



ID	JJF00257
----	----------

論文名	日本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
	The self-constrained behavior of managers in the dividend policies of Japanese firms
著者名	宮川壽夫
	Hisao Miyagawa
ページ	56-75

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第28巻第1号
	Vol.28 / No. 1
発行年月	2008年6月
	Jun. 2008
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

日本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

宮川 壽夫
(筑波大学大学院)

要 旨

本研究の目的は、企業の財務特性に着目し、配当政策の意思決定がどのようなメカニズムによって行われているかをエイジェンシー理論のフレームワークを用いて明らかにすることである。経営者は株主からの信頼を獲得し、株主の監視を緩和することを目的に自己抑制的な行動を採るとの仮説を設定した。その経営者行動は配当政策に現れると考え、2001年から2005年までの東証一部上場企業の配当変化率を従属変数、各財務指標を独立変数とする重回帰分析によるモデル式の推計を行った。その結果、日本企業の配当政策は一定期間を経て財務特性に影響を受けており、その意思決定は本仮説によって説明できることを実証した。

キーワード：配当政策，エイジェンシー理論，フリーキャッシュフロー仮説
経営者自己抑制仮説，重回帰分析

1 はじめに

ここ数年日本企業の配当政策が大きく注目されている¹。その背景には、第一に1990年代のいわゆる“失われた10年”を経て企業収益が回復したこと、第二に、制度改革によって株主還元に対する意思決定が企業側に委ねられるようになったこと（会社法による剰余金分配の取締役会授権など）、第三に株主アクティビズムによって経営者の意識が変化したこと等が挙げられる。いわば株主に還元するための利益が確保され、純投資株主が増加することで経営者の株主重視の姿勢が強まるとともに配当政策に関する経営の自由度も高まっている。この現状が本研究の背景にある。まさに経営者は解任というリスクを負いつつ株主の意向を考慮しながら配当政策の判断を毎年繰り返し迫られているのである。このような環境において日本企業は一体なにを理論的根拠として配当政策という意思決定を行ってきたのであろうか。本研究の目的は、企業の中期的財務特性に着目し、配当政策の意思決定がどのようなメカニ

1 生命保険協会によるアンケート調査「企業価値向上に向けた取り組みについて」（2007年度）によれば、2006年度の決算において上場企業の配当総額は5.3兆円となり過去最高額を記録している。アンケートによれば投資家の91.1%が企業に配当の数値目標を求めているとの結果が出ている。

ズムによって行われているかをエイジェンシー理論のフレームワークを用いて明らかにすることである。

これまで配当政策に関する分析は、エイジェンシー理論を背景として経営者が大きな裁量を持つことが企業価値の毀損に繋がるということを前提に行われてきた。倉澤 (2004) によれば、その認識をもとにどのような飴と鞭が、あるいは支配権の配分ルールが経営者行動を企業価値向上に導くのかという議論が配当政策の分析における共通の問題意識になっている。本研究がエイジェンシー理論に焦点を当てたのは、本邦における近年の規制緩和政策の流れが従来の日本的経営の中で培われてきた株主と経営者の関係に大きな変革をもたらしたことに注目したからである。とりわけ企業の成長資金がメインバンクによって安定的に確保されるという構図から、投資資産からの効用のみに関心を持つ多様な投資家が企業価値に応じて資金を提供するという構図に変化したとすれば、支配権の配分ルールにも大きな影響を与えているはずである。配分ルールの象徴を配当政策と考えると、プリンシパルである資金提供者とエイジェントたる経営者の関係から配当政策を分析することが、日本企業の配当政策に対してより現実的なアプローチができると考えられる。

本研究はエイジェンシー・コストの構成要素に着目し、経営者が株主からの信頼を獲得するために自己抑制的な行動を採ることによって株主からの監視の緩和が期待できるとの仮説を設定した。これを本研究では経営者自己抑制仮説と呼んでいる。そのような経営者の行動が企業の財務特性を通じて配当政策に現れると考えた。

以下、本研究の特徴について述べる。第一に、本研究が分析対象とした 2001 年から 2005 年という期間は日本の資本市場が制度面、実態面ともに極めて大きな変化を経験した時期であり、従来の日本の配当政策の考え方にも大きな意識改革が行われたと考えられる²。後に示すように日本企業の配当政策を実証的に分析した研究は多くの貴重な結論を導き出してきたが、本研究の対象期間以前に行われたものが殆どである³。第二に、これまでの研究は配当性向や増配と減配の変化などを配当政策の分析対象としたものが主流であったが、配当性向は配当の変化以上に当期利益の変化が大きな影響を与える可能性が高く、また、増減配などの意思決定は同業他社の影響を受けながら横並びの政策を行いがちの日本企業において純粋な意思決定として捉えることに限界がある⁴。そこで、本研究では配当変化率を配当政策の意思決定の代理変数とした。この配当変化率は産業間特性を取り払うため各企業の配当変化率から同業種の配当変化率メディアンを差し引いて算出し、企業が行った配当政策の意思決定に対してより

2 いわゆる第一次会計ビッグバン（主に 2000 年から 2002 年に渡る制度改革）では、連結情報重視、キャッシュフロー計算書、税効果会計、年金会計、金融商品時価会計等の導入、金庫株と株式交換の解禁が行われ、第二次会計ビッグバン（主に 2004 年から 2006 年に渡る制度改革）では、四半期開示、減損会計、企業結合会計、ストックオプション会計等が導入され、これらの時期を通して新しい企業経営のあり方に対して柔軟なモデル化が実現された。

3 後に 3 節で先行研究を紹介しているが、米澤／松浦 (1999)、上野／馬場 (2005) など多くの貴重な実証研究が存在する。また、石川 (2007) は利益の時系列との関係や記念配当等に注目した研究などこれまでの彼の配当の実証研究を集大成としてまとめている。

4 落合 (2004) による実証分析では「同業他社が比較的少ない業種では配当率がほぼ横並びになる」と報告されている。落合 (2004) はこれを「競合他社の配当政策をにらみつつ内部留保を確保しようとする経営者の狙い」にあるとしている。

厳格な測定を行った。第三に、本研究では投資機会の多寡がエイジェンシー・コストに影響を与え得ると予想し、投資機会が豊富な企業とそうでない企業に分類することによってそれぞれの配当政策の違いを分析している。このような分類による分析はエイジェンシー理論の仮説検証においてより厳格なテストを可能にすると考える。

分析結果の概略を述べる。分析対象は 2001 年から 2005 年までの東京証券取引所一部上場企業 1483 社の配当変化率と財務指標である⁵。まず、5 年間の平均年率配当変化率を被説明変数とし、5 年間の平均財務指標を説明変数として重回帰分析を行ったところ、売上高成長率、当期利益成長率といった収益性指標が高まると企業の配当は有意に上昇することが確認できた。また、負債比率は配当変化率と有意に負の関係にあり、資産利益率は配当変化率と有意に正の関係にあることが示された。同様の分析を 1996 年から 2000 年の 5 年間平均のサンプルを用いて行ったが、これらの傾向は 2000 年以降に強まり、説明力も増すことがわかった。また、単年度毎にサンプルを切り分けて同様の分析を行ったが単年度分析においては配当変化率と財務指標との間には有意な関係が見られなかった。さらに、設備投資比率の大きさによって投資機会の豊富な企業とそうでない企業とに分類し、同様の分析を行った。その結果、投資機会の少ない企業が投資機会の豊富な企業に比べると財務特性の変化に対してより敏感に配当政策を変化させていることが示された。投資機会の少ないセクターではフリーキャッシュフローの蓄積がもたらすエイジェンシー問題がより深刻であるために売上からの利益が獲得される比較的初期の段階で増配による株主還元を進めている可能性が高い。

以下、本稿の構成である。2 節では、本研究が依拠する理論であるエイジェンシー理論について論じる。3 節では、特に日本企業の配当政策に関する先行研究を概観する。4 節で仮説の設定と説明変数の定義付けを行い、5 節では実証分析の方法論とデータ並びに定式化について紹介する。6 節で分析結果の報告とその解釈について説明を行い、7 節で結論を述べる。

