET	0.100 *** (6.81)	0.253 *** (5.33)	0.218 *** (5.03)	-0.689 (-1.18)
DEBT	0.000 (-0.74)	0.000 (0.04)	0.000 (0.31)	-0.074 *** (-6.27)
RISK	-0.026 ** (-2.54)	-0.037 (-1.16)	-0.063 ** (-2.12)	-0.838 ** (-2.01)
定数項	-0.410 (-0.97)	-5.514 *** (-3.44)	-2.267 * (-1.82)	85.572 *** (4.27)
$\beta_1 + \beta_2$	-0.023	-0.721 ***	-0.605 ***	11.021 ***
$\beta_1 + \beta_3$	-0.110 *	0.264	0.191	-8.507 ***
Log-likelihood	-3768	-5829	-6695	-10768
PseudoR ²	0.151	0.014	0.035	0.010
Left-censored	194	658	110	119
Uncensored	2620	2156	2704	2037
Right-censored	0	0	0	548

(注)ペイアウト政策にコーポレート・ガバナンスが与える効果について、交差項を用いて外部資金需要が異なる企業群ごとに分けたうえで、Tobit分析を行った。G-INDEXにはTOを用いている。すべての回帰式で年度ダミーおよび産業ダミーを含む。括弧内の数値はt値。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

表5-10 ペイアウト政策とその他のガバナンス変数

	(1)DIV	(2)REP	(3)TOTAL	(4)DIV/TOTAL
OTHER	0.087 *** (3.38)	-0.199 ** (-2.37)	0.108 (1.42)	1.262 (1.23)
L_FCF*OTHER	0.019 (0.82)	-0.124 * (-1.66)	-0.094 (-1.38)	2.619 *** (2.87)
H_FCF*OTHER	0.019 (0.84)	0.439 *** (6.08)	0.376 *** (5.73)	-6.223 *** (-7.02)
ROA	0.145 *** (29.21)	0.121 *** (7.54)	0.243 *** (16.69)	0.243 (1.23)
ASSET	0.086 *** (5.56)	0.303 *** (6.04)	0.207 *** (4.58)	-1.042 * (-1.69)
DEBT	0.000 (0.22)	0.000 (0.17)	0.001 (1.14)	-0.076 *** (-6.35)
RISK	-0.026 ** (-2.58)	-0.038 (-1.19)	-0.064 ** (-2.14)	-0.837 ** (-2.01)
定数項	-1.217 ** (-2.46)	-4.848 *** (-3.2)	-3.685 *** (-2.6)	144.699 *** (7.71)
$\beta_1 + \beta_2$	0.106 ***	-0.323 ***	0.015	3.881 ***
$\beta_1 + \beta_3$	0.106 ***	0.240 ***	0.484 ***	-4.962 ***
Log-likelihood	-3765	-5825	-6689	-10777
PseudoR ²	0.153	0.016	0.037	0.011
Left-censored	194	658	110	119
Uncensored	2620	2156	2704	2037
Right-censored	0	0	0	548

(注)ペイアウト政策にコーポレート・ガバナンスが与える効果について、交差項を用いて外部資金需要が異なる企業群ごとに分けたうえで、Tobit分析を行った。G-INDEXにはOTHERを用いている。すべての回帰式で年度ダミーおよび産業ダミーを含む。括弧内の数値はt値。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

5.5 結論

本章では、ペイアウト政策にコーポレート・ガバナンスが与える影響について、La Porta et al.[2000]の理論を、さらに発展させる形で分析を行った。La Porta et al.[2000]との違いのひとつとして、余剰資金の多寡に応じて、ペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスの関係が、同じモデルの中でも異なってくると考えたことが挙げられる。また、配当だけでなく自社株買いや総還元も考慮に入れ、それぞれの柔軟性の違いによるコーポレート・ガバナンスとの相関の違いやペイアウト手法の選択に与える効果についての予測を追加した事や、コーポレート・ガバナンスを取締役会や株主構成、買収の脅威といった複数の要素から多角的に評価した点なども改良点として挙げられる。

以下では本章で得られた検証結果をまとめる。まず、配当額とコーポレート・ガバナンスの関係については、余剰資金の多寡に関わらず有意な関係は確認されなかったが、これは配当の硬直性の高さから、ガバナンスとの相関は弱くなるという予想と一致した結果である。

また、自社株買いとコーポレート・ガバナンスの関係については、低余剰資金企業では修正 Substitute モデルの予想通りに負の相関が見られる一方、高余剰資金企業では修正 Outcome モデルの予想どおりに正の相関が見られた。これらの結果は、余剰資金の多寡に応じて 2 つのモデルが並列的に成り立っているという可能性を示唆しているといえる。ま

た、余剰資金が中程度の企業では有意な値が得られなかったことも、この可能性を補強する結果となっている。なお、総還元額とペイアウト政策の関係については、高余剰資金企業ではペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスの間に強い正の相関が見られ、修正 Outcome モデルの予想と一致する結果が得られた一方、低余剰資金企業群や中余剰資金企業群については有意な結果が得られていない。

最後に、ペイアウト手法の選択とコーポレート・ガバナンスの関係を、総還元額に占める配当の割合の変化を見ることで検証した。その結果、低余剰資金企業では、ガバナンスが強化されるほど、配当額はさほど変化せずに自社株買い金額が減る結果、総還元額に占める配当の割合も高まる一方、高余剰資金企業では、ガバナンスが強化されるほど自社株買い金額のみが増加する結果、総還元額に占める配当の割合が低下するという結果が得られ、ここでも余剰資金の多寡に応じて修正 Substitute モデルと修正 Outcome モデルが別々に成り立っていることを示す結果が得られている。

本章で得られた結論を踏まえて、本章の貢献について改めて考えると、ペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスの関係に関するこれまでの先行研究では、ガバナンスとペイアウト金額の間に正の相関を見出す研究がある一方、両者の間に負の相関を見出す先行研究も存在し、これまで統一的な見解は得られていなかった。しかしながら、本章で示した通り、コーポレート・ガバナンスがペイアウト政策に与える影響が、余剰資金の多寡により変わってくるということであれば、先行研究で相反する結果が報告されていたことの説明がつく。ゆえに、本章で得られた結果は、ペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスの関係性に関して新たな可能性を提示するものであるといえる。

最後に、今後の研究課題についていくつか触れておく。本章では、ガバナンス強度が変化すると企業のペイアウト政策が、正もしくは負の影響を受けると述べているが、そもそも取締役会や株主構成といったガバナンス要因は、短期的に変化するものではない。本来であれば10年以上のデータを用いて長期的なガバナンス強度の変化とペイアウト政策の関係性を検証するべきであるが、今回はデータの都合上、3年間という短期的な分析となってしまっている。

2つめに、本章では、コーポレート・ガバナンスと余剰資金がペイアウト政策に与える影響を分析したが、これとは逆に、ペイアウト政策がコーポレート・ガバナンスに与える影響というものも十分に考えられる。例えば、自社株買いの実施は、自社の株式に対する評価が相対的に低い株主から株式を買い取るため、将来、買収に必要なコストを引き上げる効果を持つことが知られている。ゆえに、ガバナンスがペイアウト政策に与える影響だけではなく、ペイアウト政策がガバナンスに与える影響についても考慮に入れた分析を行う必要があるだろう。

また、3つめの改善点として、本研究で使用した G-INDEX には、その定義の仕方などに恣意的な部分が残っており、本章でも G-INDEX と ROA やトービンの Q の相関を見ることで、最小限の確認は行っているものの、その妥当性や経済的意味について、さらなる検

証が必要と思われる。

第6章：我が国における配当政策の情報内容 - 将来利益反応係数を用いた検証 -

6.1 はじめに

配当の情報内容仮説は、Miller and Modigliani[1961]で初めて述べられた仮説であり、ここから発展した配当のシグナリング効果と共に、配当政策に関する代表的な仮説のひとつとなっている。配当の情報内容仮説では、配当変化と将来利益水準は正の関係にあることや、増配後には株価が上昇することが予想されているが、特に、配当と将来利益の関係に関する実証研究の結果は、必ずしも配当の情報内容仮説を肯定するものばかりではなく、いまだ議論が続いている。

近年の我が国の配当政策の現状を見てみると、業績連動型の配当政策の導入や、企業内に蓄積された余剰資金の還元を求める株主からの要求の増大といった現象が見られ、我が国の企業が実施する配当政策は将来の利益というよりも現在や過去の利益と強く結びついている印象を受ける。一方で、我が国の経営者や機関投資家に対する最近のアンケート調査では、彼らが増配は将来利益増加に関する経営者の自信を表していると考えていることが明らかとなっている¹¹⁵。

このように配当の情報内容仮説に関する我が国の現状と当事者の意識には相違が見られ、過去の先行研究の結果や我が国における現状を踏まえると、配当の情報内容仮説を検証する必要性は高いと思われる。ゆえに、本章では我が国における配当の情報内容仮説の妥当性について検証を行った。

検証の際には、当期の年次リターンに織り込まれる将来利益情報の割合(将来利益反応係数)に注目し、将来利益反応係数が配当政策によって左右されるのか否かを検証している。これまでの研究では、配当政策と株価、あるいは配当政策と将来利益といった二者間の関係に注目した研究がほとんどであったが、この手法を用いることで配当政策と株価、将来利益の三者間での関係を検証することが可能となる。

本章で注目する将来利益反応係数は、Collins et al.[1994]が初めて取り上げた概念である。以前より、当期利益に関する情報が株価に影響する程度を調べる研究が行われていたが、Collins et al.[1994]において、将来利益もまた当期の年次リターン(=株価)を説明する情報のひとつであることが示された。その後、Lundholm and Myers[2002]および Gelb and Zarowin[2002]により、将来利益反応係数の値はすべての企業で同じではなく、企業が将来利益に関する情報を開示することで、将来利益反応係数の値も変化することが明らかにされた。

もし、配当の情報内容仮説が予想しているように、配当政策には投資家がまだ知らない

¹¹⁵花枝・芹田[2008]、芹田・花枝・佐々木[2010]など。

将来利益に対する情報が含まれ、かつ、投資家もそう認識しているならば、Lundholm and Myers[2002] や Gelb and Zarowin[2002]で見られたように、配当政策も将来利益反応係数に影響することが予想される。

本章に先立ち、Hanlon, Myers and Shevlin[2007]や Hussainey and Walker[2009]では、企業が当期に配当を実施したか否かに注目し、企業の有配情報が将来利益反応係数に与える効果を検証している。しかし、本章では有配情報ではなく、企業の配当金額の増減に注目した分析を行った。これは、同じ有配企業でも配当金額を維持した企業もいれば、増配した企業や減配した企業も存在し、このような違いを無視して、単に有配企業か無配企業かで配当政策がもたらす情報効果を検証するのは、配当の情報内容の検証としては不十分であると考えたからであり、この点に本章の貢献がある。

また、配当政策が将来利益反応係数に与える効果は、企業の情報の非対称性の程度や株主の将来予想利益の大きさでも変わることが予想されるため、それぞれの大小で企業をグループ分けし、係数の大小を比較している点も貢献のひとつである。

本章では、将来利益反応係数を用いた検証を行う前に、先行研究でも意見が分かっていた、増減配と将来利益の関係について、平均値やメディアンとの差の検定による分析を行った。その結果、増配企業ではその後の利益水準や利益の持続性が高まる一方、減配企業ではその後の利益水準が低下することが明らかとなっている。

