

企業のペイアウト政策に関する実証研究

篠崎, 伸也
九州大学大学院経済学研究院

<https://doi.org/10.15017/26438>

出版情報 : 九州大学, 2012, 博士 (経済学), 課程博士
バージョン :
権利関係 :

学位請求論文

企業のペイアウト政策に関する実証研究

九州大学大学院経済学研究院

篠崎 伸也

目次

第1章 序論：本論文の概要	4
1.1 はじめに	4
1.2 先行研究の整理	4
1.2.1 シグナリング理論	4
1.2.2 コーポレート・ガバナンス	7
1.2.3 ケータリング理論	10
1.2.4 ペイアウト手段の選択	11
1.2.5 配当課税	11
1.3 日本企業のペイアウト政策とコーポレート・ガバナンス	12
1.4 本論文の課題	14
第2章 留保利益とペイアウトのコミットメント	17
1. はじめに	17
2. 先行研究と仮説	18
3. サンプルとデータ	22
4. 実証分析	27
4.1 単変数分析	27
4.2 多重回帰分析	31
4.2.1 留保利益水準と配当政策の関係に関する実証結果	31
4.2.2 留保利益水準とペイアウト手段の選択に関する実証結果	35
5. 追加的な検証	40
6. 結論	42
第3章 ストックオプションと配当政策	44
1. はじめに	44
2. 先行研究と仮説	45
3. サンプルとデータ	47
4. 実証分析	51
4.1 単変数分析	51
4.2 多重回帰分析	54
4.3 Difference-in-difference 分析	59
4.4 配当と株価に関する分析	61

5. 結論.....	64
第4章 配当平準化とその要因：国際データによる実証分析.....	66
1. はじめに.....	66
2. 先行研究の整理と仮説の設定、配当平準化の指標.....	69
2.1 先行研究と仮説の設定.....	69
2.2 配当平準化の指標.....	73
3. サンプル・セレクションとデータ.....	74
4. 実証分析.....	77
4.1 国レベルの分析.....	77
4.2 企業レベルの分析.....	82
4.3 SOAの非対称性に関する分析.....	87
4.4 目標配当性向と配当平準化に関する分析.....	91
5. 追加的な分析.....	94
6. 結論と要約.....	99
第5章 本論文の要約とインプリケーション.....	101
参考文献.....	104

第 1 章 序論：本論文の概要

1.1 はじめに

Black (1976) は、配当が自社株買いと比べて税制上不利であるにもかかわらず、多くの企業が配当を支払っているという「配当パズル」を指摘した。「配当パズル」は現在でも解決されておらず、これまでのペイアウト（配当と自社株買い）研究を概観すると、「配当パズル」に関連した研究が数多くなされている。具体的には、次の 5 つの観点（①シグナリング理論、②コーポレート・ガバナンス、③ケータリング理論、④ペイアウト手段の選択、⑤配当課税）に基づいた分析が行われている。

本論文は「配当パズル」に関連した先行研究のうち、日本企業の特徴と関係の深い部分に焦点を当て、実証分析を行ったものである。よく知られているように、1990 年のバブル崩壊後、日本企業の株価や ROE といった経営パフォーマンスを表す指標が低下したと言われている。この原因の 1 つとして、バブル期（1986 年頃～1990 年頃）に経営者が過大投資を数多く実施したことで、株主価値の毀損を招いたことがあると考えられている。このため日本企業は 1990 年以降、効率的なコーポレート・ガバナンスの実現に注意を払い、その一環として株主還元（以下、ペイアウト）政策を従来よりも重視するようになった。また 1994 年の商法改正では自己株式の買戻し（自社株買い）によるペイアウトの実施が可能となった結果、ペイアウト手段として配当と自社株買いの選択が可能になった。一方で日本企業は従来から低位安定配当政策を採用しているという主張がなされることが多く、日本企業の経営者は米国企業と同様に Lintner (1956) 型の配当平準化を行ってきた可能性がある。このように配当を平準化している国がある一方で、相対的に配当を平準化していない国も多く存在し、日本企業や米国企業がなぜ配当を平準化するのかについては先行研究で十分に明らかにされていない。以上をまとめると日本企業のペイアウト政策を分析するにあたって、(1) ペイアウト手段の選択、(2) コーポレート・ガバナンスとペイアウト政策の関係、(3) 配当平準化について考察することが重要であると考えられる。