2 エイジェンシー理論とその先行研究

2.1 配当無関連命題からエイジェンシー理論へ

配当政策の複雑性は投資や資金調達など企業の他の財務的意思決定と密接に関与し合いながら企業価値に影響を与え得るところにある。ただし、配当政策が他の財務的意思決定と相互に依存し合った意思決定であるという考え方は、現実の資本市場が完全ではないことを前提としている。配当政策のみを取り出して、その意思決定の純粋な効果を論じるためには完全市場を考える必要がある。それが配当政策議論の出発点となる MM の配当無関連命題である (Miller/Modigliani (1961))。もし、MM 理論が現実の世界で採用されるなら企業は配当政策に思い悩むことはなくなるが、MM 理論には完全市場という強い前提がおかれている。Allen/Michaely (2003) によれば、MM に続く研究は、理論的には議論の余地のない配当無関連命題と、現実的には経営者と市場が配当政策に関心を持つという事実を調和させる方向で展開されてきた。MM の強い仮定を 1 つずつ緩和していくことによって配当は企業価値に影

5 2005 年に東証一部に上場している企業 (金融を除く) 1483 社を対象とし、この中から赤字企業と 5 年間の継続的財務データ取得が不可能な企業を除いたため 5 年年率分析では 753 社が最終的なサンプル数となった。

響を与えることが説明できるのである。

経営者と株主を独立の経済主体として認識し、それぞれが異なる利害を持つという現実を明示的に考慮するならば MM の想定とは異なる結論を導くことが可能である。Jensen/Meckling (1976) は株主と経営者の異なる利害関係をエイジェンシー関係として把握することによって理論を展開した。企業は相互に関わりを持つ各経済主体間によって結ばれた「契約関係の集合体」であり、企業行動とはこれら経済主体がそれぞれの目的を持って行動した結果の均衡ということになる。Jensen/Meckling (1976) のエイジェンシー理論においては、パレート最適な契約が結ばれることを前提としていないためエイジェントが選択する行動の結果が常にプリンシパルにとって望ましいとは限らない。エイジェントには常に自由裁量の余地が残されており、その範囲内で自己の利益を目的とした行動を選択するであろうと想定するところにエイジェンシー理論の特徴がある。

Jensen/Meckling (1976) は経営者には便益をもたらすが、株主にはなんら便益をもたらさない「非金銭的利益」の存在を指摘している。さらにこれら「非金銭的利益」に加えてキャッシュフローの私的流用なども含めて経営者の「私的利益」と呼ばれている。私的利益の水準を決定するのは経営者であるため、私的利益の増加が企業のキャッシュフローを変化させ、企業価値を低下させることになる（倉澤 (2004)）。このようにエイジェンシー関係の存在によって企業価値の低下をもたらす損失をエイジェンシー・コストと呼ぶ。

2.2 エイジェンシー問題の解消策としてのフリーキャッシュフロー仮説

株主と経営者の間に存在するエイジェンシー・コストを解消もしくはその発生を抑制する方法が多くの実証研究によって検証されてきた。その方法とは経営者が持つ自由裁量を物理的に狭め、経営者に対するモニタリング（監視）を強化することである。経営者が持つ自由裁量を狭める方法として企業が自由に使える手持ち資金を少なくすることが考えられる。これによって経営者の私的利益による過剰投資を回避することが可能であり、また経営者側の立場に立てば私的利益への投資を行わないという株主への意思表示となる。この意思表示の一つが配当である。配当によって不要な資金を企業内部に留保せず株主に還元すれば経営者は負の現在価値を持つ投資案件には投資できなくなる。これを Jensen (1986) が提示したフリーキャッシュフロー仮説という。

フリーキャッシュフロー仮説の実証研究としては、企業の余剰資金の保有と配当政策の関係について検証を行った Lie (2000) の研究がある。増配を実施した企業が同業種の中で余剰資金を多く保有していたことを実証的に示した。投資機会に限界がある企業にとっては現金を配分することで過剰投資が回避され、企業価値を高めることが可能であるとの結論を導いている。さらに、フリーキャッシュフロー仮説は同時に経営者へのモニタリングの効果をも提示している。Jensen (1986) を先行研究として位置付けられているこの考え方は、負債水準を高めることが経営者の過剰投資を規律付ける効果的な方法であると主張している。

また、フリーキャッシュフロー仮説からは過剰投資問題が指摘されている。安定的に豊富な資金を持つ一方で投資機会が少ない企業においては必ずしも株主の利益を最大化しない過剰投資の問題が起りやすい。この点からフリーキャッシュフロー仮説の整合性を検証したのが、Lang/Litzenberger (1989) である。彼らは Q が小さい企業ほど配当変更に対する株価変動が大きいことを示し、フリーキャッシュフロー仮説を検証した。一方で、Yoon/Starks (1995) は、サンプル期間を長くして同様の検証を行ったが、減配に対する株価の反応はトービンの Q が高い企業も低い企業も同じであった。これはフリーキャッ

シュフロー仮説とは整合的ではない。

3 日本企業の配当政策に関する実証研究

日本企業の配当は配当額が固定され、利益に応じて変動することが少ないと長く指摘されてきたが⁶、ここ数年、日本企業特有の安定配当政策が徐々に是正される中で日本企業の配当政策に関する実証研究が進められてきた。まず、米澤／松浦 (1999) は、日本企業には未だに株式の額面という概念が残っており、額面に対して配当額がリンクされているとしながらも、企業の目的が経営者と株主との交渉力によって決定され、その結果が企業の配当政策に現れるという観点から日本企業の配当政策を検討している。彼らは日本企業は従業員管理型企業に近いと株主にとって有効かつ効率的な配当政策が行われていないと主張した。さらに株主構成に着目した米澤 (1996) では、日本企業の特徴であるメインバンクを取り上げ、配当性向との相関を分析したが、統計的に有意ではなかったとしている。

また、Dewenter/Warther (1998) では、米国と比較して安定しているとされる日本企業の配当性向の背景を、系列関係を持つエイジェンシー・コスト低減効果に見出している。これは配当の変化と株価の超過収益率を比較し、復配と無配転落については日本企業に対する超過収益率が米国企業より低いこと、系列関係にある日本企業は米国企業よりも頻繁に復配・無配転落を行うことなどの実証結果を背景としている。

同様に日本企業の系列構造に注目して、Kato et al. (2002) は、大株主による緊密なモニタリングが効果を発揮しているため、日本企業の経営者と株主におけるエイジェンシー問題はさほど深刻ではないとしている。彼らは、配当変更のアナウンスメントは株価に対してシグナリングの役割を果たしていないものの増配発表は企業の営業キャッシュフローの拡大を有意に示唆するとの結論を得ている。同時に日本企業にとって増配は過剰投資を制御する方策として捉えられていないとしている。

配当政策の変化として復配と無配転落がどのような状況で行われるかという点に着目した研究では松浦 (2001) がある。従業員管理型企業経営と株式価値最大化型企業経営の理念が衝突する雇用削減をテーマとし、従業員の大幅削減と無配・減配の選択がいかにして行われるかを企業利潤、企業財務、コーポレート・ガバナンスを踏まえて検証している。彼は無配・減配の選択が二期間の企業利潤に決定的に依存していること、負債の経営に対する規律付けが弱いこと、大株主やメインバンクは企業再建に寄与していないこと等を明らかにしている。

配当政策と企業財務に着目した実証研究として上野／馬場 (2005) がある。彼らは 1990 年度から 2003 年度の東証一部上場企業という比較的新しいサンプルを用いて、配当政策と自己株取得を分析した結果、フリーキャッシュフロー仮説やペッキング・オーダー仮説の整合性を検証している。配当政策変更の決定要因に関する研究では、牧田 (2006) が配当政策の変更と同時期に ROA が過去の平均的な水準と比較して、増配の場合はプラス方向に、減配の場合はマイナス方向に乖離するという ROA ショッ

6 落合 (2004) は、日本企業の特徴である安定配当政策の背景を戦後の産業育成政策による影響に求め、配当率 10% が一つの基準とされたことと指摘している。終戦後から 1960 年代までの財務データを対象に分析を行い、金融機関大株主の貸出金利を根拠として配当率 10% 基準の有意性を示している。

クが生じていることを明らかにした。

さらに、石川 (2001a, 2002b) では企業価値評価における配当の役割を実証的に考察しており、1984 年から 1998 年の日本企業を対象に Ohlson(2001) モデルの四つの情報変数 (簿価, 実績利益, 配当, 予測利益), ならびに次期増減配ダミー変数を独立変数とする回帰モデルを推計している。その結果、配当が利益の時系列特性と関連付けて評価されており、配当政策が企業価値評価の間接的な役割を担っているとの実証結果を得ている。この結論は投資家が、投資政策の成果である利益との整合的な配当政策を将来の収益性に関する経営者の信頼性の高いシグナルとして評価していることを物語っているとしている。