次に、将来利益反応係数に増配が与える効果について検証を行ったところ、増配情報は将来利益反応係数に有意に影響し、増配情報には将来利益に関する情報が含まれていると株主が認識していることを発見した。また、増配情報が将来利益反応係数に与える効果は情報の非対称性が大きい企業ほど大きいことも判明し、企業の内部情報が得にくい企業ほど、株主は配当に含まれる情報を重視していることも明らかとなった。さらに、株主が予想する将来利益変化がゼロに近い企業ほど増配が将来利益反応係数に与える効果も大きくなることも判明している。これは、将来の増減益が不確実な企業では、増配情報が将来利益の増加を保証する効果を持つために、将来利益反応係数に与える効果も大きくなったためであると推測される。

一方で、減配情報が将来利益反応係数に与える効果については、有意な効果はほとんど確認されていない。本章では、減配回避的な傾向を持つ経営者が減配を決断する頃には、他の情報源から将来利益に関する悲観的な情報が十分に得られているために、減配がもたらす追加的情報は少なく、将来利益反応係数に与える効果もほとんどないと予想していた。本章の結果は、この予想を裏付けるものであり、配当の実施の有無ではなく、増減配の情報内容を検証した本章の意義を十分に示している結果であると言える。

本章の構成は以下のとおりである。まず第 6.2 節で仮説の設定を行った後、第 6.3 節でリサーチ・デザインを説明し、第 6.4 節で実証結果の報告、第 6.5 節が本章のまとめとなっている。

6.2 仮説の設定

企業には経営者や従業員などの内部者と株主や債権者などの外部投資家が存在し、外部投資家から提供された資金を経営者が有益な投資機会につぎ込み、獲得した利益の一部が外部者に還元されるという経済活動が行われている。日々の企業活動に携わっている経営者に比べると、外部投資家は企業に関する情報入手の機会が限られているため(情報の非対称性)、彼らは日々の企業活動の変化から企業に関する情報を得ようとするインセンティブを持っている。

このように内部者と外部者の間に情報の非対称性が存在する状況下では、投資家は配当政策を通じて企業の将来利益に関する情報を得ている可能性が Miller and Modigliani [1961]や Battacharya[1979]らによって示されている。将来利益に関するどのような情報が配当政策に含まれているのかについては、将来利益の水準や持続性など諸説が存在するが、いずれにせよ配当政策が将来利益に関する何らかのシグナルとなると株主が認識しているならば、配当政策の変化は、株主の将来利益に対する期待の変化を通じて、株価に対して影響を及ぼすことが予想される。

なお、株主が企業の実施した配当政策から将来利益に関する情報を受け取っているか否かを検証した先行研究には、配当政策と株価の関連を直接的に検証した論文が多いが、両者を関連付ける仮説はひとつではない。例えば、配当の情報内容仮説では、増配は株価の上昇をもたらすことが予想されているが、Jensen[1986]らのフリーキャッシュフロー仮説でも、同様の関係を説明することが可能であり、実証分析の際には配当の情報内容仮説以外の仮説の効果を排除する必要がある。

配当の情報内容仮説の観点から配当政策と株価の関連を検証しようと思えば、配当政策と将来利益、株価の三者間での関係を見る必要があり、ゆえに、本章では、当期の株式リターンに含まれる将来利益情報の割合(将来利益反応係数)に、配当変化が与える効果を検証することで、配当の情報内容仮説に関する検証を行っている。

今回の検証で注目した将来利益反応係数について説明すると、当期の株式リターンに期待将来利益がどれだけ反映されているかを表した係数が将来利益反応係数であり、株主が期待将来利益を正確に予測できるほど、株式リターンに織り込まれる期待将来利益情報の割合も増加し、将来利益反応係数は高まるとされている。株主による期待将来利益の予測可能性については、Lundholm and Myers[2002]と Gelb and Zarowin[2002]において、企業が将来利益に関する情報を開示すればするほど、期待将来利益の予測可能性が増加するという関係が報告されており、配当の情報内容仮説が予想するように、配当政策にも将来利益に関する情報が含まれているとすれば、配当政策は将来利益反応係数に有意な影響を及ぼすことが予想される。

Hanlon, Myers and Shevlin[2007]や Hussainey and Walker[2009]といった先行研究では、将来利益反応係数に配当の実施の有無が与える影響について分析を行い、有配企業では無配企業に比べて将来利益反応係数が有意に高まるという結果を得ていたが、本章では、

先行研究の検証を一步進め、配当の実施の有無ではなく増配と減配が将来利益反応係数に与える効果について考察している。

配当の実施の有無ではなく増減配に注目した理由としては、同じ有配企業でも、配当金額を前年より増やした企業もあれば維持した企業、減らした企業も存在し、それぞれの配当政策に含まれている将来利益に関する情報内容も当然異なってくるのが予想されるためである。また、我が国の現状を見た場合、アメリカとは異なり常に 9 割近くの企業が配当を実施しており、有配・無配の違いのみで将来利益に関する情報内容効果を検証することは不適切と思われることも理由のひとつとして挙げられる。

配当の情報内容仮説に従えば、経営者が前期よりも多額の配当を実施した場合、外部の投資家は、その情報を経営者の将来利益に対する何らかの自信の表れであると解釈する。増配に含まれている将来利益情報については諸説が存在するが、Bhattacharya[1979]や Miller and Rock[1985]、John and Williams[1985]が指摘するように増配が将来利益の増加を意味する場合でも、あるいは Skinner and Soltes[2010]や Guay and Harford[2000]が述べているように、増配の実施が企業利益の持続性の高まりやリスクの低下を意味しているのだとしても、将来利益に関する何らかの追加的情報が増配に含まれていれば、増配情報を受け取ることで、株主は期待将来利益の予測可能性を高めることができる¹¹⁶。ゆえに、増配は将来利益反応係数を有意に高める効果を持つことが予想される。

一方、減配が将来利益反応係数に与える効果については、有意な効果は見られないと予想している。なぜなら、多くの先行研究によって、減配による株価の下落を恐れる経営者はできるだけ減配を避けるという傾向を持つことが指摘されており¹¹⁷、経営者が減配を発表せざるを得ないほどに追い込まれた時点では、既に配当政策以外の情報源から将来利益水準が低下するという情報を株主が十分に受け取っていると考えられるためである。この場合、減配には将来利益の減少に関する追加的情報が含まれなくなるため、期待将来利益に与える効果も小さくなることが予想される¹¹⁸。

これまでの考察から以下の 2 つの仮説が導き出される。

仮説 1：増配は将来利益反応係数を高める効果を持つ。

仮説 2：減配は将来利益反応係数に有意な効果を与えない。

また、配当政策に含まれる情報内容については内部者と外部者間の情報の非対称性の程度が大きい企業ほど、その情報内容も増えることが予想されるため、その点についても仮説を設定し、分析を行っている。なお、減配の情報内容に関しては仮説 2 において、将

¹¹⁶ なお、第 6.4.1 節で後述するように、我が国で増配を実施した企業については、その後の利益水準や持続性が共に高まることが確認されている。

¹¹⁷ Lintner[1956]、Brav et al.[2005]を参照。

¹¹⁸ なお、仮に減配も将来利益水準の低下に関する追加的情報を持つと仮定した場合には、将来利益反応係数を高める効果が期待される。

来利益反応係数に影響しないと予想していたが、情報の非対称性の程度が大きい企業であれば、減配以外の情報源から得られる情報も小さくなるため、そのような企業では減配が将来利益に関する追加的情報を持つ可能性は十分にありうると考えられ、以下の 2 つの仮説が新たに導き出される。

仮説 3：増配は、特に情報の非対称性の程度が大きい企業において、将来利益反応係数を高める効果を持つ。

仮説 4：減配は、特に情報の非対称性の程度が大きい企業において、将来利益反応係数を高める効果を持つ。

また、株主が他の情報源を利用して予想した将来利益変化率の大小によっても配当政策の情報内容は異なることが予想される。例えば、増益が予想される企業同士でも、既に多額の増益が予想されている企業であれば、増配情報がなくとも将来利益の増加はほぼ確実なため、増配がもたらす追加的情報は小さいと予想される。一方、次期の予想増益率がゼロに近い企業では、将来利益の増加には不確かな部分が存在するため、増配が発表されることは将来利益の増加を追加的に保証する効果を持つ。ゆえに、増配情報の効果は、特に将来利益の増加率が高い企業では小さくなることが予想される。また、減配情報についても同様に、多額の減益が予想される企業では減配がなくとも将来の悲観的予想は頑健なため、減配情報に含まれる情報が小さくなる一方で、減益率がゼロに近い企業では、減配に含まれる追加情報が比較的大きくなることが予想される。以上の論理から増配、減配のそれぞれについて仮説 5、仮説 6 を設定した。

仮説 5：増配は、特に将来利益の増加率がゼロに近い企業において、将来利益反応係数を高める効果を持つ。

仮説 6：減配は、特に将来利益の減少率がゼロに近い企業において、将来利益反応係数を高める効果を持つ。

6.3 リサーチ・デザイン

6.3.1 サンプルデータ

本章の分析で対象としている企業は、2010年3月時点で株式を公開している企業のうち2001年3月期以降のデータが得られた3月期決算企業(金融を除く)である。なお、途中で決算月や会計基準の変更があった企業は除き、さらに期間中に一貫して単体決算書類もしくは連結決算書類を報告し続けた企業に限定している。

対象年度は、リーマンショックの影響を除く必要性和データ上の制約から、2002~2005年度の4年間を対象とし、最終的なサンプル数は1668社×4年=6672サンプル(異常値処

理前)となった¹¹⁹。

なお、データの入手先については、財務データについては日本経済新聞デジタルメディアの総合経済データバンク【NEEDS】の FinancialQUEST から、企業の設立年度については【NEEDS】の Cges からデータを入手している。

6.3.2 モデルの定式化

本章では Collins et al.[1994]および Lundholm and Myers[2002]のモデルをもとに、配当政策の変更が年次株式リターンに含まれる将来利益情報の割合(将来利益反応係数)に与える効果を検証している。

Collins et al.[1994]が使用したモデルでは、現在利益の予想外の変化と今期に生じた期待将来利益の修正が当期の株式リターンに影響することを想定しているが、定式化の際には毎年の利益がランダムウォークすることを暗黙的に仮定している。この仮定を外すことで、より一般化したモデルに改良したのが Lundholm and Myers[2002]であり、本章でも Lundholm and Myers[2002]のモデルを使用している(以降、LM モデルと呼称)。

LM モデルは以下の式で表される。

$$R_t = a + b_1 * E_{t-1} + b_2 * E_t + b_3 * E_{t3} + b_4 * R_{t3} + u_t \quad (1)$$

ここで、 R_t は t 期の年次株式リターンを表し、 E_{t-1} 、 E_t はそれぞれ $t-1$ 期の利益と t 期の利益を表す。また、 E_{t3} 、 R_{t3} はそれぞれ $t+1$ 期～ $t+3$ 期までの実現利益の合計値と株式リターンの合計値である¹²⁰。LM モデルでは、 E_{t-1} 、 E_t が現在利益の予想外の変化を、 E_{t3} が期待将来利益の修正部分を表し、 R_{t3} は t 期時点では予想できていなかった将来利益の変化部分を表す。本章の主な関心である将来利益反応係数の効果を検証する際には b_3 の値を見ることになる。

本章では、配当政策が将来利益反応係数に与える効果を検証するために、LM モデルに配当政策に関するダミーを加えた以下の 2 種類の式で回帰を行った。(2)式が増配の情報内容、(3)式が減配の情報内容に関する回帰式である。

$$R_t = a + b_1 * E_{t-1} + b_2 * E_t + b_3 * E_{t3} + b_4 * R_{t3} + b_5 * IncDIV + b_6 * E_{t-1} * IncDIV + b_7 * E_t * IncDIV + b_8 * E_{t3} * IncDIV + b_9 * R_{t3} * IncDIV + u_t \quad (2)$$

¹¹⁹ 2006 年度以降の分析では、後述の X_{t3} 、 R_{t3} に 2009 年 3 月期以降のデータが含まれてしまうため、2005 年までに限定されている。