本章では、企業のペイアウト政策に関する先行研究を概観し、そのうえで本論文の分析対象について説明する。

1.2 先行研究の整理

1.2.1 シグナリング理論

シグナリング理論によれば、株主－経営者の間に情報の非対称性が存在する状況下では、将来キャッシュフローの高い企業が過小評価される可能性がある。そこで経営者は自社の将来キャッシュフローが高水準にあることを市場に伝達するために、配当を実施すると考

えられている (Bhattachaya, 1979; John and Williams, 1985; Miller and Rock, 1985)。

配当のシグナリング理論に関しては、これまで実証的な分析も数多くなされている。シグナリング理論を支持する研究には、次のようなものがある¹。まず増配、または減配のアナウンスに注目した研究としては、Petit (1972) がニューヨーク証券取引所に上場する企業を対象に、配当変化のアナウンスが株価に及ぼす効果について分析している。その結果、企業の増配 (減配) の実施が株価に正 (負) の影響を与えることを報告している。同様に Aharony and Swary (1980) はニューヨーク証券取引所に上場する企業について配当変化と株価の関係を検証し、増配 (減配) 企業は配当宣言日と配当アナウンス日の両日に正 (負) の超過リターンを記録したことが明らかになった。Denis, Denis and Sarin (1994) は 1962～1988 年をサンプル期間として、増配 (減配) 後の超過リターンと 3 つの変数 (配当変化、配当利回り、トービンの q) の関係を分析した。その結果、トービンの q を除く配当変化と配当利回りの 2 変数が増配 (減配) 後の超過リターンに正の影響をもたらし、シグナリング理論を支持する結果が得られた。Yoon and Starks (1995) は 1969～1988 年のニューヨーク証券取引所上場企業の増配・減配のアナウンスをサンプルとして、Jensen (1986) のフリー・キャッシュフロー仮説とシグナリング仮説を検証している。その結果、フリー・キャッシュフロー仮説よりもシグナリング仮説のほうが強く支持されたと主張した。Nissim and Ziv (2001) は CRSP に採用されている増配・減配を行った企業について、配当額の変化、特に配当額の増加が将来収益とその変化率に正の影響を与えているという証拠を提示している。

無配転落、有配開始、復配に関するシグナリングに関して Asquith and Mullins (1983) はニューヨークまたはアメリカン証券取引所に上場する企業のうち、①創業以来、初めて配当を行った企業と②復配企業²を対象に実証分析したところ、これらの企業が正の超過リターンを示したことを報告している。Healy and Palepu (1988) はニューヨークまたはアメリカン証券取引所上場企業について、有配と無配転落が株価に及ぼすインパクトの分析を行っている。分析の結果、有配企業の収益について配当のアナウンス前後で有意に正の変化がみられたのに対し、無配転落した企業の収益変化は有意にマイナスであった。Michaely, Thaler and Womack (1995) は有配企業と無配転落企業を分析対象とし、無配転落のアナウンスが株価に与えるインパクトが有配のアナウンスの場合を上回ったと報告している。

¹ この一方で、DeAngelo, DeAngelo and Skinner (1996), Grullon, Michaely, Benartzi and Thaler (2005) のようにシグナリング理論を支持しない研究や Benartzi, Michaely and Thaler (1997) のように部分的に支持していると報告した研究もある。

² この場合の復配企業は、少なくとも 10 年間は配当を中断していたが再度、配当を実施しはじめた企業を指している。

この一方で、日本企業に関するシグナリング理論の研究もいくつか存在している。Kato et al. (1997) は 1982～1991 年の東京証券取引所一部上場企業を対象に分析したところ、市場が系列企業や規模の大きな企業が自発的に行う配当のアナウンスに好意的な反応を示す点を指摘している。同様に Kato et al. (2002) は、1982～1991 年の東京証券取引所一部上場企業について、配当変化と超過リターンの間に正の関係があるという証拠を提示している。Harada and Nguyen (2005) は 1992～2002 年の期間に東京証券取引所一部・二部に上場する企業に関して、配当のシグナリング理論が支持されたと報告している。石川 (2007) は、1984～1998 年の期間に金融・保険業を除く 7,872 件のサンプルを分析対象としたところ、有配企業の次期の増配 (減配) 予測が株価に有意な正 (負) の効果をもたらすと述べている。同様に石川 (2010) は 2002～2005 年の Nikkei Needs Financial Quest に採用されている企業について、シグナリング理論と統合的な結果が得られたとしている。