以上のように日本企業の配当政策に関する先行研究の視点は様々であるが、必ずしも統一的な見解を導き出すには至っていないことが現状のようである。

4 仮 説

本研究で検証する仮説はエイジェンシー理論に依拠したものである。そこで、まずエイジェンシー・コストが何を源泉に構成されているのかを確認しておきたい。Jensen/Meckling (1976) によればエイジェンシー・コストは以下の 3 つに構成され、これらの合計であると定義されている。

- ① プリンシパルによるモニタリング・コスト (the monitoring expenditure by the principal)
- ② エイジェントによるボンディング・コスト (the bonding expenditure by the agent)
- ③ 残余損失 (the residual cost)

上記のうち①は、利害が一致しない経営者の行動を株主が監視するために株主によって惹き起こされるコストであり、②は経営者が株主の利益を毀損しないことを株主に示すために支払われるコストである。そして③はそれら両方の結果によって発生する機会損失であると整理される。

エイジェンシー・コストが前提としている考え方は、企業の資産が経営者の管理下にあり、経営者は一定の裁量をもとに利益配分を決定することができるという現実を重視したものである。そこで、経営者にはコントロール可能な資産を増やす、あるいは株主への利益還元を犠牲にして資産の一部を私的便益に費消するとの誘因が生じると考えられる。つまり、経営者は王国化 (empire building) を好むとともに企業の継続を含めた自らの地位の安定を好む。しかし、合理性を欠いた過剰な投資を続けて企業の倒産確率を高めたり、不用意に企業価値を毀損するような行動を採ることは決して経営者の望むところではなく、また株主の利益を犠牲にして株主から経営者の地位を剥奪されることももちろん望むところではないであろう。常に株主の監視に絶対服従し、自分の満足度を放棄するか、もしくは満足度のみを追求して自らの地位をリスクに晒すかという二者択一が必ずしも経営者に与えられた選択肢ではない。経営者は株主からの過剰な監視を緩和しながら自分の地位を安定させようと努力するはずである。そのためには株主の監視が過剰にならないよう株主からの信用を獲得することを目的に、経営者自身の私的な誘因がある程度抑制しながら慎重な行動を採る方が合理的であると考えられる。経営者はそのような自己抑制的な振る舞いを配当政策を利用して株主に表現し、自分の満足度と地位を安定化しようとするのである。これが本研究で検証する「経営者自己抑制仮説」である。

経営者自己抑制仮説は先に述べたエイジェンシー理論のとりわけ①のモニタリング・コストとそれに

伴う③の残余損失を低下させると考えられる。例えば株主が経営者の行動を監視することによって無駄な過剰投資は避けられる可能性がある。しかし、一方で株主の監視が過剰になると本来投資すべきチャンスにも経営者はそれを逃してしまうかもしれない。その投資ができないために結果として生じるコストが③の機会損失である。株主からの監視（①のモニタリング・コスト）とそれによって経営者の意思決定が一部拘束されることから生じる損失（③の残余損失）は、企業の継続を目指す経営者にとって重大な損失と感じられるであろう。経営者の報酬も企業業績にリンクしていることが多いと考えれば、経営者がある程度の裁量をもとに企業価値拡大にとって適切なタイミングで意思決定を行うためには結局のところ上記①に関連した株主による過剰な監視を緩和することが一つの手段となるのである。

さて、経営者自己抑制仮説を検証するためには経営者が自己抑制的に採用する配当政策とはどういふものかについて考えなければならない。ここではエイジェンシー問題の解決策として提示されたJensen(1986)のフリーキャッシュフロー仮説を参考にする。先に述べたようにフリーキャッシュフロー仮説による解決策とは、企業の手持ち資金を少なくすることによって経営者の裁量を狭め、エイジェンシー・コストを低減するというものである。このような結果をもたらすと期待される配当政策を選択していれば経営者は自己抑制的な行動を採っていると考える。

まず、企業の配当政策の意思決定に当該企業の財務特性が影響を与えると仮定し、また配当政策の意思決定は配当変化率に現れると考える。そして、配当変化率の方向性と各財務指標との関係から、経営者の自己抑制的な行動と整合性のある配当政策をいくつかの類型に分けて定義付けを行う。配当政策を従属変数、財務特性を独立変数とした重回帰分析によって仮説の検証を行う。

先行研究を参考にして、エイジェンシー理論という観点から経営者が自己抑制的に選択した的確な配当政策を以下のような4類型として定義付けを行った。

a) 手元余剰連動型

経営者が自己抑制的であるならば短期的な余剰資金も積極的に配当として株主に還元されるであろう。ここでは、手元余剰の代理変数として手元流動性比率と運転資本比率を取り上げ、これらが配当変化率を説明すると仮定した。経営者の自己抑制的な行動として選択すべき配当政策は、この二つの指標が拡大すれば増配を行い、縮小すれば減配が許容されるということになるため配当変化率に対して正の関係が期待できる。

b) 収益拡大連動型

企業の収益性が高まるとフリーキャッシュフローの蓄積が進む。このため株主は経営者の裁量の縮小と規律付けの強化のために配当を増加させるインセンティブを持つ。経営者が自己抑制的な行動を採ろうとするならば収益力拡大に伴って増配を行うことになる。本研究では収益力拡大の指標を売上高成長率と当期利益成長率とした。配当変化率に対してこの二つの指標に期待される係数の符号は正である。

c) レバレッジ連動型

負債を拡大することによって経営者は規律付けされると考えられる。経営者の裁量は負債によって狭められるため増配によるエイジェンシー・コスト低下の効果は限定的となる。また、経営者へのモニタリングが強化されることから、経営者は配当を高めることによって過剰投資をしないと意思表示を株主に行う必要性も減退する。したがってレバレッジの拡大に従って配当は低下していくと予想されるた

め負債比率（DER）は配当変化率に対して負の関係が期待される。

d) 効率性改善型

Grulloon/Michaely/Swaminathan (2002) の成熟性仮説に倣い、総資本利益率 (ROA) を代理変数に採用した。彼らによれば、増配企業の ROA は増配前まで有意に高まり、増配後に有意に悪化する。本研究では、利益率が安定し、経営効率を示す ROA が高まることによってフリーキャッシュフローが蓄積されやすくなると考える。これは同時に企業がやがて成熟期を迎えると投資案件の減少とともにフリーキャッシュフローの蓄積が進むことを意味しており、成熟性仮説を応用したものである。経営効率が改善する過程で、経営者は蓄積されたフリーキャッシュフローを増配によって株主に還元するインセンティブが高まる可能性がある。その過程を捉えると配当変化率に対して ROA は正の関係にあると期待できる⁷。

以上 4 類型それぞれの意味と財務指標、期待される符号を整理したものが表 1 である。

表1 財務特性による配当政策の4類型

類 型	意 味	財務指標と符号
手元余剰連動型	手元の余剰資金を配当として株主還元することによって無駄な投資を回避する。	手元流動性比率 (+) 運転資本比率 (+)
収益拡大連動型	収益が拡大し、フリーキャッシュフローの増加が見込まれると配当による株主還元を積極的に行う。	売上高成長率 (+) 当期利益成長率 (+)
レバレッジ連動型	負債を拡大することによってエイジェンシー・コストを低減し、配当による株主還元を抑える。	負債比率 (-)
効率性改善型	経営効率改善がフリーキャッシュフローの蓄積を促し増配による株主還元を行う。	資産利益率 (+) 売上高利益率 (+)

e) 投資機会による分類

本研究においては投資機会が豊富である企業とそうでない企業の二つにサンプルを分類して上記と同様に分析し、仮説検証の頑健性を高める工夫を行った。配当政策を企業活動全体にかかわる意思決定の一環として捉え、経営者が自己抑制的に行動していることを検証するためには、常に投資機会が豊富な企業の経営とそうでない企業の経営において意思決定は異なると考えることが自然だからである。投資機会が豊富な企業は設備投資のための資金確保が常に要求されるが、これに対して投資機会の少ない企業は、相対的に設備投資資金の確保が必要ではない。両者が等しいフリーキャッシュフローを保有していれば、投資機会の少ない企業は投資機会の多い企業に比較して配当を増加させるインセンティブは高いはずである。そうしなければ投資機会の少ない企業にとってフリーキャッシュフローの蓄積がもたら

7 ただし、Grulloon, Michaely and Swaminathan (2002) によれば、増配後 3 年間で ROA は有意に悪化する。成熟期を過ぎた企業は、キャッシュが減少し、在庫が減少し、収益性は低下していくことになる。そのようにしてやがて減配に陥った企業は、今度は減配後 3 年間で有意に ROA が改善する。