¹²⁰ $t+3$ 期までの将来利益しか考慮していない理由として、Lundholm and Myers[2002]は Collins et al.[1994]の実証では $t+4$ 以降の利益は現在の株式リターンには有意な効果を持っていなかったことを挙げている。ゆえに、本章でも $t+3$ までの期間に限定して分析を行っている。

$$R_t = a + b_1 * E_{t-1} + b_2 * E_t + b_3 * E_{t3} + b_4 * R_{t3} + b_5 * DecDIV + b_6 * E_{t-1} * DecDIV + b_7 * E_t * DecDIV + b_8 * E_{t3} * DecDIV + b_9 * R_{t3} * DecDIV + u_t \quad (3)$$

本章で使用する変数の定義について説明をする。R_tには企業情報が株価に反映されるまでのタイムラグを考慮して、決算月の9か月前から3か月後までの年次のBuy and Holdリターンを使用している。R_{t3}については、決算期後の3年間の株式リターンの合計値を用いるが、R_tと同様のタイムラグを考慮し、決算月の+3~+39までのBuy and Holdリターンを使用している。また、E_tについては、t期末の経常利益をt期の9か月前の時価総額で標準化した値を用いた。E_{t-1}、E_{t3}についても、それぞれt-1期の経常利益およびt+1~t+3年までの経常利益合計をt期の9か月前の時価総額で標準化した値を用いている。また、IncDIVは増配ダミーを、DecDIVは減配ダミーをそれぞれ表しており、増配・減配の判断は前期からの配当総額の変化を用いている。

分析の際には、初めに全企業を対象に仮説1、仮説2の検証を行った後で、情報の非対称性の程度(仮説3、仮説4)や株主の期待将来利益増減率の大小(仮説5、仮説6)で企業群をグループ分けした回帰を行い、それぞれの係数を比較している¹²¹。なお、回帰手法はWhiteによる不均一分散の修正を行った最小二乗法を用いている。回帰後、VIFにより多重共線性の問題が発生しているか否かを検定し、問題が見られた場合は、相関が高く、重要性も低い項を取り除くという形で多重共線性の問題を解消している。

6.3.3 記述統計量

表6-1と表6-2はそれぞれ、本章で使用する各変数の記述統計量と単相関を示した表である。表6-2を見ても分かる通り、E_{t-1}、E_t、E_{t3}は高い相関を持っており、利益のランダムウォーク仮定を外したLMモデルを用いることが適切であることがわかる。なお、各変数については平均値±3σの範囲外にある値を異常値として除いている。

表6-1 基本統計量

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Min	Max
R _t	6566	0.137	0.073	0.375	-0.817	1.669
E _{t-1}	6545	0.098	0.093	0.095	-0.274	0.456
E _t	6509	0.108	0.101	0.096	-0.244	0.450
E _{t3}	6507	0.451	0.390	0.365	-0.974	1.831
R _{t3}	6530	0.609	0.417	0.829	-0.905	3.943
IncDIV	6672	0.364	0.000	0.481	0.000	1.000
DecDIV	6672	0.289	0.000	0.453	0.000	1.000
INSIDE	6668	33.637	32.157	18.693	0.890	92.280
FRGN	6668	6.442	2.340	9.079	0.000	98.402
ASSET	6672	268670	44313	1105829	302	24300000
OLD	6672	30.252	34.000	18.191	1.000	56.000
dE _{t+1}	6514	2.545	1.545	7.720	-33.731	39.383
RISK	6652	0.818	0.253	3.067	0.001	64.305

¹²¹ 交差項を設けることで、1本の回帰式で情報の非対称性や期待将来利益率の大小が異なる2つのグループの間に有意な差があるか否かを検証することもできたが、深刻な多重共線性が発生したため、本章ではグループごとの回帰を採用している。

表6-2 相関係数

	R_t	E_{t-1}	E_t	E_{t3}	R_{t3}	IncDIV	DecDIV	INSIDE	FRGN	ASSET	OLD	dE_{t+1}
E_{t-1}	0.050											
E_t	0.392	0.560										
E_{t3}	0.365	0.347	0.593									
R_{t3}	-0.131	0.070	0.021	0.361								
IncDIV	0.214	0.007	0.235	0.137	-0.140							
DecDIV	-0.189	0.015	-0.192	-0.112	0.069	-0.482						
INSIDE	0.024	0.128	0.121	0.065	-0.008	-0.049	-0.122					
FRGN	0.004	-0.090	-0.064	-0.064	-0.073	0.226	-0.005	-0.418				
ASSET	-0.051	-0.045	-0.036	-0.014	0.009	0.051	0.031	-0.229	0.293			
OLD	0.045	-0.171	-0.123	-0.023	0.080	-0.053	0.035	-0.404	0.156	0.176		
dE_{t+1}	0.031	-0.126	-0.193	0.315	0.275	-0.078	0.056	-0.022	-0.028	0.014	0.046	
RISK	-0.063	-0.079	-0.155	-0.224	-0.036	-0.088	0.023	0.047	-0.069	-0.032	0.003	-0.093

本章では、情報の非対称性の程度で配当政策が将来利益反応係数に与える効果が異なってくると予想しているため(仮説 3、仮説 4)、情報の非対称性の代理変数として、以下の 4 種類の変数を用意した。

- 内部者持分(INSIDE)：役員持分比率＋その他事業法人持分比率
- 外国人持分(FRGN)：外国法人等保有比率
- 規模(ASSET)：総資産
- 上場年数(OLD)：決算年度－上場年度

それぞれの変数について説明すると、まず、内部者は企業の内部情報を多く保有する株主であると考えられるため、内部者が多い企業では情報の非対称性の程度も小さくなることが予想される。内部者持分については役員持分比率とその他事業法人持分比率の合計値を使用しているが、その他事業法人を加えた理由については、相互持合企業や親会社といった、被保有企業と密接な関係にある株主は企業の内部情報も他の株主に比べて多く保有していると思われるためである。次に、外国人は、モニタリングの動機・能力に優れる株主と考えられているが、あくまでも外部者であり、入手可能な情報については他の外部株主と同様に制限されていると予想されるため、外国人が多い企業では情報の非対称性の問題が大きいと仮定を置いた。また、規模については、規模が大きい企業ほど、一般的な知名度やアナリストによるカバー率も高く、企業による情報公開だけでなく新聞やニュースといった他の経路からの情報入手の可能性も増すため、情報の非対称性の程度も小さくなると予想される。最後に、上場年数については、上場年数が長くなるほど企業としても成熟し、将来に対する不確実性が低下する結果、内部者と外部者の情報の非対称性の程度も小さくなることが予想される。情報の非対称性の分析の際には、これら 4 つの変数のそれぞれで全企業を 4 等分し、第 1 分位と第 4 分位のグループで回帰結果を比較している。なお、それぞれの変数の大小と情報の非対称性の関係については表 6-3 にまとめている。

表6-3 情報の非対称性の程度

	非対称性が大きい	非対称性が小さい
内部者持分	少ない	多い
外国人持分	多い	少ない
規模	小さい	大きい
上場年数	短い	長い

また、仮説 5、仮説 6 では株主が予想する将来利益変化率の大小によって配当政策が将来利益反応係数に与える効果が異なってくることを予想しているが、株主の期待将来利益変化率の正確な値は観測不可能なため、その代理変数として、 t 期から $t+1$ 期にかけての経常利益の変化額を t 期末の 9 か月前の時価総額で標準化した数値(dE_{t+1})を用いている。

6.3.4 予想される符号

本章の主な関心は、配当政策が将来利益反応係数に影響を及ぼすのか否かである。そのため、検証の際に注目する主な変数は回帰式で言うところの b_8 のみである。仮説 1 では、増配情報は将来利益の予測可能性を高める効果を持ち、 b_8 は正の値をとることが予想される。一方、仮説 2 では、減配が発表されるころには、株主は他の情報源から将来利益に関する悲観的な情報を十分に受け取っているという予想から、 b_8 は有意な値とはならないことが予想される。

また、配当金額変更の情報内容は、特に情報の非対称性が大きい企業や期待将来利益率変化が小さい企業で、大きな効果を持つことが予想されているため、それらの企業では b_8 が特に大きく正の値をとることが予想される。なお、その他の変数については、先行研究の結果を踏まえると、 b_1 :負、 b_2 :正、 b_3 :正、 b_4 :負となることが予想されるが、残りの変数については、先行研究に倣い、特に係数の予測は行っていない。

6.4 分析結果

本章では、増減配が将来利益反応係数に与える効果を検証することで、配当政策と株価、利益の関係を検証しているが、その検証に入る前の予備的検証として、増減配後の利益変化の特徴を確認する。

6.4.1 増減配後の利益変化

本章では、増減配後には将来利益の水準や持続性に変化が起きることが想定されているが、第 2 章や本章でも述べたとおり、この点については、いまだ多くの議論が続いており、実際に仮説で仮定しているような変化が見られるのか否かを平均値の差やメディアンとの差の検定を用いて確認する必要がある¹²²。

¹²² もし、将来利益の水準や持続性に仮説通りの変化がないにも関わらず、増配や減配が将来利益反応係数に影響を与えていた場合、それは本章の仮説とは別の作用が働いているこ

表 6-4 のパネル(A)では、増配企業・減配企業・配当維持企業のそれぞれについて、配当政策変化前後の利益水準や利益の持続性の平均値を計算し、それらが三者間で有意に異なるのか否かを検証している。(1)列は増配企業と配当維持企業の差を、(2)列、(3)列はそれぞれ減配企業と配当維持企業、増配企業と減配企業の差を検定している。(1)、(3)列によると、 t 期に増配を選択した企業は、その後の利益(E_{t3})が配当維持企業や減配企業よりも有意に高くなっている一方で、減配企業については、減配後に E_{t3} が有意に低下していることが(2)列からわかる。これらの結果は Miller and Modigliani[1961]らの予想とも整合的な結果となっている。また、配当変化後の利益の持続性については、 $t+1$ 期～ $t+3$ 期の経常利益の変動係数(RISK)で検証しているが、増配企業では RISK が有意に高まる傾向が見られた一方で、減配企業については配当維持企業との間に有意な差は見られなかった。この結果は増配企業では利益の持続性が高まることを述べた Skinner and Soltes[2010]らと一致する結果である。また、表 6-4 のパネル(B)はメディアンの差の検定を実施した表であるが、こちらについてもパネル(A)と同様の結果が得られている。

以上のことから、増減配とその後の利益の間には、仮説で予想されている通りの関係が存在することが確認されたため、次節以降では、改めて増減配と将来利益反応係数の関係について検証することにする。

表6-4 パネル(A)

平均の 差の検定	(1)増配－維持		(2)減配－維持		(3)増配－減配	
	差額	p値	差額	p値	差額	p値
E_{t-1}	-0.025	***	-0.024	***	-0.001	
E_t	0.018	***	-0.040	***	0.058	***
E_{t3}	0.063	***	-0.066	***	0.129	***
RISK	-0.411	***	0.056		-0.467	***

表6-4 パネル(B)

メディアン の差の検定	(1)増配－維持		(2)減配－維持		(3)増配－減配	
	差額	p値	差額	p値	差額	p値
E_{t-1}	-0.021	***	-0.021	***	0.000	
E_t	0.011	***	-0.031	***	0.042	***
E_{t3}	0.049	***	-0.050	***	0.099	***
RISK	-0.070	***	0.016		-0.086	***

6.4.2 増減配が将来利益反応係数に与える効果

表 6-5 は、我が国における LM モデルの適合度や、増減配が将来利益反応係数に与える効果の有無を検証した表である。

まずは表 6-5 の(1)列で、そもそも我が国の株主は Collins et al.[1994]らが予想したように、将来利益に関する情報を現在の株価に織り込んでいるのか否かについて LM モデルを用いて検証している。その結果、 E_{t3} の係数は有意に正の値を示しており、Collins et al.[1994]や Lundholm and Myers[2002]などと同様に、我が国の株主も様々な情報をもとに企業の期待将来利益を予測し、それを現在の株価に反映させていることが明らかとなっ