また配当と同様に自社株買いについても、投資家に対し将来キャッシュフローに関する情報を伝達する機能があり、過小評価されている企業が自社の株価を是正するために自社株買いを行うとされている。米国では企業が実施する自社株買いは、①市場を通じた自社株買い (Open-market share repurchases)、②公開買い付けによる自社株買い (tender-offer share repurchases)、ダッチオークションによる自社株買い (Dutch auction share repurchases) の 3 種類の方法があると言われている³。Vermaelen (1981) は 131 件の公開買い付けによる自社株買いと 243 件の市場を通じた自社株買いをサンプルとして、自社株買いのシグナリング理論について分析している。その結果、自社株買いのアナウンス前後で有意な超過リターンが記録されたとともに、一株当たり利益が有意に増加していたことが明らかになった。Vermaelen (1984) は 1962～1977 年に行われた公開買い付けによる自社株買いのアナウンスを分析対象として、シグナリング理論を支持する結果を得たとしている。Ikkenberry, Lakonishok, and Vermaelen (1995) は、株価が過小評価されている企業は自社株買いを実施する可能性が高く、自社株買い実施後 4 年にわたって 45.3%もの高い超過リターンを記録していた。Stephens and Weisbach (1998) は市場を通じた自社株買いを行った企業について、自社株買いのアナウンス前の株価リターンが有意に低下していた点を指摘している。

また日本企業を対象とした自社株買いのシグナリング理論の研究には、次のようなもの

³ ①の市場を通じた自社株買いは、市場を通して時価で株式を買い戻すものであり、②の公開買い付けによる自社株買いでは、投資銀行を通して一定の期間に一定の発行済み株式数を決められた価格で買い戻す方法がとられる。③のダッチオークションによる自社株買いは、企業が買入れる株式数と価格帯 (企業が自社株を買い戻すために事前に取り決めた最低価格と最高価格の範囲) を決定し、株主がその価格帯で株式の売値と株式数を入札する方法を指す。なお日本においては、①市場を通じた自社株買い、②公開買い付けによる自社株買い、③相対取引による自社株買いの 3 つが認められている。相対取引による自社株買いは、企業が特定の株主に対し自社株の買入れ条件 (株式数、買入れ金額) を提示する方法を意味している (Allen and Michaely, 2003; 畠田, 2009)。

が挙げられる。Hatakeda and Isagawa (2004) は 1995 年 11 月～1998 年 11 月の期間に東京証券取引所一部上場企業が行った自社株買いのアナウンスをサンプルとして分析し、アナウンス後に有意な超過リターンを記録したことを報告している。さらに分析に使用したサンプルを、①定款の変更と同時に実際に自社株買いを実施したグループと②定款の変更を行ったのみで実際に自社株買いを行っていないグループの 2 つに分類し、自社株買いのアナウンス前の株価について検討している。結果としては、①のグループはアナウンス前に大幅な株価の下落を経験していたのに対し、②グループについてはアナウンス前の株価の下落が小さかった。この結果は、大幅に株価を過小評価されている企業が自社株買いを行う可能性が高いことを示唆している。同様に山口 (2009) は 2004 年 1 月～2005 年 9 月までに東京証券取引所一部に上場する非金融企業がアナウンスした自社株買いをサンプルとして検証を行ったところ、アナウンス前後 3 日間の累積超過リターン (CAR) が有意な正の値をとっていたと報告している。

1.2.2 コーポレート・ガバナンス

コーポレート・ガバナンスの観点からの分析は、配当が株主－経営者間、または少数株主－支配株主の間で起こる利害対立を緩和させる効果を持つという考え方を指している。Easterbrook (1984) は、余剰な現金を保有する企業は配当を支払うことで外部資本市場にアクセスすることになる結果、市場からのモニタリングを受けやすくなると主張している。また Jensen (1986) は、企業規模拡大のインセンティブを持つ経営者はフリー・キャッシュフローを使用して過大投資を行う傾向にあるため、このキャッシュフローを削減する必要があると主張している (フリー・キャッシュフロー仮説)。この点は、ペイアウトが経営者の過大投資を抑制する効果を持つことを示唆している。