すエイジェンシー問題はより深刻になるからである。つまり、投資機会の多寡はエイジェンシー・コストの大きさに影響を与えている可能性があり、投資機会の多寡によってサンプル企業を分けて分析すればより厳格な仮説の検証が可能になると考えられる。そこで投資機会の多寡を企業の売上高設備投資率によって計測した。

5 データと検証の方法

5.1 分析対象とデータセット

本研究において分析対象とする企業は、2001年から2005年の間に東京証券取引所一部に継続して上場し、その間の財務データが取得可能な企業である（金融を除く）。分析年度が赤字であった企業は除いている。その理由は、赤字企業は最適な配当政策を自由に決める余地が限られており、企業的意思決定が正確に反映されず、データにバイアスがかかる可能性が残されると考えたからである。本研究では2001年から2005年までの5年間の年率配当変化率と平均財務指標との関係に着目する。この期間は会計ビッグバンを始めとして日本の資本市場が制度面、実態面ともに極めて大きな変化を経験した時期であり、日本企業の配当政策の意識を観察するのに的確であると考えられる。また、5年間の年率による変化を観察しようとしたのはリントナーの部分調整モデル(Lintner(1956))を参考にしたものである。さらには、多くの企業が3年ないし5年単位で経営計画を策定している事実を見るに5年間という期間は企業の戦略的意思決定を見る一つのサイクルとして妥当であると考えられる。配当が財務戦略の範疇として検討されているとすれば、経営計画における投資や回収等企業の総合的な意思決定と独立ではないであろう。

そこで本研究では5年間という中期的な視点から配当の意思決定を観察することとし、5年間の企業の平均的財務特性が5年間の配当成長率に影響を与えるということを仮説として定式化を試みた。ただし、この期間の分析に対して頑健性を確認するために同期間それぞれ5年間単年度毎の配当変化率と財務指標、さらに2001年から2005年との比較を行うため1996年から2000年までの同じく5年間の年率配当変化率と平均財務指標をデータとして取得した。また、配当変化率はサンプル企業のうち99%以上1%以下は異常値としてデータから除いている⁸。その結果、2005年現在で東証一部に上場している企業1483社のうち753社が2001年から2005年の5年間年率平均の配当変化率及び財務指標が継続して取得可能となり、1995年から2000年の分析では987社の取得が可能となった。また、単年毎の検証サンプル数はのべ3677個（5年分の配当変化率と財務指標を抽出）である。5年年率分析も各年単年度分析も欠損値のない完全なるパネルデータである。

また、被説明変数となる配当変化率は2001年から2005年の分析については各企業のキャッシュフロー計算書の中の財務活動によるキャッシュフローから抽出した配当金の支払金額の絶対額を元に計算して

8 異常値処理については95%以上と5%以下を除いた5%異常値処理分析、さらに異常値を全く除かない分析を合わせて行ったが、5年年率分析ではほとんど結果は異ならなかった。ただ、単年度分析においては異常値処理を行わない分析では有意でなかった結果が本稿に報告した通り一部有意な結果として得られたため、本稿ではいずれも1%異常値処理の結果を報告している。なお、単年度分析も1%異常値処理と5%異常値処理ではほぼ同じ結果を得ている。

いる。1996 年から 2000 年の分析についてはキャッシュフロー計算書の開示が行われていないため利益処分計算書から配当総額を抽出して計算している。この期間のサンプル数が 2001 年以降のサンプルに比べて 987 社とやや多いのは利益処分計算書からデータが取れる企業が多かったことによるものである。

ところで、各企業の配当政策の変化が業種によって影響を受けることが考えられる。例えば市場の拡大によって投資政策が配当に影響を及ぼす可能性がある。市場の拡大は当該企業だけではなく産業全体が一律に享受する現象であることが多い。産業間調整を行って配当変化率をより厳格に定義しなければ企業が行った配当政策の意思決定を純粋に分析できない。そこで、分析においてはサンプルを日経業種分類 33 業種⁹に分けた上で、業種毎に配当変化率のメディアンを計算し、これを各社の配当変化率から差し引いたものを調整後配当変化率として分析対象とした。なお、当分析に用いた以上の財務指標における貸借対照表勘定はすべて期首期末平均を採用している。

5.2 定式化

配当の意思決定は増配率か減配率か据え置きにあるとし、当該意思決定は 5 年間の長期的な財務指標の特性に影響されると考える。そこで、企業 i の長期的配当変化率を (1) 式のように線形関数として定式化した。5 年間の年率平均配当変化率 $\Delta D_{ave,i}$ を従属変数とし、5 年間の平均 (ave) 財務指標を独立変数として推計を行う。

$$\Delta D_{ave,i} = \alpha + \beta_1 x_{ave,i,1} + \beta_2 x_{ave,i,2} + \beta_3 x_{ave,i,3} + \dots + \tilde{u}_i \quad \dots (1)$$

単年度分析の推計式も同様に示しておく。企業 i の t 期における配当変化率 ΔD_{it} は以下 (2) 式のように説明できるとして定式化した。

$$\Delta D_{it} = \alpha + \beta_1 x_{i,1,t} + \beta_2 x_{i,2,t} + \beta_3 x_{i,3,t} + \dots + \tilde{u}_i \quad \dots (2)$$

(1) 式、(2) 式はいずれも $x_{i,k,t}$ ($k = 1, \dots, k$) は各企業の配当に影響を与える変数、 β_k ($k = 1, \dots, k$) は推計される各パラメータ、 \tilde{u}_i は誤差項である。

6 分析結果

6.1 基本統計量

サンプルの分類にしたがってそれぞれ報告を行う。すなわち、① 2001 年から 2005 年の 5 年年率分析、② 1996 年から 2000 年の 5 年年率分析、③ 単年度分析、④ 投資機会の多寡による分類分析、である。この順に以下分析結果を見ることにする。まず、表 2 は重回帰モデルの推定に用いた従属変数 (配当変化率) と 6 つの独立変数の基本統計量を示したものである。次に、図 1 は従属変数 (配当変化率) のみを取り出し、サンプル毎に度数分布を示している。いずれのサンプル期間においても企業業績の変

9 日経業種分類は 36 業種であるが、本研究では銀行、証券、保険の 3 業種を対象外とし、33 業種に分類している。

動が大きかったため異常値処理を行った後でも変数によっては最大値と最小値の幅がやや広いデータであることがわかる。しかし、これを考慮しても各変数の平均値とメディアンが比較的近似しており、使用される変数の分布には大きな偏りがないことがわかる。

表2 各変数の基本統計量

(単位:%)	配当変化率	手元流動性比率	運転資本比率	売上高成長率	当期利益成長率	ROA	DER
2001年から2005年の5年年率サンプル							
平均	0.32	1.27	377.74	4.17	2.88	11.61	107.13
標準偏差	19.11	19.55	5634.12	8.36	25.76	3.92	1106.02
最大値	84.39	409.33	147293.50	77.55	295.12	27.01	28796.13
メディアン	0.37	1.63	140.67	3.54	11.84	5.25	110.09
最小値	-103.81	0.09	-13917.64	-20.55	-51.90	-4.15	7.52
歪度	-1.13	17.42	23.63	3.56	2.99	1.29	23.26
尖度	15.63	332.57	610.81	26.87	25.85	5.55	593.94
サンプル数	753	753	753	753	753	753	753
1996年から2000年の5年年率サンプル							
平均	-5.37	3.29	147.55	0.02	-0.52	5.22	514.94
標準偏差	29.03	3.08	6032.45	0.06	1.06	3.52	2930.34
最大値	34.10	48.03	107098.00	0.41	4.23	21.73	69828.15
メディアン	0.00	1.89	79.18	0.01	-0.03	4.02	161.23
最小値	-101.85	0.05	-2745.17	-0.29	-5.44	-17.60	9.29
歪度	-2.54	5.64	13.94	1.56	-0.98	0.88	16.85
尖度	8.56	60.28	211.45	10.81	3.32	7.33	350.14
サンプル数	987	987	987	987	987	987	987
単年度サンプル(2001年から2005年)							
平均	5.81	3.46	476.94	3.78	-13.16	5.57	244.00
標準偏差	41.24	15.25	3468.98	15.98	1193.42	4.64	466.18
最大値	318.18	475.66	162363.60	388.42	22430.77	41.83	17729.29
メディアン	0.00	1.47	116.41	2.79	10.51	5.33	111.60
最小値	-100.00	0.01	-51688.37	-82.96	-32948.57	-15.04	2.83
歪度	2.45	22.94	30.93	7.39	-8.64	1.35	19.72
尖度	15.85	615.23	1388.28	140.18	331.54	7.36	612.77
サンプル数	3677	3677	3677	3677	3677	3677	3677