とを意味するため、このような確認を行っている。

た。また、その他の変数についても E_{t-1} 、 R_{t3} は有意に負、 E_t は有意に正の値をそれぞれ示しており、こちらも先行研究と一致する結果が得られている。

次に、表 6-5 の(2)列・(3)列では、増配ダミーと減配ダミーを LM モデルに加え、仮説 1 と仮説 2 の検証を行っている。まず(2)列の増配情報については、 $E_{t3} * DIV$ の係数が有意に正の値をとっており、増配が将来利益に対する何らかの情報を持っているという仮説 1 の予想と一致する結果が得られている¹²³。一方で、(3)列の減配の情報内容については、減配情報と将来利益の交差項が有意な値とはならなかった。これは減配情報が流れる前に既に株主が将来利益に関する情報を十分に得ていたために減配情報が追加的な情報とならなかった可能性を示しており、仮説 2 の予想と一致する結果であると考えられる。なお、 b_1 、 b_3 、 b_4 については、いずれの列でも先行研究と一致する結果が得られている。

表6-5 増減配の情報内容効果

	(1)BASE	(2)IncDIV	(3)DecDIV
E_{t-1}	-0.694 *** (-11.910)	-0.706 *** (-10.710)	-0.777 *** (-10.610)
E_t	0.832 *** (11.770)	0.778 *** (10.930)	0.869 *** (9.300)
E_{t3}	0.366 *** (18.470)	0.297 *** (12.970)	0.369 *** (16.180)
R_{t3}	-0.115 *** (-17.460)	-0.104 *** (-13.810)	-0.118 *** (-14.950)
DIV		-0.059 *** (-3.860)	-0.051 *** (-3.220)
$E_{t-1} * DIV$		0.161 (1.570)	0.372 *** (3.530)
$E_t * DIV$			-0.240 * (-1.850)
$E_{t3} * DIV$		0.190 *** (6.050)	-0.025 (-0.590)
$R_{t3} * DIV$		-0.031 *** (-2.860)	0.013 (1.150)
定数項	-0.041 ** (-2.490)	-0.027 (-1.500)	-0.033 * (-1.920)
Adjusted R ²	0.465	0.473	0.468
サンプル数	6168	6168	6168

(注)括弧内の値はt値。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

6.4.3 情報の非対称性の大小が配当の情報内容に与える効果

次に、情報の非対称性の程度に応じて企業を 4 分割し、情報の非対称性が最も大きい企業と最も小さい企業との間で、配当政策が将来利益反応係数に与える効果に差があるのかを表 6-6・表 6-7 で検証した。まずは表 6-6 で増配情報が将来利益反応係数に与える効果(仮説 3)を見ていく。

¹²³ (2)列では、一部の変数が回帰式から抜けているが、これは先述のとおり多重共線性の問題を避けるためである。以降も同様。

内部者持分比率の違いによる増配情報の効果について(1)列と(2)列を比較すると、内部者持分比率が高い企業では、 $E_{t3} * IncDIV$ の係数が 0.156 で有意な値をとる一方で、内部者持分比率が低い企業でも $E_{t3} * IncDIV$ の係数は 0.227 と有意に正の値をとっていた。内部者持分比率が低い企業ほど情報の非対称性の程度が大きくなると考えられるため、この結果は“増配の実施は、特に情報の非対称性が大きい企業において、将来利益反応係数を高める”という仮説 3 の予想と一致する結果である。次に、外国人持分比率について(3)列と(4)列の結果を比較してみると、共に $E_{t3} * IncDIV$ は有意な値をとっているが、情報の非対称性の程度が大きいと予想される外国人投資家が多い企業のほうが係数の値が大きくなっており、ここでも仮説 3 の予想と一致する結果が得られている。なお、その他の列についても、情報の非対称性が大きいと予想される企業(L_ASSETおよびL_OLD)のほうが $E_{t3} * IncDIV$ の係数は大きな値をとっており、仮説 3 と一致する結果が得られている。

以上のように、増配情報と情報の非対称性が将来利益反応係数に与える効果については、仮説の予想通りの関係がみられ、情報の非対称性の程度が大きい企業では、株主は将来利益に関する貴重な情報源として増配情報を重視していることを示す結果が得られたといえる。

表6-6 情報の非対称性の程度による増配の情報内容の違い

	(1)H_INSIDE	(2)L_INSIDE	(3)H_FRGN	(4)L_FRGN	(5)H_ASSET	(6)L_ASSET	(7)H_OLD	(8)L_OLD
E_{t-1}	-0.719 *** (-5.220)	-0.705 *** (-4.940)	-0.697 *** (-2.970)	-0.566 *** (-6.210)	-0.362 *** (-2.760)	-0.628 *** (-5.420)	-0.785 *** (-4.950)	-0.595 *** (-5.580)
E_t	0.695 *** (5.330)	0.643 *** (4.400)	0.488 ** (2.580)	0.730 *** (7.600)	0.318 ** (2.210)	0.922 *** (7.810)	0.439 *** (2.940)	0.929 *** (8.390)
E_{t3}	0.230 *** (6.010)	0.407 *** (8.040)	0.498 *** (5.540)	0.163 *** (4.890)	0.541 *** (11.600)	0.131 *** (3.400)	0.437 *** (9.170)	0.280 *** (7.420)
R_{t3}	-0.099 *** (-6.420)	-0.139 *** (-9.850)	-0.118 *** (-6.050)	-0.076 *** (-5.560)	-0.125 *** (-9.350)	-0.086 *** (-5.410)	-0.136 *** (-9.250)	-0.094 *** (-6.410)
IncDIV	-0.061 * (-1.870)	-0.122 *** (-4.870)	-0.081 ** (-2.210)	0.004 (0.130)	-0.038 (-1.390)	-0.088 *** (-2.690)	-0.090 *** (-3.110)	-0.051 * (-1.660)
$E_{t-1} * IncDIV$	0.342 * (1.860)	0.628 *** (3.040)	0.476 (1.600)	-0.008 (-0.050)	0.106 (0.430)	0.217 (1.260)	0.501 ** (2.130)	0.036 (0.180)
$E_{t3} * IncDIV$	0.156 *** (2.740)	0.227 *** (3.560)	0.205 ** (2.070)	0.119 ** (2.150)	0.149 ** (2.230)	0.246 *** (4.380)	0.163 *** (2.850)	0.238 *** (4.080)
$R_{t3} * IncDIV$	-0.027 (-1.320)	-0.017 (-0.840)	-0.018 (-0.810)	-0.027 (-1.090)	-0.017 (-0.830)	-0.050 ** (-2.320)	-0.012 (-0.530)	-0.052 *** (-2.730)
定数項	0.039 (1.130)	-0.154 *** (-3.660)	-0.120 ** (-2.580)	0.086 *** (3.180)	-0.165 *** (-4.060)	0.061 * (1.920)	0.144 ** (2.010)	-0.084 *** (-2.860)
Adjusted R ²	0.405	0.547	0.551	0.416	0.590	0.409	0.524	0.497
サンプル数	1494	1598	1613	1454	1591	1465	1444	1622

(注)括弧内の値はt値。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

次に、減配情報が将来利益反応係数に与える影響が情報の非対称性の程度で異なってくるのか否かについて、表 6-7 で分析を行った。

各列で $E_{t3} * DecDIV$ の値を見てみると、(1)~(6)列までは全て非有意な値となっており、情報の非対称性の程度によって減配がもつ情報内容効果に変化するという仮説 4 の予測は

否定されたといえる。また、(7)・(8)列を見ると、(8)列の L_OLD 企業でのみ $E_{t3} * DecDIV$ の係数が有意な値となっていた。L_OLD 企業は、情報の不確実性が高いために情報の非対称性の問題も深刻化していると考えられる企業であり、情報の非対称性の程度が大きい企業では減配が持つ情報内容効果も大きくなり、将来利益反応係数に有意な影響を及ぼすという仮説 4 の予想と、ある意味では一致する結果が得られたといえるが、係数は予想とは逆に負の値をとっており、仮説 4 を支持する結果であるとは言えない。

以上のことから、減配の情報内容が将来利益反応係数に与える効果が情報の非対称性の程度で異なるのか否かという仮説 4 の予想については、全体的にこれを否定する結果が得られたと言える。今回の結果からは、情報の非対称性の程度が大きい企業といえども、減配が発表される頃には既に将来利益に関する情報が他のソースから十分に得られていることが示唆される。

表6-7 情報の非対称性の程度による減配の情報内容の違い

	(1)H_INSIDE	(2)L_INSIDE	(3)H_FRGN	(4)L_FRGN	(5)H_ASSET	(6)L_ASSET	(7)H_OLD	(8)L_OLD
E_{t-1}	-0.744 *** (-5.400)	-0.666 *** (-4.170)	-0.776 *** (-3.940)	-0.584 *** (-5.780)	-0.381 ** (-2.430)	-0.647 *** (-5.270)	-0.720 *** (-4.360)	-0.764 *** (-5.960)
E_t	0.803 *** (5.230)	0.858 *** (4.000)	0.841 *** (3.200)	0.695 *** (5.480)	0.407 ** (1.980)	0.922 *** (6.580)	0.421 ** (2.050)	1.203 *** (8.020)
E_{t3}	0.293 *** (8.340)	0.445 *** (7.750)	0.615 *** (9.010)	0.198 *** (5.830)	0.600 *** (11.840)	0.216 *** (5.600)	0.507 *** (10.170)	0.391 *** (9.810)
R_{t3}	-0.114 *** (-8.020)	-0.141 *** (-8.840)	-0.130 *** (-7.980)	-0.080 *** (-5.120)	-0.136 *** (-9.840)	-0.104 *** (-6.230)	-0.147 *** (-9.360)	-0.131 *** (-9.170)
DecDIV	-0.059 * (-1.710)	-0.073 *** (-2.810)	0.029 (0.610)	-0.077 *** (-3.480)	-0.004 (-0.140)	-0.097 *** (-3.040)	-0.053 ** (-2.070)	0.011 (0.350)
$E_{t-1} * DecDIV$	0.438 * (1.820)	0.476 ** (2.220)	0.490 * (1.740)	0.143 (0.950)	0.002 (0.010)	0.439 ** (2.360)	0.204 (0.690)	0.273 (1.580)
$E_t * DecDIV$	-0.308 (-1.100)	-0.531 ** (-2.090)	-0.677 ** (-2.080)	0.038 (0.220)	-0.026 (-0.100)	-0.328 (-1.410)	0.094 (0.350)	-0.475 ** (-2.340)
$E_{t3} * DecDIV$	-0.009 (-0.110)	0.093 (1.140)	-0.110 (-0.780)	0.011 (0.190)	0.015 (0.190)	-0.003 (-0.050)	-0.044 (-0.540)	-0.115 * (-1.810)
$R_{t3} * DecDIV$	0.000 (0.010)	0.000 (0.000)	0.013 (0.550)	-0.011 (-0.590)	0.008 (0.340)	0.012 (0.510)	0.026 (1.060)	0.061 *** (2.900)
定数項	0.031 (0.990)	-0.164 *** (-4.070)	-0.161 *** (-4.040)	0.109 *** (4.070)	-0.176 *** (-4.490)	0.058 * (1.950)	0.134 * (1.820)	-0.107 *** (-4.080)
Adjusted R ²	0.397	0.537	0.546	0.416	0.585	0.401	0.518	0.491
サンプル数	1494	1598	1613	1454	1591	1465	1444	1622