コーポレート・ガバナンスの観点に基づいた実証分析として、次のような研究が挙げられる。Lang and Litzenger (1989) は、1979～1984 年に CRSP に収集されている 429 社を対象として、投資機会と配当政策の関係を分析している。その結果、投資機会の代理変数であるトービンの q が低い企業が増配を実施した場合、市場は好意的な反応を示すことを報告した。Smith and Watts (1992) は、1965 年～1985 年において Fox industries から抽出した 16 業種を対象に、投資機会と配当支払いの間に負の関係があることを指摘した。Gaver and Gaver (1993) は Compustat に収集されている企業のうち、成長機会の豊富な企業の配当利回りが低い傾向にあると主張している。Lie (2000) は、トービンの q の低い企業が余剰なキャッシュフローを抱える場合、大規模な特別配当を実施することで、高い株価リターンが実現できるとしている。Grullon and Michaely (2003) は、1980～1997 年にアナウンス

された 4,443 件の市場を通じた自社株買いをサンプルとして、過大投資を行う可能性の高い企業が自社株買いを実施した場合、市場が好意的に反応するという研究結果を提示した。近年の実証研究では、Officer (2011) は 1963～2008 年にかけて CRSP に収集されている企業のうち、有配を開始した企業と過大投資問題の関係について検証している。その結果、トービンの q が低くキャッシュフローを多く抱える企業ほど、有配開始のアナウンス後の累積株価超過リターンが高くなると報告している⁴。日本では光定・蜂谷 (2009) が 2008 年 3 月末に東京証券取引所に上場する企業について、金庫株の消却とエージェンシーコストの関係を分析している。その結果、深刻なフリー・キャッシュフロー問題に直面している企業が金庫株を消却した場合、有意な正の株式超過リターンを記録していた。

これらの研究に加えて DeAngelo, DeAngelo, and Stulz (2006) や Grullon, Michaely and Swaminathan (2002) は成長機会の乏しい成熟企業に焦点を当て、配当支払いがコーポレート・ガバナンスの改善に寄与すると述べている。DeAngelo et al. (2006) は Life-cycle 仮説を提唱し、内部留保を多く抱える成熟企業が配当を実施する必要性を主張している。具体的には 1973 年から 2002 年までの 30 年にニューヨーク証券取引所、ナスダック、アメリカン証券取引所に上場する企業を対象に Life-cycle 仮説を検証したところ、株主資本または総資本に占める内部留保の割合 (株主資本留保利益率、総資本留保利益率) と配当支払いの間に正の関係がみられ、Life-cycle 仮説を支持する結果を得ている。Grullon, Michaely, and Swaminathan (2002) は、Fama-French の 3 ファクターモデルを使用し増配した企業と減配した企業のリスクの変化と株価パフォーマンスについて検討している。その結果、増配の規模が大きな企業ほどリスクおよびリスクプレミアムが低下しているのに対し、減配企業のリスクとリスクプレミアムは増加していた。また増配企業は増配アナウンス後、3 年にわたり有意に正の株価超過リターンを記録していた一方で、減配企業の株価超過リターンは統計的に有意ではなかった。さらに増配企業は増配アナウンス後の 3 年間、総資産に占める資本支出の割合 (資本支出/総資産) が減少しているという点も明らかにしている。これらの結果は、成熟企業の増配はリスク (特にシステムティックリスク) の低下を表し、この点を反映して株価の上昇が起きることを意味している。言い換えれば成熟企業は増配を行うことで、株主価値を高めることが可能になると解釈できる。

Life-cycle 仮説に関して Grullon and Michaely (2003) は、自社株買い実施企業のシステマ

⁴ Officer (2011) は、トービンの q が低い企業のうち有配開始した企業についてアナリストの利益予想が改善されている点を指摘し、シグナリング理論を支持する結果であると述べている。トービンの q を投資機会ではなく情報の非対称性の代理変数と捉えれば、トービンの q が低い企業は過小評価されているため、配当によるシグナリングを行うインセンティブを持つと予想されるためである。

ティックリスクが相対的に有意に低くなっている点を報告している。この結果は、配当支払いと同様に自社株買いも企業が成熟段階にあるというシグナルとして機能する点を示している。また日本企業に関しても、Life-cycle 仮説やフリー・キャッシュフロー仮説の実証分析がなされている。上野・馬場 (2005) が 1990~2003 年に東京証券取引所一部に上場する 577 社をサンプルとして検証を行ったところ、これらの仮説と一致した分析結果が得られたと述べている。