(注) 分析対象とする企業は、1996年から2005年の間に東京証券取引所一部に継続して上場し、その間の財務データが取得可能な企業である(金融を除く)。分析年度が赤字であった企業は除いている。また、配当変化率はサンプル企業のうち99%以上1%以下は異常値としてデータから除いている。その結果、2005年現在で東証一部に上場している企業1483社のうち753社が2001年から2005年の5年間年率平均の配当変化率及び財務指標が継続して取得可能となり、1995年から2000年の分析では987社の取得が可能となった。また、単年毎の検証サンプル数はのべ3677個(5年分の配当変化率と財務指標を抽出)である。

ROAは使用資本事業利益率((営業利益+受取利息・配当金)/使用総資本), DERは負債比率(負債/株主資本)を表している。なお資産項目は全て期中期末平均によって算出した。

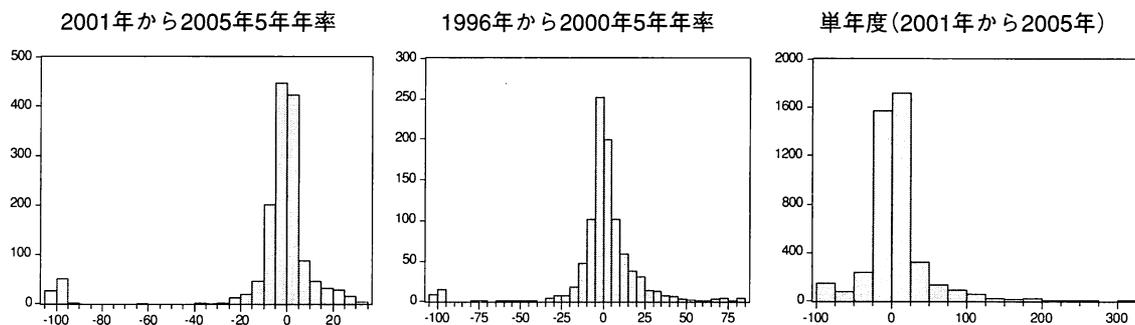


図1 各サンプルにおける配当変化率の度数分布

表3 各変数間の相関係数と*p*値

相関係数と <i>p</i> 値	配当変化率	手元流動性比率	運転資本比率	売上高成長率	当期利益成長率	ROA	DER
2001年から2005年の5年年率サンプル							
配当変化率	1.000	<i>0.688</i>	<i>0.037</i>	<i>0.000</i>	<i>0.000</i>	<i>0.000</i>	<i>0.000</i>
手元流動性比率	-0.015	1.000	<i>0.349</i>	<i>0.645</i>	<i>0.415</i>	<i>0.182</i>	<i>0.000</i>
運転資本比率	0.071	-0.035	1.000	<i>0.004</i>	<i>0.819</i>	<i>0.000</i>	<i>0.273</i>
売上高成長率	0.404	-0.017	0.095	1.000	<i>0.000</i>	<i>0.000</i>	<i>0.005</i>
当期利益成長率	0.159	-0.031	-0.008	0.228	1.000	<i>0.746</i>	<i>0.998</i>
ROA	0.434	-0.051	0.128	0.333	0.012	1.000	<i>0.003</i>
DER	-0.236	0.161	-0.042	-0.114	0.000	-0.123	1.000
1996年から2000年の5年年率サンプル							
配当変化率	1.000	<i>0.017</i>	<i>0.253</i>	<i>0.000</i>	<i>0.000</i>	<i>0.000</i>	<i>0.002</i>
手元流動性比率	0.071	1.000	<i>0.000</i>	<i>0.610</i>	<i>0.006</i>	<i>0.000</i>	<i>0.090</i>
運転資本比率	0.035	0.339	1.000	<i>0.366</i>	<i>0.069</i>	<i>0.000</i>	<i>0.488</i>
売上高成長率	0.348	0.016	0.028	1.000	<i>0.000</i>	<i>0.000</i>	<i>0.000</i>
当期利益成長率	0.210	0.081	0.055	0.192	1.000	<i>0.000</i>	<i>0.000</i>
ROA	0.442	0.190	0.181	0.442	0.287	1.000	<i>0.001</i>
DER	-0.112	-0.057	-0.023	-0.179	-0.126	-0.116	1.000
単年度サンプル(2001年から2005年)							
配当変化率	1.000	<i>0.380</i>	<i>0.956</i>	<i>0.002</i>	<i>0.457</i>	<i>0.000</i>	<i>0.014</i>
手元流動性比率	-0.015	1.000	<i>0.000</i>	<i>0.525</i>	<i>0.179</i>	<i>0.087</i>	<i>0.000</i>
運転資本比率	-0.001	-0.090	1.000	<i>0.634</i>	<i>0.646</i>	<i>0.000</i>	<i>0.000</i>
売上高成長率	0.048	-0.011	0.008	1.000	<i>0.000</i>	<i>0.000</i>	<i>0.608</i>
当期利益成長率	0.012	-0.023	0.008	0.076	1.000	<i>0.226</i>	<i>0.000</i>
ROA	0.141	-0.029	0.123	0.350	0.104	1.000	<i>0.000</i>
DER	-0.042	0.340	-0.143	-0.009	-0.105	-0.183	1.000

(注)各サンプルの表の左下半分が相関係数,右上半分が*p*値である。*p*値を斜体字で示している。

また,ROAは使用資本事業利益率((営業利益+受取利息・配当金)/使用総資本),DERは負債比率(負債/株主資本)を表している。
なお資産項目は全て期中期末平均によって算出した。

表 3 では、分析に用いる変数間の相関係数ならびにそれぞれの p 値をサンプル毎に分けて示した。各サンプルの左下半分が相関係数、右上半分が p 値であり、 p 値は斜体字で示している。配当変化率の相関係数を縦に見ると、売上高成長率、当期利益成長率、ROA において高い正の相関を観察することができる。またいずれのサンプルにおいても配当変化率と DER は負の相関を示している。配当変化率の p 値を横に見るとサンプルによっては程度にバラツキはあるものの多くの変数でゼロを示しており、これら変数として選択したものがおむね的確であったことがわかる。一方でいくつかの変数においては独立変数間で相関が有意なものも散見され、「多重共線性」の問題を考える必要がある。しかし、 p 値が有意を示している変数の相関係数を一つずつ確認すると相関係数の値自体はいずれも大きくないことが示されており、多重共線性の問題は分析に支障を与えるほど深刻ではないと考えられる。そこで本分析にこれらのデータセットを用いることに問題はないと判断した。なお、これ以降の本研究における重回帰分析は、すべてホワイト (White[1980]) による不均一分散について調整した標準誤差を用いている。

6.2 2001年から2005年の5年年率分析

まず、(1) 式の推計を行う。分析結果を表 4 に示した。手元余剰連動型指標とした手元流動性比率と運転資本比率を除いて全ての指標において有意な結果となった。売上高成長率、当期利益成長率ともに配当変化率と 1% 水準において有意に正の関係があることが確認された。売上が拡大し、当期利益が拡大することによってフリーキャッシュフローの蓄積が進むと経営者は積極的に配当を高め、自らの裁量範囲を縮小し、無駄な投資を行わないよう規律付けできればエイジェンシー・コストは低下することが期待される。結果は仮説と整合的である。

また、レバレッジ連動型指標である負債比率も 1% 水準で有意に負であり、これも当初予想した符号と一致している。レバレッジの拡大は経営者の裁量範囲を狭め、配当による株主還元の可能性を限定的なものにしていることを示唆しており、仮説と整合的な結果である。さらに、効率性改善型指標である ROA は配当変化率に対して 1% 有意水準で正の関係にある。企業は経営効率が改善するとフリーキャッシュフローの蓄積が進むため増配を行うインセンティブが高まるという結論になる¹⁰。仮説と整合的である。