(注)括弧内の値はt値。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

6.4.4 期待将来利益変化率が配当の情報内容に与える効果

最後に、株主が予想している将来利益の変化率の大小で、増減配が将来利益反応係数に与える効果に違いが出てくるのか否か検証する(仮説 5・仮説 6)。なお、株主が予想している将来利益の変化率は直接的に観測することが不可能なため、ここでは代理変数として t 期から t+1 期にかけての経常利益変化率の実現値(dE_{t+1})を採用し、 dE_{t+1} の大小で全企業を 4 分割後、それぞれのグループにおける $E_{t3} * DIV$ の係数を比較している。

表 6-8 は増配情報が将来利益反応係数に与える効果が dE_{t+1} の大小で異なるのか否かを比

較した表である。(1)列では dE_{t+1} が -0.9% より下の企業を対象としているが、 $E_{t3} * IncDIV$ は非有意な値をとっている。これは、株主が大きな減益を予想している中で、予想に反して増配が実施されたために株主が困惑し、有意な値とならなかった可能性を示唆している。

次に増配による情報内容効果が最も大きくなると予想された、期待将来利益変化率がゼロに近い企業群について、(2)列($-0.9\% \leq dE_{t+1} < 1.5\%$)で見ると、 $E_{t3} * IncDIV$ は 0.294 と有意に正の値をとっている。この値は、将来利益が大きく増加すると予想されている他の企業群((3)列および(4)列)の値よりも大きな値となっており、仮説 5 の予想通り、期待将来利益変化率がゼロに近く、将来利益の増加が不確実な企業では増配情報が将来利益の増額を保証する効果を持つために将来利益反応係数に与える効果も大きくなるという仮説 5 の予想と一致する結果が得られている。

表6-8 株主の期待将来利益変化率が増配の情報内容に与える影響

	(1)下位25%	(2)下位25~50%	(3)上位25~50%	(4)上位25%
E_{t-1}	-0.686 *** (-5.330)	-1.033 *** (-4.650)	-1.127 *** (-6.620)	-0.511 *** (-4.890)
E_t	1.269 *** (9.240)	1.039 *** (3.960)	0.683 ** (2.550)	0.199 (1.420)
E_{t3}	0.068 (1.470)	0.439 *** (5.630)	0.477 *** (5.880)	0.411 *** (8.230)
R_{t3}	-0.060 *** (-4.090)	-0.126 *** (-7.140)	-0.146 *** (-8.830)	-0.117 *** (-8.770)
IncDIV	-0.049 * (-1.740)	-0.097 *** (-3.460)	-0.092 *** (-2.620)	-0.025 (-0.540)
$E_{t-1} * IncDIV$	0.278 (1.260)	0.179 (0.560)	0.450 * (1.920)	-0.031 (-0.170)
$E_{t3} * IncDIV$	0.065 (0.910)	0.294 *** (3.000)	0.163 ** (2.130)	0.183 *** (3.100)
$R_{t3} * IncDIV$	-0.015 (-0.620)	-0.036 (-1.530)	0.000 (-0.020)	-0.045 ** (-2.120)
定数項	-0.054 * (-1.790)	-0.046 (-1.470)	-0.013 (-0.330)	-0.072 (-1.350)
Adjusted R ²	0.373	0.506	0.489	0.540
サンプル数	1547	1599	1564	1402

(注) dE_{t+1} の大小で企業を4等分し、それぞれのグループで回帰を実施。下位25%:
 $dE_{t+1} < -0.9\%$ 、下位25~50%: $-0.9 \leq dE_{t+1} < 1.5\%$ 、上位25~50%: $1.5 \leq dE_{t+1} < 5\%$ 、上位
 25%: $5\% \leq dE_{t+1}$ を意味する。括弧内の値はt値。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、
 5%、10%で有意であることを示す。

次に、表 6-9 で減配情報が将来利益反応係数に与える効果が dE_{t+1} の大小で異なるのか否かを検証している。まず、(1)列の次期以降に大きな減益が予想されている企業群については、 $E_{t3} * IncDIV$ の係数は有意な値とはならなかった。これは、既に減益が確実視されている企業が実施する減配には将来利益に関する追加的情報が含まれず、将来利益反応係数に変化を与えないという仮説 6 の予想と一致する結果である。また、次期以降に増益が予想されているにもかかわらず、減配が実施された場合の情報内容効果について、(3)列と(4)列を見ても、いずれも $E_{t3} * IncDIV$ の係数は有意な値をとっていない。これは、株主の予想とは逆の配当政策が実施されたことにより株主側の反応も乱れたためと推測される。最後に、減配の情報内容効果が最も大きくなると予想されていた、期待将来利益変化率がゼ

ロに近い企業群について(2)列の検証結果を見てみると、 $E_{t3} * IncDIV$ の係数の値は正の値は取るものの、有意な値ではなく、仮説 6 の予想は否定されている。

表6-9 株主の期待将来利益変化率が増配の情報内容に与える影響

	(1)下位25%	(2)下位25~50%	(3)上位25~50%	(4)上位25%
E_{t-1}	-0.675 *** (-5.190)	-0.998 *** (-3.970)	-1.008 *** (-6.100)	-0.597 *** (-5.630)
E_t	1.172 *** (8.340)	1.141 *** (4.140)	0.734 *** (2.810)	0.235 * (1.670)
E_{t3}	0.102 ** (2.250)	0.538 *** (7.000)	0.538 *** (7.020)	0.485 *** (10.670)
R_{t3}	-0.064 *** (-4.280)	-0.146 *** (-9.010)	-0.151 *** (-9.210)	-0.141 *** (-8.700)
DecDIV	-0.094 *** (-3.750)	-0.021 (-0.770)	-0.055 (-1.420)	-0.052 (-1.250)
$E_{t-1} * DecDIV$	0.524 *** (2.670)	-0.007 (-0.020)	-0.058 (-0.230)	0.287 * (1.870)
$E_{t3} * DecDIV$	0.000 (0.000)	0.015 (0.150)	0.043 (0.440)	-0.089 (-1.390)
$R_{t3} * DecDIV$	-0.016 (-0.750)	0.027 (1.130)	0.013 (0.600)	0.031 (1.620)
定数項	-0.052 * (-1.810)	-0.074 *** (-2.660)	-0.032 (-0.830)	-0.053 (-1.050)
Adjusted R ²	0.377	0.496	0.480	0.534
サンプル数	1547	1599	1564	1402

(注) dE_{t+1} の大小で企業を4等分し、それぞれのグループで回帰を実施。下位25%:
 $dE_{t+1} < -0.9\%$ 、下位25~50%: $-0.9 \leq dE_{t+1} < 1.5\%$ 、上位25~50%: $1.5\% \leq dE_{t+1} < 5\%$ 、上位
 25%: $5\% \leq dE_{t+1}$ を意味する。括弧内の値はt値。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、
 5%、10%で有意であることを示す。

6.5 結論

本章では配当政策に含まれる情報内容に注目し、増配・減配といった配当金額の変化が将来利益反応係数に与える効果の検証、及び、その効果が情報の非対称性の程度や株主の利益予想で異なってくるのか否かについて検証を行った。将来利益反応係数を用いた検証を行うことで配当政策の情報内容について、配当政策、将来利益、株価という3種類の変数の関係を考慮しながら検証することが可能となり、配当の情報内容仮説に関する新たな証拠が得られた。

本章の結論をまとめると、株主は企業が実施した増配から将来利益に関する情報を得ていることを示す結果が得られた一方で、減配については、そのような事実を示す証拠は得られなかった。また、配当に含まれる情報内容は、情報の非対称性の程度や株主が予想する将来利益変化によっても異なることが予想されていたが、増配については、この予想を支持する結果が得られた一方で、減配については有意な結果が得られていない。

減配が将来利益に関する情報を株主に提供していることを示す結果が得られなかったことについては、減配回避的な経営者の特徴から、減配が実施される時点では既に将来利益に関する悲観的な情報が十分に市場に伝わっているために、減配が追加的な情報とならなかったことが理由のひとつとして考えられる。また、減配には将来利益の予測可能性を高

める効果や、将来の投資機会に備えるための減配であるなどポジティブな効果がある一方で、将来利益に対する悲観的な予想の確信を強めるというネガティブな効果も含まれており、これらが相殺された結果、有意な効果が見られなかったという可能性も考えられる。

第7章：結論と今後の課題

7.1 本論文の概要と結論

伝統的に我が国企業の株主構成は、銀行による株式保有や一般事業会社との株式相互持合いが中心であった。しかしながら、1990年代の失われた10年を経て、これらの株主による株式保有率は低下し、代わりに外国人を初めとする機関投資家の存在感が増した。また、銀行の経営悪化に伴い、資金調達を多くを株式市場に頼らざるを得なくなったこともあり、株価に対してより一層の注意が向けられ、経営者も株主利益というものを考え始めるようになった。また、我が国企業の多くが成長局面から成熟局面に移行した事で、多額の内部留保を抱えることの経済的意義が失われ、積極的なペイアウト政策の実施が株主から強く求められることとなった結果、ペイアウト政策に対する経営者の意識も変化し、今では、ペイアウト政策は企業経営における重要なテーマのひとつとなっている。

本論文では、以上のような最近の我が国における制度や経済情勢の変化を踏まえたうえで、我が国企業のペイアウト政策の現状および特色に関する新たな知見を得るために、ペイアウト政策に関する様々な理論仮説の実証研究を行った。

第3章では長期にわたる我が国企業のペイアウト政策の傾向を概観したうえで、アメリカ企業との違いについて比較を行っている。まず、我が国における有配企業率の長期的傾向を調べたのち、Fama and French[2001]のデータを基にアメリカの有配企業率との比較を行った。その結果、日本の有配企業率は、概ね80%台を維持している一方、アメリカの有配企業率は1970年代の終わりごろから徐々に減少し、1999年には20.8%にまで低下しているなど、日米の有配企業率には大きな違いが見られることが明らかとなった。そして、日米の有配企業率にこのような違いが生じた理由が、アメリカにおける未配の新興企業や黒字の無配企業の増加や、我が国における赤字でも配当を支払う企業の増加にあることが明らかとなった。

また、我が国の有配企業と無配企業の財務的特徴の違いを調べ、我が国の有配企業は、収益性も成長性も共に高い、大企業であるということが明らかとなった。さらに、アメリカで見られたような、一部の大企業が多額の利益を独占しているために配当の実施金額も一部の企業に集中しているという利益や配当の二極化現象が我が国でも見られるのかについて検証を行い、我が国でも二極化現象が見られることを確認した。また、一般にアメリカ企業のほうが高いと思われている配当性向については、見方によっては日本の配当性向のほうが高くなっている期間が見られるなど、一般的なイメージとは必ずしも一致しない結果を得ている。

第3.6節と第3.7節では近年の制度改革が配当政策に与えた影響について分析を行っており、まず第3.6節では、自社株買いに注目した2つの分析を行っている。1つめは配当との代替性の有無に関する検証である。アメリカでは、配当の代わりに自社株買いを行う企業

が増えたことが有配企業率低下の原因であると主張する研究があるが(Grullon and Michaely[2002]など)、我が国においては、そのような関係は見られず、むしろ配当に積極的な企業ほど自社株買いを行っていることを示す結果が得られている。例えば、配当性向による分析では、自社株買いを実施していない企業よりも自社株買いを実施している企業のほうが、さらに多額の配当を支払っていることが明らかとなっている。また、配当や利益で見られたような二極化現象が自社株買いについても見られるのか否かについて、検証を行ったところ、配当以上に二極化現象が進んでいることが確認されている。一方、第 3.7 節では、連結財務諸表を中心とした財務報告の義務化の影響に焦点をあて、連結決算義務化前後で、連結利益をもとに配当政策を決定する企業が増えてきているか否かを検証したが、その割合に有意な違いが見られたのは一部にとどまっており、はっきりとした結果は得られなかった。