一方で、支配株主と少数株主の間でも深刻な利害対立が生じると言われており、支配株主が少数株主の富を毀損する現象は「トンネリング (Tunneling)」と呼ばれている。Johnson, La porta, Lopez-de-Silanes and Shleifer (2000) は、トンネリングに関するいくつかの例を取り上げている。第 1 に企業 X が企業 Y の株式の大部分を保有している場合に、企業 X が企業 Y の発行した新株の大部分、またはすべてについて低い価格で引き受けるというものである。第 2 に企業 X と企業 Y が支配関係にある状況下で、さらに両社が取引関係を結んでいるときに、企業 X が企業 Y の製品を市場価格よりも高い価格で転売するというものである。第 3 に親会社が直接、事業に必要な資産を購入せず、完全所有の子会社に資産を購入させるというものである。第 1 のケースでは、少数株主は新株のほとんど、またはすべてを受け取ることができず、第 2 のケースでは、支配株主のみが利ざやを獲得することになる。第 3 のケースは、親会社が子会社に資産の使用料を支払う契約を結んでおくことで、その使用料が支配株主に還流するという形になっている。いずれの場合においても少数株主のキャッシュフローが支配株主に移転しており、少数株主の富が毀損されている。このようなケースでは、経営者は少数株主に対しペイアウトを行うことでトンネリングを抑制することが可能になると予想される⁵。

このような考えを支持する研究としては、La porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer and Vishny (2000) が世界 33 カ国約 4,000 社を対象に投資家保護法制と配当政策の関係を検証し、少数株主の権利が保護されている国で配当が多く支払われる傾向にあることを明らかにしている。また Faccio, Lang and Young (2001) はヨーロッパ 5 ヶ国 (フランス、ドイツ、イタリア、スペイン、イギリス) とアジア 9 ヶ国 (香港、インドネシア、日本、マレーシア、フィリピン、シンガポール、韓国、台湾、タイ) を対象に株式の所有構造と配当政策の関係を分析している。その結果、ヨーロッパのグループ企業はアジアのグループ企業と比べ、高水準の配当を支払っていた。さらに企業内に複数の大株主がいる場合、ヨーロッパのグループ企業の配当水準はアジアのグループ企業よりも相対的に高くなっていた。この結果は、

⁵ 他方、中国などでは支配株主が配当を通して私的便益を追求するという対照的な実証結果も得られている。詳しくは、Chen, Jian, and Xu (2009) を参照のこと。

ヨーロッパのグループ企業はアジアのグループ企業よりも多く配当を支払うことで、少数株主の富の収奪を抑制している点を示唆している。

同様に Mitton (2004) は、19ヶ国の新興市場国に位置する企業のコーポレート・ガバナンスと配当政策の関係を検証した結果、コーポレート・ガバナンスが堅固な企業について高水準の配当支払いが実施されていたとともに、配当と成長性の間にある負の関係が相対的に強くなっていたと指摘している。Truong and Heaney (2007) は37ヶ国8,279社をサンプルとして、企業の大株主のタイプが内部関係者以外（金融機関）であれば、配当を支払う確率が高くなると述べている。これらの結果も、配当支払いがトンネリングを抑制する効果を持つという考えを支持している。

1.2.3 ケータリング理論

Baker and Wurgler (2004a, 2004b) は、ケータリング理論を提唱している。この理論は、市場が活況している場合、投資家が配当を要求する傾向は強くなるため、企業は投資家の需要に合わせて配当を支払うという考え方を指す。具体的な検証方法として、Baker and Wurgler (2004a) は投資家の配当に対する需要を表す尺度として、「配当プレミアム」を定義した。実証分析を行う際に使用する配当プレミアムの代理変数として、次の4つ（①有配企業と無配企業の平均時価・簿価比率の差、②Citizens Utilities (CU) 社の現金配当額と株式配当額の差⁶、③新規に有配を開始した企業の株価超過リターン、④有配企業と無配企業の将来における株価リターンの差）を使用している。Compustat および CRSP 採用企業を対象に実証分析を行った結果、配当プレミアムが高い企業ほど新規に有配を開始する傾向がみられたとともに、新規に有配を開始することで株価リターンの上昇する可能性が高いということが示された。同様に Baker and Wurgler (2004b) は Compustat および CRSP 採用企業について、配当性向の時系列的な変動と配当プレミアムの間に正の関係があるという証拠を提示している。また Li and Lie (2006) は Baker and Wurgler (2004a) を拡張した分析を実施し、配当プレミアムが株価リターンの変化に影響すると指摘している。Boulton, Braga-Alves and Shastri (2012) はブラジル企業のペイアウト政策を分析したところ、一部の企業が投資家の配当に対する需要に応じて配当を実施している側面を報告している。以上の分析結果は、ケータリング理論を支持する証拠を提示している。