6.3 1996年から2000年の5年年率分析

次に上記の分析結果を 1996 年から 2000 年の状況と比較を行うためサンプルを変えて同様の分析を

10 分析に用いたデータは 1% の異常値処理を行っているが、同様にサンプルのうち 95% 以上 5% 以下のサンプルを異常値としてデータから取り除く 5% 異常値処理を行い、また全く異常値処理を行わない分析も実施した。さらにデータの分布を見るに配当変化率は高い数値に異常値が多く、低い数値は -100% に近づく。ほとんど配当を支払っていなかった企業が一転して大きな配当を支払うと配当変化率は限りなく高い数値を示してしまう一方で、無配に転落した場合は -100% となるためサンプルの最小値には限界がある。そのためサンプルのうち 99% 以上のみを除く片端の 1% 異常値処理と 95% 以上のみを除く片端の 5% 異常値処理を行った上で同様の分析も試みた。すなわち高い異常値のみを除いたサンプルを分析に用いるという意味である。しかしながら、その結果、いずれの分析においてもすべて本稿で報告した分析結果と質的に変わらなかったことを確認している。

表4 2001年から2005年の5年年率平均

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
定数項	-10.6680	1.1673	-9.1389 **	0.0000
手元流動性比率	0.0362	0.0304	1.1933	0.2331
運転資本比率	0.0000	0.0001	-0.0077	0.9938
売上高成長率	0.5791	0.0768	7.5432 **	0.0000
当期利益成長率	0.0732	0.0234	3.1267 **	0.0018
ROA	1.6032	0.1600	10.0179 **	0.0000
DER	-0.0030	0.0005	-5.5136 **	0.0000
<i>Adjusted R-squared</i>				0.2956
サンプル				753

(注)**は1%水準で有意,*は5%水準で有意であることを示している。

ROAは使用資本事業利益率((営業利益+受取利息・配当金)/使用総資本),DERは負債比率(負債/株主資本)を表している。なお資産項目は全て期中期末平均によって算出した。また, *Adjusted R-squared*は自由度調整済み決定係数であり,重回帰モデルに用いた説明変数の説明力を示している。

表5 1996年から2000年の5年年率平均

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
定数項	-0.2031	0.0166	-12.2517 **	0.0000
手元流動性比率	0.0008	0.0028	0.2750 -	0.7834
運転資本比率	0.0000	0.0000	-1.3178 -	0.1879
売上高成長率	0.8149	0.1460	5.5816 **	0.0000
当期利益成長率	0.0207	0.0081	2.5669 **	0.0104
ROA	0.0283	0.0027	10.4348 **	0.0000
DER	0.0000	0.0000	-1.0982 -	0.2724
<i>Adjusted R-squared</i>				0.2274
サンプル				987

(注)**は1%水準で有意,*は5%水準で有意であることを示している。

ROAは使用資本事業利益率((営業利益+受取利息・配当金)/使用総資本),DERは負債比率(負債/株主資本)を表している。なお資産項目は全て期中期末平均によって算出した。また, *Adjusted R-squared*は自由度調整済み決定係数であり,重回帰モデルに用いた説明変数の説明力を示している。

行った。結果が表5である。売上高成長率とROAのみが1%水準で有意となったが、手元余剰連動型指標とした手元流動性比率と運転資本比率、レバレッジ連動型指標である負債比率は有意とならなかった。当期利益成長率は5%水準で有意である。また、ROAの回帰係数に注目すると2001年から2005年のサンプルでは1.60であるのに対して1996年から2000年のデータでは同0.02であるなど両者の分析結果には違いが見られる。

1996年から2000年の状況は日本企業全体が一律に多大な負債を抱えており、2001年以降の環境と異なっていたと考えられる。負債を持つことが経営者の規律付けになるというよりは、むしろ負債によるデフォルトリスクという側面が強調された時期である。経営者にとってデフォルトリスクを回避するために負債の返済が優先課題であったと考えれば負債による規律付け効果は相対的に低かったと理解できる。また収益環境も厳しかったことを考慮すれば当期利益率との相関やROAの推計値に差ができたことは自然であろう。経営者の自己抑制的行動がより顕著になるのは2000年以降の環境変化にあったと言える。

6.4 単年度分析

5年間の企業の平均的財務特性が5年間の配当成長率に影響を与えるという仮説が支持されたことに對してその頑健性を確認するために同じ期間の単年度毎の断面を捉えた分析も行った。5年年率分析では、経営者はある程度長期的なサイクルにおいて配当政策の意思決定を徐々に行うという考え方を参考としているが、単年度の分析においては経営者はその期の財務特性を直ちに配当政策に反映させていると考えることになる¹¹。紙幅の関係で詳細は割愛するが、結果はROA以外に配当変化率と財務指標との間には有意な関係は見られなかった。少なくとも5年年率分析に比べると単年度分析の説明力は極端に低く、企業は単年度で配当政策の意思決定を行っているとは言い難いと推測されよう。

6.5 投資機会による分類

企業が持つ投資機会の多寡は経営者の行動に影響を与えている可能性があり、投資機会の多寡によってサンプル企業を分けて分析すればより厳格な仮説の検証が可能になると考えられる。そこで、設備投資額による業種や企業のバラツキを考慮した上で再度モデル式を推計することとした。

5年年率分析で用いたサンプルを売上高設備投資率の高い企業と低い企業の二つに分類し、同様の分析を行った。有形固定資産増加額に減価償却実施額を加え減損損失を戻した額を企業の設備投資額とし、それを売上高で除して標準化を行った。この売上高設備投資率が高い企業を投資機会が多い企業とし、低い企業を投資機会が少ない企業と判断した。分類の仕方は、まずサンプル企業1,483社を日経業種分類33業種に分類し(36業種から銀行、証券、保険の金融3業種を除いた)、業種ごとに売上高設備投資率メディアンを計算する。売上高設備投資率メディアンの高い業種と低い業種によって33業種を二つに分けるが、この二つの分類の企業数が極力同じ数になるよう工夫を行った。その結果、投資機会の多いセクター23業種741社(設備投資率4%以上)と投資機会の少ないセクター10業種742社(設備投資率4%未満)に分類された。このうち5年間継続して全ての変数が欠損なく取得でき、さらに1%異常値処理をした結果、サンプルは投資機会の多い企業405社と少ない企業348社となった。

分析結果を表6に示している。このように投資機会の多寡によって二分類しても先の分析とほぼ同様に有意な結果が得られた。ただし、注目すべきは投資機会の少ないセクターにおいてはDERが有意

11 必ずしも当該期の財務指標が当該期の配当の意思決定に影響を与えるとは限らないであろう。当期の配当は前年の財務指標を見て決められるとも考えられる。あるいは、企業は翌期の財務状況のある程度予想した上で配当の意思決定を行っているかもしれない。そこで、単年度分析では当期の配当変化率を従属変数として前年度の財務指標を独立変数とする以下(2)-a式と、当期の財務指標によって前年度の配当変化率を説明する(2)-b式についても検証を行った。

$$\Delta D_{i,t} = \alpha + \beta_1 x_{i,t,1(t-1)} + \beta_2 x_{i,t,2(t-1)} + \beta_3 x_{i,t,3(t-1)} + \dots + \bar{u}_i \quad \dots (2)-a$$

$$\Delta D_{i,t(t-1)} = \alpha + \beta_1 x_{i,t,t} + \beta_2 x_{i,t,t} + \beta_3 x_{i,t,t} + \dots + \bar{u}_i \quad \dots (2)-b$$

このようにデータを組み替えて全く同じ方法によって検証したが、結果は(2)式の検証結果と質的に変わらなかった。

に負であるのに対して、投資機会の多いセクターにおいて DER が有意な結果を示していないことである。エイジェンシー・コスト削減において負債の効果があるのは投資機会の少ないセクターに限られるという結論になる。投資機会の少ない企業は、相対的に設備投資資金の確保が常に要求されるわけではない。このような企業には多額のフリーキャッシュフローが余剰しがちであり、それがもたらすエイジェンシー問題はより深刻になると考えられる。したがって投資先が少ない企業はそうでない企業に比べると負債を持つことによるエイジェンシー・コスト低減の余地がより大きいことになる。この結果はフリーキャッシュフロー仮説と整合的である。

また、次に注目すべきことは、ROA の分析における回帰係数である。ROA はいずれのセクターにおいても 1% 有意水準で正の関係を示しているが、その回帰係数が投資機会の多いセクターでは約 1.42 であるのに対して投資機会の少ないセクターでは 2.00 になっていることが示されている。経営効率が改善することによって企業が増配によって株主還元を行うというインセンティブは投資機会の少ないセ