第 3.8 節では、配当の保守性について検証を行った。利益と配当の関係については、減配がもたらす強い株価低下の効果を警戒して、経営者は赤字や減益でも減配を選択せず、また黒字や増益が達成されてもなかなか増配しないという保守的な傾向を持つことが先行研究で指摘されているが、まずは我が国における EPS 変化と DPS 変化の関係を検証することで、そのような保守性が長期的にどう変化してきたのかを検証した。その結果、近年の我が国では利益の増減に関係なく減配を選択する企業が増えていることが明らかになる一方、増配に関する保守的傾向に変化は見られないことが明らかとなった。次に、Lintner[1956]の部分調整モデルによる検証を行い、その結果、利益に対する配当の調整スピードが落ちてきていることや、アメリカと違い、我が国では現在も部分調整モデルの説明力が維持されていることが分かった。

第 4 章では、機関投資家持分比率とペイアウト政策の相互関係および機関投資家が長期的な企業価値の最大化を目的としたペイアウト政策を好んでいるのかという 2 点について経営者と株主のエージェンシー対立の観点から分析を行っている。

近年の我が国では、外国人や投資信託をはじめとする機関投資家による株式保有が増加しており、物言う株主としての彼らの行動は我が国のペイアウト政策に対しても大きな影響を与えていると言われてきた。しかしながら、実際にその効果を検証した論文はないため、両者の関係について、第 4 章では検証を行っている。また、理論的には、機関投資家は優れたモニタリング能力を発揮することで、非効率な経営を防止し、企業価値の最大化を実現させることが期待されているが、一方で機関投資家は短期的な視点に捉われ、長期的な企業価値を犠牲にしているという批判も見かけられ、その点についても、企業が保有する余剰資金の多寡により機関投資家とペイアウト政策の関係が変わるのか否かを調べることで検証している。

分析の際には、ペイアウト金額や機関投資家持分比率の水準だけではなく、それぞれの増減に注目した分析も行っている。分析の結果、機関投資家持分比率はペイアウト金額に対して正の効果を持つことが明らかとなったうえに、機関投資家は余剰資金が多い企業で

は多額のペイアウトを、余剰資金が少ない企業では少額のペイアウトを企業に要求していることも明らかとなり、長期的な企業価値の最大化の観点に即したペイアウト政策を実施させることが明らかとなっている。

これに対し、ペイアウト政策が機関投資家持分比率に与える効果については、有意な結果はほとんど得られず、むしろ収益性や規模、PBR といった要素が機関投資家持分比率に影響を与えていることが明らかとなった。ただし、唯一の例外として、余剰資金が少ない企業がペイアウト金額を増加させると次期の機関投資家持分比率が低下することが明らかとなっている。これは長期的な企業価値最大化の観点からは不適切といえるペイアウト金額の増加は機関投資家を遠ざける効果を持つことを示しており、機関投資家が長期的な企業価値の最大化を目指していることが示唆されている。

さらに、機関投資家持分比率とペイアウト手法の選択については、ペイアウト金額を増やす際には自社株買いの増加ではなく配当の増加を、逆にペイアウト金額を減少させる時には配当の減額ではなく自社株買いの減額を機関投資家は求める傾向が見られ、エージェンシーコスト削減効果が相対的に高い配当を優先したペイアウト政策の実施を企業に対して求めることが判明した。しかし、機関投資家が配当優先型のペイアウト政策を求めるという関係については、余剰資金の多寡による違いは見られていない。

最後に、ペイアウト手法の選択が機関投資家持分比率に与える効果については、余剰資金の多寡に関わらず、全ての企業において有意な関係性は見いだせていない。むしろ、ペイアウト金額が機関投資家持分比率に与える効果を検証した時と同様に、ここでも収益性や PBR といった要素が機関投資家持分比率に有意な影響を与えており、少なくとも余剰資金の多寡とエージェンシーコストの観点からは機関投資家がペイアウト手法の違いをもとに投資先企業を決めていることを示す結果は得られていない。

第 5 章では、近年の我が国で起きたコーポレート・ガバナンスの変化に注目し、コーポレート・ガバナンスとペイアウト政策の関係について検証を行った。なお、検証の際には、La Porta et al.[2000]で提示された、Substitute モデルと Outcome モデルという 2 つのモデルに、企業が抱える余剰資金の多寡や配当と自社株買いの硬直性の違いといった視点を取り入れることで修正を施したモデルを使用して検証を行っている。

La Porta et al.[2000]の Substitute モデルは、経営者の利己的行動を恐れている外部投資家から資金調達を行うためには、経営者自らがペイアウトの実施かガバナンスの強化を行い、自分が利己的な行動を取らない経営者であるという“評判”を打ち立てる必要があるというモデルである。Substitute モデルでは、ペイアウト金額とガバナンスの間には負の相関が導き出されるが、本論文の修正 Substitute モデルでは、その負の相関は、余剰資金が少ないために外部資金調達の可能性が高い企業において特に強くなるという予想を追加している。また、配当は硬直的な性質を持つため、自社株買いと比べるとガバナンスとの負の相関が弱くなるという予想も追加したほか、ガバナンスの強化にともないペイアウト金額が減る際には硬直的な配当はあまり減らずに、自社株買いの減額でペイアウト金額の

減少が達成され、総還元に占める配当の割合はガバナンスと正の相関を持つというペイアウト手法の選択に関する予想も追加している。

La Porta et al.[2000]が設定したもうひとつのモデルである **Outcome** モデルは、経営者による過剰投資を防ぐために、株主はペイアウトの実施を要求するが利己的な経営者に株主の要求を認めさせるためには強力なガバナンスメカニズムを通じて圧力をかける必要があるというモデルである。**Outcome** モデルからは、両者の間に正の相関が導き出されるが、修正 **Outcome** モデルでは、余剰資金が多いために過剰投資問題が起きやすい企業において両者の正の相関が特に強まるという予想を追加している。さらに、ガバナンスとの正の相関は配当よりも自社株買いのほうが強いという予想も追加し、ペイアウト手法の選択についても、ガバナンスの強化に伴いペイアウト金額が増える際には主に柔軟性の高い自社株買いの増加によりペイアウトの増加が達成されるため、総還元に占める配当の割合はガバナンス強度と負の相関を持つという予想を追加している。

また、企業のガバナンスメカニズムの強度を数値化する際に、La Porta et al.[2000]は法律による株主保護の強弱しか考えていなかったが、第 5 章では、取締役会・株主構成・買収の脅威という複数の視点から、ガバナンス強度を多角的に評価しているという点も異なっている。

分析の際には、成長性と内部資金の多寡で企業の余剰資金の量を推定し、余剰資金が多い企業と中くらいの企業、少ない企業の 3 グループに分けたうえで、それぞれの企業群におけるガバナンスとペイアウト政策の相関を検証している。

第 5 章の主な分析結果について述べると、まず配当金額とガバナンスの関係に関する分析では、低余剰資金企業・中余剰資金企業・高余剰資金企業のいずれについてもガバナンスとの間に有意な関係が見られなかったが、これは、配当は硬直性が高いために、ガバナンスが変化しても配当金額はあまり変化しないという予想と一致した結果である。

次に自社株買い金額とガバナンスの関係については、低余剰資金企業では自社株買いとガバナンスの間に強い負の相関が見られ、修正 **Substitute** モデルの予測が成り立つ一方、高余剰資金企業については強い正の相関が見られ、余剰資金の多寡に応じて、異なるモデルが成り立つことが示された。なお、中余剰資金企業についてはガバナンスとの間に有意な関係が見られなかったが、これは修正 **Substitute** モデルで予想される負の相関と修正 **Outcome** モデルで予想される正の相関の効果が混在したためと思われる。

また、総還元額とガバナンスの関係について見てみると、高余剰資金企業については有意に正の相関が見られ、修正 **Outcome** モデルの予想と一致する結果が得られているが、低余剰資金企業や中余剰資金企業では両者の関係が非有意となっている。

最後に、ペイアウト手法の選択とコーポレート・ガバナンスの関係については、低余剰資金企業では、ガバナンスが強化されるほど、自社株買いが有意に減少する一方で、配当金額には有意な変化が見られず、結果的に総還元に占める配当の割合が増加することが示された。この結果は修正 **Substitute** モデルを支持する結果であると言える。一方、高余剰

資金企業では、ガバナンスの強化に応じて、自社株買い金額が有意に増加する一方で、やはり配当金額には有意な変化が見られず、結果的に総還元に占める配当の割合も有意に低下することが見て取れ、修正 Outcome モデルの予想と一致する結果が得られている。

コーポレート・ガバナンスとペイアウト政策の関係が余剰資金に応じて異なるという結果は、コーポレート・ガバナンスとペイアウト政策の間の相関を検証した先行研究には正の相関を見出す研究と負の相関を見出す研究が混在しているという問題に対して、ひとつの答えを提示する結果となっている。

第 4 章と第 5 章では、経営者と株主のエージェンシー対立を前提としたうえで分析を行っているが、第 6 章では、経営者と外部投資家との間に情報の非対称性が存在することを想定したうえで、配当政策には企業の将来利益に関する情報が含まれているという配当の情報内容仮説の検証を行っている。配当の情報内容仮説は、ここから発展した配当のシグナリング効果と共に、配当政策に関する代表的な仮説のひとつであるが、実証研究の結果は必ずしも配当の情報内容仮説を肯定するものばかりではなく、いまだ議論が続いているテーマである。

第 6 章では、これまでの先行研究とは異なる視点から配当の情報内容仮説の検証を行うことで、情報内容仮説に関する新たな証拠を獲得することを目的としており、年次リターンに将来利益情報が織り込まれる割合(将来利益反応係数)に配当政策が与える効果を検証することで考察している。

将来利益反応係数とは、Collins et al.[1994]で提唱された概念であり、将来利益に関する予想が現在株価にどの程度反映されているのかを表す係数となっている。その後、将来利益反応係数は企業が将来利益に関する情報を開示すればするほど高まるという関係がLundholm and Myers[2002]などで明らかとなっており、もしも配当の情報内容仮説で述べられている通り、配当政策に投資家がまだ知らない将来利益に関する情報が含まれているのであれば、配当政策も将来利益反応係数に影響を与えることが予想される。

配当の実施の有無が将来利益反応係数に与える影響を検証した研究は過去にいくつか存在するが、第 6 章では増減配が将来利益反応係数に与える影響に注目しているほか、情報の非対称性の程度や株主の将来予想利益の大きさが配当の情報内容に及ぼす効果についても検証を行っており、それらの点が第 6 章の貢献となっている。

なお、第 6 章では、将来利益反応係数の検証に入る前に、先行研究でも意見が分かれている増減配前後の利益変化について確認を行い、増配後には利益の水準や持続性の高まりがみられることや、減配後には利益水準の低下が見られることなど、配当の情報内容仮説の予想と一致する結果を得ている。

検証の結果、増配情報は将来利益反応係数に有意に影響し、増配情報には将来利益に関する情報が含まれていると株主が認識していることを発見した。また、増配情報が将来利益反応係数に与える効果は、情報の非対称性の程度が大きい企業ほど強くなることも判明し、将来利益に関する情報が得にくい企業ほど、配当政策には将来利益に関する追加的情

報が多く含まれるとともに、株主も配当に含まれる情報を重視していることが明らかとなっている。さらに、株主が予想する将来利益変化がゼロに近い企業ほど増配が将来利益反応係数に与える効果も大きくなることも判明しているが、これは将来の増減益が不確実な企業では、増配情報が将来利益の増加を保証する効果を持つために、将来利益反応係数に与える効果も大きくなったためであると推測される。