⁶ CU社は1955～1989年にかけて、配当の支払い方法のみが異なる2種類の株式（シリーズAとシリーズB）を発行していた。シリーズAの株式については株式による配当（株式配当）がなされたのに対し、シリーズBの株式は現金によって配当が支払われていた（Allen and Michaely, 2003）。

1.2.4 ペイアウト手段の選択

またペイアウト手段の選択に立脚した分析では、企業が選択するペイアウト手段（配当と自社株買い）の間には差異があると指摘されている。Lintner (1956) は米国の上場企業 28 社についてインタビュー調査を行った結果、経営者が将来的に負担となる増配を避ける傾向にあると主張した。この点は、配当は投資家に対するコミットメントとしての性格を強く持つことを示唆している。他方、自社株買いは経営者の裁量によって実施するか否かを決定できると意味で、柔軟性の高いペイアウト手段であると指摘されている。これらの点について近年、Brav, Graham, Harvey and Michaely (2005) がアメリカの 384 社（公開会社：256 社、非公開会社：128 社）の財務担当者にペイアウト政策に関するサーベイ調査を行うとともに、23 社の最高経営責任者に 1 対 1 のインタビューを行っている。その結果、ペイアウト政策に関するいくつかの重要なインプリケーションが得られた。第 1 に、経営者は現在の配当水準の維持について投資政策と同程度に重要視する傾向にあった。ただし、投資資金と流動性を確保した後でなければ、企業は増配を考えないとしている。第 2 に、減配や無配の実施は株価の低下を招くため、企業は減配や無配転落を回避する傾向にあった。第 3 に企業は配当支払いよりも自社株買いを選好し、1 株当たり利益 (EPS) の増加や過小に評価されている株価の是正を図るために使用している。これらの結果は、Lintner (1956) の報告結果と同様に配当が硬直的であることを意味する一方で、自社株買いは配当支払いと比べ柔軟性が高いことを示唆している。これらのサーベイ調査に加え、配当と自社株買いの違いについて検証した実証研究はこれまでに多くなされており、ペイアウト手段の選択が「配当パズル」に関連があると考えられている (Chay and Suh, 2009; DeAngelo et al., 2004; Fama and French, 2001; Grullon and Michaely, 2002; Guay and Harford, 2000; Jagannathan, Stephens, and Weisbach, 2000; Kooli and L'Her, 2010; Skinner, 2008; 上野・馬場, 2005; 佐々木・花枝, 2010; 花枝・芹田, 2008)。

1.2.5 配当課税

多くの先行研究は、配当は自社株買いと比べ税率が高く税制上不利であると指摘されており、このことが配当政策に影響を及ぼすとしている。Allen, Bernardo and Welch (2000) はこの点について理論モデルを構築し、機関投資家に課される配当課税が個人投資家と比べ多く課されない場合、機関投資家は配当によるペイアウトを実施する企業を投資先として選択する証拠を提示した。Desai and Jin (2011) は 1980～1997 年に CDA/Spectrum 13F institutional investor holdings database に収集されている企業を対象に、機関投資家と配当支払いの関係に関する実証的な検証を行っている。その結果、機関投資家が配当を選好しな

い場合、配当を多く支払う企業の株式を保有しない行動をとることが明らかとなった。これらの結果とは対照的に、機関投資家は配当課税の面で優遇されていても配当よりも自社株買いを選好する可能性を示した研究報告もある (Brennan and Thakor, 1990; Grinstein and Michaely, 2005; Jain, 2007)。また米国では 2003 年から配当課税に対する減額措置が採られることになったと言われ、この減税措置がペイアウト政策に及ぼす影響を検証した研究も行われている。例えば Chetty and Saez (2005) が 2003 年の減税措置以後、配当を実施する企業が増加したと報告している。Brown, Liang and Weisbenner (2005) は、2003 年以降、経営者持株比率の高い企業が増配する可能性が高まるとともに、2003 年に有配を開始した企業は前年と比べ自社株買いを控える傾向がみられたと述べている。同様に Brav, Graham, Harvey and Michaely (2008) は、配当の課税率の低下によって増配や有配を開始した企業が出てきた側面を指摘している⁷。