表6 2001年から2005年の投資機会の多いセクターと少ないセクター:ROAを用いた場合

Variable	投資機会の多い企業群				投資機会の少ない企業群			
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
定数項	-9.8521	1.4932	-6.5980 **	0.0000	-11.4250	1.9642	5.8167***	0.0000
手元流動性比率	-0.0130	0.0305	-0.4268 -	0.6698	-0.5455	0.4893	-1.1149 -	0.2657
運転資本比率	0.0001	0.0001	1.0479 -	0.2953	-0.0004	0.0007	-0.4994 -	0.6178
売上高成長率	0.2699	0.1028	2.6264 **	0.0090	0.7289	0.1146	6.3613 **	0.0000
当期利益成長率	0.0809	0.0254	3.1856 **	0.0016	0.0430	0.0431	0.9986 -	0.3187
ROA	1.4225	0.2033	6.9961 **	0.0000	1.9956	0.2566	7.7775 **	0.0000
DER	0.0025	0.0019	1.3015 -	0.1939	-0.0032	0.0006	-5.0155 **	0.0000
	Adjusted R-squared			0.1836	Adjusted R-squared			0.3751
	サンプル			405	サンプル			348

(注)**は1%水準で有意,*は5%水準で有意であることを示している。

ROAは使用資本事業利益率((営業利益+受取利息・配当金)/使用総資本),ROSは売上高営業利益率(営業利益/売上高),DERは負債比率(負債/株主資本)を表している。なお資産項目は全て期中期末平均によって算出した。また, Adjusted R-squaredは自由度調整済み決定係数であり,重回帰モデルに用いた説明変数の説明力を示している。

表7 2001年から2005年の投資機会の多いセクターと少ないセクター:ROSを用いた場合

Variable	投資機会の多い企業群				投資機会の少ない企業群			
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
定数項	-4.4315	1.0773	-4.1136 **	0.0000	-3.1787	1.5309	-2.0763 *	0.0386
手元流動性比率	-0.0371	0.0322	-1.1534 -	0.2494	-2.3311	0.5450	-4.2775 **	0.0000
運転資本比率	0.0001	0.0001	1.0548 -	0.2922	0.0007	0.0007	0.9541 -	0.3407
売上高成長率	0.3926	0.1020	3.8500 **	0.0001	0.8137	0.1083	7.5105 **	0.0000
当期利益成長率	0.0883	0.0261	3.3756 **	0.0008	0.0097	0.0422	0.2311 -	0.8174
ROS	0.8779	0.1681	5.2220 **	0.0000	2.9849	0.3358	8.8880 **	0.0000
DER	0.0005	0.0019	0.2506 -	0.8023	-0.0027	0.0006	-4.3476 **	0.0000
	Adjusted R-squared			0.142	Adjusted R-squared			0.4026
	サンプル			405	サンプル			348

(注)**は1%水準で有意,*は5%水準で有意であることを示している。

ROAは使用資本事業利益率((営業利益+受取利息・配当金)/使用総資本),ROSは売上高営業利益率(営業利益/売上高),DERは負債比率(負債/株主資本)を表している。なお資産項目は全て期中期末平均によって算出した。また, Adjusted R-squaredは自由度調整済み決定係数であり,重回帰モデルに用いた説明変数の説明力を示している。

クターの方が投資機会の豊富なセクターよりも高いという結果になった。投資機会の少ない企業は、効率性が高まりフリーキャッシュフローの蓄積が進みそうになるとより敏感に増配を行っているということになる。このことから経営者は株主の意向を意識しながら自己抑制的な行動を採っていると言える。仮説を支持する結論である。

これをさらに確認するために売上高営業利益率（ROS）を ROA に替えて再度推計した。経営活動全体の効率性を示す ROA が高まるということは、事業それ自体の収益性が反映される ROS による影響力が大きいと考えられる。特に企業の投資機会によって行動が異なるとすればフローの収益性がより敏感に反映される ROS によって評価する必要がある。仮説で述べたように ROS の改善はより積極的な増配の意思決定を促す可能性が高い。その結果を表 7 に示している。投資機会の多いセクターにおいても投資機会の少ないセクターにおいても ROS は 1% 有意水準で正であるが、投資機会の少ないセクターの回帰係数は約 2.98 と投資機会の多いセクターの 0.88 と比較すると 3 倍以上の差になっている。これは仮説と整合的な結果である。ROS は投資機会の少ない企業において配当により鋭敏な影響を与えている。投資機会の少ないセクターではフリーキャッシュフローの蓄積がもたらすエイジェンシー問題がより深刻であるために売上からの利益が獲得される段階で増配による株主還元を進めている可能性が高い。

また紙幅の関係で割愛するが、投資機会の多い企業とそうでない企業において ROA と ROS の回帰係数に違いがあることを確認するために低投資企業ダミーを作って再度の検証を行った。投資機会の多いセクターを 0、投資機会の少ないセクターを 1 とした低投資ダミーと ROA、ROS それぞれの交差項を加えた推計式の検証を試みたが、その結果、低投資ダミーと ROS の交差項の回帰係数は 2.25、1% 有意水準で正であることが確認された。ただし ROA については有意な結果が得られなかった。

次に、これまでと同様の分析を 1996 年から 2000 年までの 5 年年率平均サンプルを対象にして行った結果が表 8 と表 9 である。まず 2001 年から 2005 年サンプルにおいては投資機会の少ない企業群のみ DER が有意となったが、1996 年から 2000 年のサンプルでは投資機会の多寡に拘らず DER に有意な結果が現れなかった。これは先に述べたように 1990 年代後半には多くの企業で多大な負債を抱える傾向にあったことが影響を与えていると思われる。いずれの企業においても負債比率が非常に高かったためクロスセクションで負債比率の差による規律付け効果が測定しにくかったことを示している。また、2000 年代では明らかに投資機会の多寡によって ROA と ROS の回帰係数の推計値に差が見られたが、1990 年代には差はあるものの 2000 年代ほどの違いは観察できなかった。

ただし、他の変数に関しては 2001 年から 2005 年サンプルと同様の結果が得られたことから、少なくとも分析対象の 1990 年代後半以降経営者は自社の財務特性を見ながらある程度自己抑制的な意思決定を行ってきたが、2000 年代に入ってから環境変化によってさらに自己抑制的行動の傾向は強くなったと結論できよう。2001 年以降企業の収益性が回復すると同時に制度改革によって経営の選択肢に自由度が広がったと考えられるが、経営者はそれとともに株主の存在を意識しはじめ、利益配分に関しては柔軟な意思決定を行ってきたことがうかがえる。これらの分析結果は仮説と整合的である。また一方で、このことから日本企業においてコーポレート・ガバナンスが徐々にその効果を発揮してきた状況を示唆しているとも考えられる。

表8 1996年から2000年の投資機会の多いセクターと少ないセクター:ROAを用いた場合

Variable	投資機会の多い企業群				投資機会の少ない企業群			
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
定数項	-0.1696	0.0221	-7.6684 **	0.0000	-0.2344	0.0256	-9.1431 **	0.0000
手元流動性比率	0.0020	0.0033	0.6004 -	0.5485	-0.0014	0.0053	-0.2702 -	0.7871
運転資本比率	0.0000	0.0000	-1.5255 -	0.1277	0.0000	0.0000	0.2353 -	0.8141
売上高成長率	0.7017	0.1794	3.9107 **	0.0001	0.9078	0.2469	3.6768 **	0.0003
当期利益成長率	0.0204	0.0103	1.9779 *	0.0485	0.0237	0.0127	1.8658 -	0.0627
ROA	0.0231	0.0037	6.2467 **	0.0000	0.0329	0.0041	8.0569 **	0.0000
DER	0.0000	0.0000	0.0062 -	0.9951	0.0000	0.0000	-0.9494 -	0.3429
	Adjusted R-squared				Adjusted R-squared			
	0.1647				0.2819			
	サンプル				サンプル			
	537				450			

(注)**は1%水準で有意,*は5%水準で有意であることを示している。

ROAは使用資本事業利益率((営業利益+受取利息・配当金)/使用総資本),ROSは売上高営業利益率(営業利益/売上高),DERは負債比率(負債/株主資本)を表している。なお資産項目は全て期中期末平均によって算出した。また,Adjusted R-squaredは自由度調整済み決定係数であり,重回帰モデルに用いた説明変数の説明力を示している。