増配には将来利益に関する情報が含まれていることが検証から明らかになった一方で、減配情報が将来利益反応係数に与える効果については有意な効果は確認されていない。この結果は、情報の非対称性の程度の違いや株主が予想する将来利益の大きさをコントロールしても同様であり、減配回避的な傾向を持つ経営者が減配を決断する頃には他の情報源から将来利益に関する悲観的な情報が十分に得られているために、減配がもたらす追加的情報は少なく、将来利益反応係数に影響を与えなかったという理由などが考えられる。

最後に、これまでの検証結果を踏まえて、本論文の結論を述べる。

本論文の目的は、我が国企業のペイアウト政策の特徴や決定要因、その経済的意義についての検証を行い、ペイアウト政策に関する新たな証拠を得ることにあつたが、この目的を達成するに足る様々な発見事実が本論文では得られたと考える。

第 3 章では、我が国企業の配当行動のマクロ的傾向を概観すると共に、アメリカ企業のそれとの比較を行うことで、我が国企業とアメリカ企業では配当政策に異なる特徴がいくつも見られることを明らかにし、我が国企業とアメリカ企業では、ペイアウト政策を決定する際に異なるメカニズムが働いていることを示唆する結果が得られている。

また、第 4 章と第 5 章では、機関投資家持分やコーポレート・ガバナンスがペイアウト政策に対して影響を与えることを発見したうえに、その影響は全ての企業で同じというわけではなく企業が抱える余剰資金の有無によっても変化することも明らかにしている。

さらに、第 6 章では、我が国の株主は企業が実施する増配には将来利益に関する追加的情報が含まれているとみなしていることや、企業が抱える情報の非対称性の程度などにより、増配に含まれる追加的情報の量も変化することが示された。

これらの研究成果は、海外も含めたこれまでの先行研究では見逃されていた新たな発見事実であり、今後の我が国企業におけるペイアウト政策の研究にとっても大きな貢献となることが期待される内容となっている。

7.2 残された分析上の課題

最後に、本論文で残された分析上の課題について記述する。まず第 3 章からは、近年の我が国企業では、赤字でも配当をする企業の割合が高まっていることが報告されているが、その理由については不明である。また、我が国では、配当と自社株買いの間に代替関係というよりも、むしろ補完的な関係が見られるが、この理由についても明らかとなっていない。配当と自社株買いの選択については、本論文で注目した配当と自社株買いの硬直性の違いやエージェンシーコスト削減効果の違い以外にも、税率格差による顧客効果や利益の

持続性との関連、将来利益に関するシグナルとしての信頼性の違いなど多くの議論があり、さらなる検証が待たれるテーマである。

さらに、第 4 章や第 5 章では、機関投資家やコーポレート・ガバナンスに注目した分析を行っているが、これらの変数は短期的に大きな変化が起きにくい変数であり、現在はデータを入手できる期間が限定されているものの、ゆくゆくは、より長期間の分析が必要と思われる。また、第 5 章で使用した G-INDEX については、各要素への点数配分の方法などで恣意的な部分を排除しきれていないため、株式リターンや企業価値、収益性と G-INDEX との関連を明らかにするなどの方法で、このインデックスの性質や妥当性がある程度は明らかにする必要があると考えられる。さらに、機関投資家とペイアウト政策の関係を検証する際には、両者が互いに与え合う影響にも考慮した分析を行っていたが、G-INDEX とペイアウト政策の関係を検証する際には、そういった分析は行っておらず、この点についても修正が必要と思われる。

また、第 6 章の配当の情報内容仮説に関する検証についても、自社株買いを考慮に入れた場合の情報内容効果の違いなどに関して改善の余地が見られるほか、減配の情報効果が全く見られなかった理由についても更なる検証や考察が必要と思われる。

最後に、これは本論文に限らないことであるが、今後は日本以外のデータも使用した分析を行いたいと考える。本論文の研究は、すべて我が国企業に限定した分析となっており、そこから得られた我が国限定の発見事実が、無価値とまでは言わないまでも、世界的に見た場合に、どこまでの価値が認められるのだろうかということは、常に頭の中によぎっていた問題である。大学院では、時間の制約を言い訳に、この問題は棚上げにしていたが、多国間データを使用した分析を行うことで、ペイアウト政策に関するより普遍的な事実を発見することは、今後、筆者が研究者として活動していくうえでの最大の課題であり、次なる目標である。

参考文献

- 砂川伸幸・川北英隆・杉浦秀徳 [2008] 『我が国企業のコーポレートファイナンス』 日本経済新聞出版社.
- 砂川伸幸・畠田敬・山口聖 [2006] 「ペイアウトと現金保有」『証券アナリストジャーナル』 44(7), 6-20.
- 石川博行 [2007] 『配当政策の実証分析』 中央経済社.
- 石川博行 [2010] 『株価を動かす配当政策—コーポレーション効果の実証分析—』 中央経済社.
- 入江和彦・野間幹晴 [2008] 「社外役員の独立性と企業価値・業績」『経営財務研究』 28(1), 38-55.
- 上野陽一・馬場直彦 [2005] 「我が国企業による株主還元策の決定要因：配当・自社株消却のインセンティブを巡る実証分析」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』, 2005-04.
- 加賀谷哲之 [2004] 「連結決算中心主義と配当政策」『企業会計』 56(4), 113-121.
- 久保克行・齋藤卓爾 [2009] 「配当政策と経営者持株 - エントレンチメントの観点から - 」『経済研究』 60(1), 47-59.
- 小西大・趙ファンソク [2003] 「自己株式取得に対する株価の反応」『一橋論叢』 130(5), 22-39.
- 佐々木寿記 [2010] 「ペイアウト政策にコーポレート・ガバナンスと外部資金需要が与える影響」ワーキングペーパー.
- 佐々木寿記・花枝英樹 [2010] 「わが国企業の配当行動のマクロ分析」『経営財務研究』 29(1・2), 2-31.
- 鈴木誠・胥鵬 [2000] 「取締役人数と企業経営」『証券アナリストジャーナル』 38(9), 50-65.
- 諏訪部貴嗣 [2006] 「株主価値を向上させる配当政策」『証券アナリストジャーナル』 44(7), 34-47.
- 芹田敏夫・花枝英樹・佐々木隆文 [2010] 「我が国企業のペイアウト政策と株式分割：機関投資家へのサーベイ調査による実証分析」ワーキングペーパー.
- 手嶋宣之 [2004] 『経営者のオーナーシップとコーポレート・ガバナンス』 白桃書房.
- 中野誠 [2006] 「日米企業の利益格差」伊丹敬之編『日米企業の利益率格差』第4章, 有斐閣, 129-157.
- 花枝英樹・榊原茂樹 [2009] 『資本調達・ペイアウト政策』 中央経済社.
- 花枝英樹・佐々木寿記 [2010] 「わが国企業の配当政策-パネルデータによる実証分析-」小西大編『我が国企業の資金調達と利益還元政策』第6章, 東洋経済新報社, 近刊.
- 花枝英樹・芹田敏夫 [2008] 「我が国企業の配当政策・自社株買い—サーベイ・データによる検証—」『現代ファイナンス』 24, 129-160.
- 花枝英樹・芹田敏夫 [2009] 「ペイアウト政策のサーベイ調査：日米比較を中心に」『証券ア

- ナリストジャーナル』47(8), 11-22.
- 堀内昭義・花崎正晴 [2004] 「我が国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』24(1), 1-45.
- 牧田修治 [2005] 「我が国上場企業の自社株買いに関する実証研究-フリーキャッシュフロー仮説の検証-」『現代ファイナンス』17, 63-81.
- 牧田修治 [2006] 「わが国上場企業の配当政策変更の決定要因に関する実証分析」『証券経済研究』54, 85-104.
- 宮川壽夫 [2008] 「我が国企業の配当政策における経営者の自己抑制的行動に関する研究-研究ノート-」『経営財務研究』28(1), 56-75.
- 山口聖 [2007] 「我が国企業における配当と自社株買いの関係」『証券アナリストジャーナル』45(12), 104-113.
- 米澤康博・松浦義昭 [2000] 「我が国のコーポレート・ガバナンスが配当政策に与える効果」, 松浦克己・吉野直行・米澤康博編著『変革期の金融資本市場』日本評論社, 25-49.
- Agrawal, A., and N. Jayaraman [1994] “The Dividend Policies of All-Equity Firms: A Direct Test of the Free Cash Flow Theory,” *Managerial and Decision Economics* 15(2), 139-148.
- Allen, F., A. E. Bernardo, and I. Welch [2000] “A Theory of Dividends Based on Tax Clienteles,” *Journal of Finance* 55(6), 2499-2536.
- Bagnoli, M., and B. I. Lipman [1989] “Stock Repurchase as a Takeover Defense,” *Review of Financial Studies* 2(3), 423-443.
- Bebchuk, L., A. Cohen, and A. Ferrell [2009] “What Matters in Corporate Governance?” *Review of financial Studies* 22(2), 783-827.
- Benartzi, P., R. Michaely, and R. Thaler [1997] “Do Changes in Dividends Signal the Future of the Past?” *Journal of Finance* 52(3), 1007-1034.
- Bhattacharya, S. [1979] “Imperfect Information, Dividend Policy, and ‘The Bird in the Hand’ Fallacy,” *Bell Journal of Economics* 10(1), 259-270.
- Boone, A. L., L. C. Field, J. M. Karpoff, and C. G. Raheja [2007] “The Determinants of Corporate Board Size and Composition: An Empirical Analysis,” *Journal of Financial Economics* 85(1), 66-101.
- Brav, A., J. Graham, C. Harvey, and R. Michaely [2005] “Payout Policy in the 21st Century,” *Journal of Financial Economics* 77(3), 483-527.
- Brennan, M. J., and A. V. Thakor [1990] “Shareholder Preferences and Dividend Policy,” *Journal of Finance* 45(4), 993-1018.
- Bulow, J., and K. Rogoff [1989] “Sovereign Debt: Is to Forgive to Forget?” *American Economic Review* 79(1), 43-50.
- Chae, J., S. Kim, and E. U. Lee [2009] “How Corporate Governance Affects Payout

- Policy under Agency Problems and External Financing Constraints,” *Journal of Banking & Finance* 33(11), 2093-2101
- Coffee, J. C., Jr. [1991] “Liquidity versus Control: The Institutional Investor as a Corporate Monitor” *Columbia Law Review* 91(6), 1277-1368.
- Collins, D., and S. P. Kothari [1989] “An Analysis of Intertemporal and Cross-Sectional Determinants of Earnings Response Coefficients,” *Journal of Accounting and Economics* 11(2-3), 143-181.
- Collins, D. W., S. P. Kothari, J. Shanken, and R. G. Sloan [1994] “Lack of Timeliness and Noise as Explanations for the Low Contemporaneous Return-Earnings Association,” *Journal of Accounting and Economics* 18(3), 289-324.
- Comment, R., and G. W. Schwert [1995] “Poison or Placebo? Evidence on the Deterrence and Wealth Effects of Modern Antitakeover Measures,” *Journal of Financial Economics* 39(1), 3-43.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. Skinner [2004] “Are Dividends Disappearing? Dividend Concentration and the Consolidation of Earnings,” *Journal of Financial Economics* 72(3), 425-456.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and R. Stulz [2006] “Dividend Policy and the Earned/Contributed Capital Mix: A Test of the Life-cycle Theory,” *Journal of Financial Economics* 81(2), 227-254.
- Del Guercio, D. [1996] “The Distorting Effect of the Prudent-Man Laws on Institutional Equity Investments,” *Journal of Financial Economics* 40(1), 31-62.
- Denis, D., and I. Osobov [2008] “Why Do Firms Pay Dividends? International Evidence on the Determinants of Dividend Policy,” *Journal of Financial Economics* 89(1), 62-82.
- Desai, M. A., and L. Jin [2007] “Institutional Tax Clienteles and Payout Policy,” Working Paper.
- Dhaliwal, D., M. Erickson, and R. Trezevant [1999] “A Test of the Theory of Tax Clienteles for Dividend Policies,” *National Tax Journal* 52(2), 179-194.
- Easterbrook, F. H. [1984] “Two Agency-Cost Explanations of Dividends,” *American Economic Review* 74(4), 650-659.
- Fama, E. F., and K. R. French [1992] “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance* 47(2), 427-465.
- Fama, E. F., and K. R. French [2001] “Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay?,” *Journal of Financial Economics* 60(1), 3-43.
- Fama, E., and K. French [2004] “New Lists: Fundamentals and Survival Rates,” *Journal of Financial Economics* 73(2), 229-269.