表9 1996年から2000年の投資機会の多いセクターと少ないセクター:ROSを用いた場合

Variable	投資機会の多い企業群				投資機会の少ない企業群			
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
定数項	-0.1084	0.0180	-6.0104 **	0.0000	-0.1461	0.0228	-6.4080 **	0.0000
手元流動性比率	-0.0016	0.0037	-0.4441 -	0.6572	-0.0011	0.0057	-0.1889 -	0.8502
運転資本比率	0.0000	0.0000	-1.1056 -	0.2694	0.0000	0.0000	0.4463 -	0.6556
売上高成長率	0.8981	0.1771	5.0709 **	0.0000	1.3951	0.2482	5.6213 **	0.0000
当期利益成長率	0.0277	0.0104	2.6702 **	0.0078	0.0354	0.0132	2.6896 **	0.0074
ROS	0.0095	0.0022	4.3145 **	0.0000	0.0139	0.0030	4.6430 **	0.0000
DER	0.0000	0.0000	-0.5457 -	0.5855	0.0000	0.0000	-0.6508 -	0.5155
	Adjusted R-squared				Adjusted R-squared			
	0.1336				0.2149			
	サンプル				サンプル			
	537				450			

(注)**は1%水準で有意,*は5%水準で有意であることを示している。

ROAは使用資本事業利益率((営業利益+受取利息・配当金)/使用総資本),ROSは売上高営業利益率(営業利益/売上高),DERは負債比率(負債/株主資本)を表している。なお資産項目は全て期中期末平均によって算出した。また,Adjusted R-squaredは自由度調整済み決定係数であり,重回帰モデルに用いた説明変数の説明力を示している。

7 おわりに

本研究は日本企業の配当政策の意思決定メカニズムをエイジェンシー理論のフレームワークを用いて検証を行ったものである。すなわち、経営者は株主からの信用を獲得して株主による過剰な監視を緩和することを目的に自己抑制的な行動を採ると考えられる。そのために利用されるのが配当であり、経営者の自己抑制的な行動は配当政策の意思決定に現れるというのが本研究が検証した「経営者自己抑制仮説」である。検証によって当仮説を支持する結果を得ることができた。

本研究の実証結論は以下の通りである。第一に、日本企業の配当政策は一定期間(本研究では5年間)のタイムホライズンを経て財務特性に影響を受ける。当期の配当が直ちに同年の財務指標に影響を受けているという証拠はない。しかし、時間的経過を考慮して分析を行うと日本企業の配当政策は経営者の自己抑制的な行動を反映して意思決定されていることが説明ができる。第二に、2001年から2005

年の期間では投資機会の少ない企業においては負債比率と配当変化率が有意に負の関係にあるが、投資機会の多い企業においては有意な関係が確認できなかった。投資機会の豊富な企業は負債による調達を行っても常に投資する先があるために負債によるエイジェンシー・コストの削減効果は低い。一方、投資機会の少ない企業は常に資金需要があるわけではないために多くのフリーキャッシュフローを保有するとエイジェンシー問題はより深刻になると考えられる。そのため投資機会が豊富な企業に比べて負債によるエイジェンシー・コスト削減の余地は大きい。第三に、投資機会の少ない企業は投資機会の豊富な企業に比較すると配当変化率の売上高利益率に対する感応度が相対的に高く、投資機会の少ない企業は収益力の上昇に対してより敏感に配当を高めていることが確認された。投資機会の少ない企業におけるエイジェンシー問題がより深刻であることが示された。以上は本研究の仮説と整合的である。第四に、分析対象である 1990 年後半以降少なくとも日本企業の経営者はエイジェンシー理論というフレームワークの中で実際には合理的な配当政策を行っているが、2000 年代以降の環境変化は経営者の自己抑制的行動を促進する作用があったと考えられる。

本研究は 1996 年から 2005 年という日本企業の変革期を分析対象とし、いくつかの先行研究とは異なる結果を得ることができた。当該期間の日本企業の配当政策はかつてと比べて変化を遂げた可能性がある。本研究ではこれを経営者が自己抑制しながら経営の自由度を確保しようとしていると説明した。自由度の高まった資本市場を活発に利用し、より積極的な経営を行っていくためにも企業が株主への利益配分をある程度合理的に検討している側面が明らかになったといえる。

【謝 辞】

本論文の完成は筆者の修士時代からの恩師である伊藤彰敏先生（一橋大学）による親身のご指導の賜物と心より感謝いたしております。また、小倉昇先生（筑波大学）、渡邊聡先生（広島大学）からは非常に有意義なご指摘ご鞭撻を賜りました。そして、倉澤先生（横浜国立大学）、砂川先生（神戸大学）からは極めて有益なご助言を賜りました。さらに編集者の堀本先生（滋賀大学）からは的確なガイダンスと激励を頂戴しました。最後になりましたが、複数の匿名レフェリーの先生よりいただきました丁寧かつ有益なコメントは大変大きな参考となりました。この場をお借りして心より御礼申し上げます。勿論ありうべき誤りはすべて筆者の責任であります。

【参考文献】

- [1] 石川博行 (2001a, 2002a), 「企業価値評価における配当の役割 (1)(2)」, 『経営研究』, 52(3), pp.55-84., 52(4), pp.125-154.
- [2] 石川博行 (2007), 『配当政策の実証分析』, 中央経済社
- [3] 上野陽一／馬場直彦 (2005), 「わが国企業における株主還元策の決定要因」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.05-J-6.
- [4] 落合孝彦 (2004), 「安定配当政策の形成過程における 10% 基準の意義と役割」, 『青森公立大学経営経済学研究』, 青森公立大学, 10(1), pp.39-49.
- [5] 倉澤資成 (2004), 「企業金融論における経営者の役割」, 『フィナンシャル・レビュー (March-2004)』, 大蔵省財政金融研究所, pp.79-102.
- [6] 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』, 日本証券経済研究所, 第 54 号, pp.85-104.

- [7] 松浦克己 (2001), 「雇用削減と減配・無配の関係」, 『フィナンシャル・レビュー (December-2001)』, 大蔵省財政金融研究所, pp.106-138.
- [8] 米澤康博, 松浦義昭 (2000), 「わが国のコーポレート・ガバナンスが配当政策に与える影響」, 『変革期の金融市場』, 日本評論社, pp.25-49.
- [9] 米澤康博／佐々木隆文 (2001), 「コーポレート・ガバナンスと過剰投資問題」, 『フィナンシャル・レビュー (December-2001)』, 大蔵省財政金融研究所, pp.90-105.
- [10] Allen, F., and R. Michaely, (2003), "Payout Policy," *Hand Book of the Economic of Finance*, pp337-429.
- [11] Bhattacharaya, S. (1979), "Imperfect Information, Dividend Policy and 'The Bird in the Hand' Fallacy," *Bell Journal of Economics*, 10(1), pp. 259-270.
- [12] Dewenter, L., and V. Warther (1998), "Dividends, Asymmetric Information, and Agency Conflicts; Evidence from a Comparison of the Dividend Policies of Japanese and U.S. Firms," *Journal of Finance*, 53, pp. 879-904.
- [13] Fama, E., and H. Babiak (1968), "Dividend Policy : An Empirical Analysis," *Journal of the American Statistical Association*, 63, pp. 123-161.
- [14] Grulloon, G., R. Michaely and B. Swaminathan (2002), "Are Dividend Changes a Sign of Firm Maturity?," *The Journal of Business*, 75 , pp. 387-424.
- [15] Jensen M. C. (1986), "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic review*, pp.323-329.
- [16] Jensen, M. C., and W. H. Meckling (1976), "Theory of the Firm Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, 3, pp 305-360.
- [17] Kato, H., U. Loewenstein, and W. Tsay (2002), "Dividend Policy, Cash Flow, and Investment in Japan," *Pacific-Basin Finance Journal*, 10 (2002), pp 443-473.
- [18] Lang, L. P., and R. H. Litzenger (1989), "Dividend Announcements: Cash Flow Signaling vs. Free Cash Flow Hypothesis," *Journal of Financial Economics* 24(1), pp. 181-192.
- [19] Lie, E. (2000), "Excess Funds and the Agency Problems: an Empirical Study of Incremental Disbursements," *Review of Financial studies*, 13(1), pp. 219-248.
- [20] Lintner, J. (1956), "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes," *American Economic Review*, 46, pp. 97-113.
- [21] Miller, M., and F. Modigliani (1961), "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares," *Journal of Business*, pp.411-433.
- [22] Miller, M., and K. Rock (1985), "Dividend Policy under Asymmetric Information," *Journal of Finance*, 40(4) pp.1031-1051.
- [23] Myers, S. C., and N. Majluf (1984), "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms have Information that Investors Do not Have," *Journal of Financial Economics* 13(2) pp.187-221.
- [24] Yoon, P. S., and L. Starks (1995), "Signaling Investment Opportunities, and Dividend Announcements," *Review of Financial Studies*, 8(4) 995-1018.
- [25] White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48(4), 817-838.