- Fenn, G. W., and N. Liang [2001] "Corporate Payout Policy and Managerial Stock Incentives," *Journal of Financial Economics* 60(1), 45-72.
- Gaver, J. J., and K. M. Gaver [1993] "Additional Evidence on the Association between the Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies," *Journal of Accounting and Economics* 16(1), 125-160.
- Gelb, D. S., and P. Zarowin [2002] "Corporate Disclosure Policy and the Informativeness of Stock Prices," *Review of Accounting Studies* 7(1), 33-52.
- Gompers, P., J. Ishii, and A. Metrick [2003] "Corporate Governance and Equity Prices," *Quarterly Journal of Economics* 118(1), 107-155.
- Gompers, P. A., and A. Metrick [2001] "Institutional Investors and Equity Prices," *Quarterly Journal of Economics* 116(1), 229-259.
- Gonedes, N. [1978] "Corporate Signaling, External Accounting, and Capital Market Equilibrium: Evidence on Dividends, Income, and Extraordinary Items," *Journal of Accounting Research* 16(1), 26-79.
- Grinstein, Y., and R. Michaely [2005] "Institutional Holdings and Payout Policy," *Journal of Finance* 60(3), 1389-1426.
- Grossman, S., and O. Hart [1980] "Takeover Bids, the Free-Rider Problem, and the Theory of the Corporation," *Bell Journal of Economics* 11(1), 42-54.
- Grullon, G., and R. Michaely [2002] "Dividends, Share Repurchases, and the Substitution Hypothesis," *Journal of Finance*, 57(4), 1649-1684.
- Grullon, G., R. Michaely, and B. Swaminathan [2002] "Are Dividend Changes a Sign of Firm Maturity?," *Journal of Business* 75(3), 387-424.
- Guay, W., and J. Harford [2000] "The Cash-Flow Permanence and Information Content of Dividend Increases versus Repurchases," *Journal of Financial Economics* 57(3), 385-415.
- Gurgler, K. [2003] "Corporate Governance, Dividend Payout Policy, and the Interrelation between Dividends, R&D, and Capital Investment," *Journal of Banking & Finance* 27(7), 1297-1321.
- Hanlon, M., J. Myers, and T. Shevlin [2007] "Are Dividends Informative about Future Earnings?," Working Paper.
- Harford, J., S. A. Mansi, and W. F. Maxwell [2008] "Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the US," *Journal of Financial Economics* 87(3), 535-555.
- Harris, O., and C. Glegg [2009] "Governance Quality and Privately Negotiated Stock Repurchases: Evidence of Agency Conflict," *Journal of Banking and Finance* 33(2), 317-325.
- Hermalin, B. E., and M. S. Weisbach [2003] "Boards of Directors as an Endogenously

- Determined Institution: a Survey of the Economic Literature,” *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* 9(1), 7-26.
- Heron, R. A., and E. Lie [2006] “On the Use of Poison Pills and Defensive Payouts by Takeover Targets,” *Journal of Business* 79(4), 1783-1807.
- Hussainey, K. [2009] “Do Dividends Signal Information about Future Earnings?,” *Applied Economics Letters* 16, 1285-1288.
- Hussainey, K., and M. Walker [2009] “The Effects of Voluntary Disclosure and Dividend Propensity on Prices Leading Earnings,” *Accounting and Business Research* 39(1), 37-55.
- Jagannathan, M., C. P. Stephens, and M. S. Weisbach [2000] “Financial Flexibility and the Choice between Dividends and Stock Repurchases,” *Journal of Financial Economics* 57(3), 355-384.
- Jain, R. [2007] “Institutional and Individual Investor Preferences for Dividends and Share Repurchases,” *Journal of Economics and Business* 59(5), 406-429.
- Jensen, G. R., D. P. Solberg, and T. S. Zorn [1992] “Simultaneous Determination of Insider Ownership, Debt, and Dividend Policies,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27(2), 247-263.
- Jensen, M. C. [1986] “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers,” *American Economic Review* 76(2), 323-329.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling [1976] “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure,” *Journal of Financial Economics* 3(4), 305-360.
- Jiraporn, P., and Y. Ning [2006] “Dividend Policy, Shareholder Rights, and Corporate Governance,” Working Paper.
- John, K., and A. Knyazeva [2008] “Corporate Governance and Payout Commitments,” Working Paper.
- John, K., and J. Williams [1985] “Dividends, Dilution, and Taxes: A Signaling Equilibrium,” *Journal of Finance* 40(4), 1053-1070
- Julio, B., and D. Ikenberry [2004] “Reappearing Dividends,” *Journal of Applied Corporate Finance*, 16(4), 89-100.
- Klein, A., and C. Marquardt [2006] “Fundamentals of Accounting Losses,” *The Accounting Review*, 81(1), 179-206.
- Kothari, S. P. [2001] “Capital Markets Research in Accounting,” *Journal of Accounting and Economics* 31, 105-231.
- Lang, L. H. P., and R. H. Litzenberger [1989] “Dividend Announcements: Cash Flow Signaling vs. Free Cash Flow Hypothesis,” *Journal of Financial Economics* 24(1),

181-192.

- La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny [2000] "Agency Problems and Dividend Policies around the World," *Journal of Finance* 55(1), 1-33.
- Lie, E. [2000] "Excess Funds and Agency Problems: An Empirical Study of Incremental Cash Disbursements". *The Review of Financial Studies* 13(1), 219-248.
- Lie, E. [2005] "Financial Flexibility, Performance, and the Corporate Payout Choice," *Journal of Business* 78(6), 2179-2201.
- Lie, E. [2006] "On the Use of Poison Pills and Defensive Payouts by Takeover Targets," *Journal of Business* 79(6), 1783-1807.
- Lintner, J. [1956] "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes," *American Economic Review* 46(2), 97-113.
- Lipton, M., and J. W. Lorsch [1992] "A Modest Proposal for Improved Corporate Governance," *Business Lawyer* 48(1), 59-77.
- Lundholm, R., and L. A. Myers [2002] "Bringing the Future Forward: The Effect of Disclosure on the Returns-Earnings Relation," *Journal of Accounting Research* 40(3), 809-839.
- Michaely, R., R. H. Thaler, and K. Womack [1995] "Price Reactions to Dividend Initiations and Omissions: Overreaction or Drift?" *Journal of Finance* 50(2), 573-608.
- Miller, M., and K. Rock [1985] "Dividend Policy under Asymmetric Information," *Journal of Finance* 40(4), 1031-1051.
- Miller, M., and F. Modigliani [1961] "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares," *Journal of Business* 34(3), 411-433.
- Myers, S., and N. Majluf [1984] "Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors do not Have," *Journal of Financial Economics* 13(2), 187-221.
- Nissim, D., and A. Ziv [2001] "Dividend Changes and Future Profitability," *Journal of Finance* 56(6), 2111-2133.
- Oded, J. [2008] "Payout Policy, Financial Flexibility, and Agency Costs of Free Cash Flow," Working Paper.
- Officer, M. S. [2007] "Overinvestment, Corporate Governance, and Dividend Initiations," Working Paper.
- Romano, R. [1996] "Corporate Law and Corporate Governance," *Industrial and Corporate Change* 5(2), 277-339.
- Rosenstein, S., and J. G. Wyatt [1990] "Outside Directors, Board Independence, and Shareholder Wealth," *Journal of Financial Economics* 26(2), 175-191.
- Schleicher, T., K. Hussainey, and M. Walker [2007] "Loss Firms' Annual Report

- Narratives and Share Price Anticipation of Earnings,” *British Accounting Review* 39(2), 153-171.
- Shleifer, A., and R. W. Vishny [1986] “Large Shareholders and Corporate Control,” *Journal of Political Economy* 94(3), 461-488.
- Short, H., H. Zhang, and K. Keasy [2002] “The Link between Dividend Policy and Institutional Ownership,” *Journal of Corporate Finance* 8(2), 105-122.
- Skinner, D. [2008] “The Evolving Relation between Earnings, Dividends, and Stock Repurchases,” *Journal of Financial Economics* 87(3), 582-609.
- Skinner, D. J., and E. Soltes [2010] “What do Dividends Tell us about Earnings Quality?” *Review of Accounting Studies*, Forthcoming.
- Strickland, D. [1997] “Determinants of Institutional Ownership : Implications for Dividend Clienteles,” Working Paper.
- Teng, M., and T. Hachiya [2010] “Agency Problems and Stock Repurchases: Evidence from Japan,” Working Paper.
- Truong, T., and R. Heaney [2007] “Largest Shareholder and Dividend Policy around the World,” *Quarterly Review of Economics and Finance* 47(5), 667-687.
- Watts, R. [1973] “The Information Content of Dividends,” *Journal of Business* 46(2), 191-211.
- Yermack, D. [1996] “Higher Market Valuation Companies with a Small Board of Directors,” *Journal of Financial Economics* 40(2), 185-212.
- Yoon, P.S., and L. Starks [1995] “Signaling, Investment Opportunities, and Dividend Announcements,” *Review of Financial Studies* 8(4), 995-1018.

謝辞

本論文を完成させる過程では、実に多くの方々にお世話になりました。この場を借りて、心から謝意を述べさせていただきたいと思います。

まず、花枝英樹中央大学総合政策学部教授(入学当時、一橋大学大学院商学研究科教授)には私が商学部にて在籍していた頃より指導教官を務めていただき、花枝先生が中央大学に移られてからも、本研究の遂行について絶大なるご指導を頂きました。私がペイアウト政策に関心を抱いたきっかけも、花枝先生のアドバイスがあったからこそであり、先生のご指導がなければ、本論文が完成することはなかったでしょう。また、現指導教官である蜂谷豊彦一橋大学大学院商学研究科教授にも、博士3年次の1年間という短い期間でありながら、大変真摯なるご指導を頂くことができました。既に方向性が定まっていた本研究の完成度や貢献度を大きく高めることができたのも、蜂谷先生に多くの議論に辛抱強くお付き合い頂き、大変密度の濃い、有意義な研究生活を送ることができたからに他なりません。お二方には、ここに改めて心からの感謝の意を表したいと思います。

また、本論文の審査委員も務めていただきました中野誠一橋大学大学院商学研究科教授には、一橋大学G-COEプロジェクトを通じて、様々な発表の機会や研究者同士の交流の場を頂くだけでなく、本論文の第3章や第4章、第6章についても大変有意義なアドバイスを頂きました。ここに深く感謝申し上げます。

さらに、花枝先生が主催しておられます企業財務研究会では、花枝ゼミの先輩でもある鈴木健嗣神戸大学経営学部准教授や佐々木隆文東京理科大学経営学部准教授を初めとする、多くの諸先生方にも、有用なご意見を頂き大変お世話になりましたことを、ここに記して感謝申し上げます。

この他にも、研究活動を通じて知り合った諸先生方や匿名のレフェリーの方々など、実に多くの方々のご協力のもとで、本論文を書き上げることができました。この場を借りて、感謝の意を述べさせていただきたいと思います。

最後に、我が道を進み続ける私を遠く秋田の地からいつも温かく見守り続け、心の支えとなってくれた両親、祖父母に最大限の感謝の意を伝えたいと思います。

平成23年1月
佐々木 寿記