これに加えて、各国における配当税制の違いが企業の配当政策に影響するという研究報告もなされている。Pattenden and Twite (2008) はオーストラリア企業をサンプルとして、配当課税に対する優遇措置が配当支払いに正の影響を与えるという結果を示した。Lee, Liu, Roll and Subrahmanyam (2006) は、台湾企業の配当課税と配当政策の関係を分析した。台湾ではキャピタル・ゲインは課税対象とならないため、相対的に配当課税が高くなっている状況にある。このような状況下では投資家は低配当の株式を保有する一方で、高配当の株式を売却する傾向にあったと指摘している。この他にも、Graham and Kumar (2006) は米国の 60,000 世帯を対象に株式保有と株取引の関係性について分析を行ったところ、低所得者は配当に対して少なく課税される結果、配当を強く選好する傾向にあることを明らかにしている。

1.3 日本企業のペイアウト政策とコーポレート・ガバナンス

この節では、日本企業が従来、採用していたペイアウト政策とコーポレート・ガバナンスに関する説明を行い、1990 年代以降、これらがどのような変容をたどったかについて検討していく。従来の日本企業は、株式の額面の 10% に相当する金額 (1 株当たり 5~10 円) を配当の形で安定的に株主に還元することが一般的であった (内田, 2004)。このような低位安定配当政策が採用された理由として、内田 (2004) は次のように指摘している。第 1 に高度成長期 (1955 年頃~1970 年代中頃) に実施されていた配当政策が、高度成長期以降も慣例として継続された点である。高度成長期においては経営者が新株を発行する場合、額

⁷ この論文の中で米国の経営者は、配当課税の減税措置よりもむしろ将来キャッシュフローの安定性、保有現金の割合、過去からの配当水準のほうが重要であると述べている。

面株主割当増資が主流であったと言われている。額面株主割当増資を行う場合、株主は株式の額面金額を出資することになるため、経営者が額面金額をもとに配当額を決定することには一定の意義があった。第2の理由として、1990年以前の株価は相対的に高い水準で推移していたことである。このような状況下では、投資家は十分なキャピタル・ゲインを獲得できたため、企業の低位安定配当政策に対して異議を唱えることが少なかったと考えられる。実際に1990年以前には、1株当たり5~10円の配当を支払う企業が7割を占めていた。

他方、従来型の日本のコーポレート・ガバナンスは、内田(2004)や岡部(2007)が指摘するように、次のような特徴を持っていた。第1に、多くの日本企業が特定の銀行(メインバンク)と長期的な取引関係を維持していた点である。高度成長期において日本は豊富な投資機会を有していたにもかかわらず、内部留保が不足していたと言われている。その際、メインバンクは単独、またはシンジケート・ローンを組む形で企業に必要な資金を供給し、企業の投資を円滑に進める役割を果たしたとされている。このときメインバンクは①取引先企業の預金口座を通して業績を把握する、②取引先企業の主要株主となって役員を派遣するといった行動をとることが多かった。また取引先企業が業績不振に陥った場合は、金融支援を行っていたという報告もなされている。このようにメインバンクは取引先企業に対しモニタリングを行っており、効率的なコーポレート・ガバナンスを実現する一翼を担っていたと指摘されている。第2点として、上場企業間が互いの株式を保有し合うという株式持合いを形成されていた点が挙げられる。この株式持合いは主に①1950年代、②1960年代半ば~1970年代初期、③バブル期(1986年頃~1990年頃)の3つの時期に行われ、敵対的な買収を回避するという意味で安定株主工作としての側面が強かったとされている。第3に、平均的な日本企業の経営者が従業員の評価を重視した経営を実施していた点である。具体的にはYoshimori(1995)が指摘するように、大部分の日本の経営者は株価を高めることよりも従業員の雇用維持に注意を向けていたと言われている。

しかし1990年代にバブルが崩壊すると、以上のような従来型のコーポレート・ガバナンスが変容してきたという指摘を受けることが多くなった。この理由としては、内田(2004)や岡部(2007)が述べるように、バブル崩壊後に起きた次のような変化が大きく関わっていることが挙げられる。第1にバブル崩壊後に多くの企業が財務的困難に直面したため、メインバンクからの借入金の返済が困難になった。この結果、メインバンクは多額の不良債権を抱え企業に対する新規の貸付を手控えたため、新規の有望な投資案件を持つ企業であっても、資金制約に直面する事態に陥ったとされている。第2に大幅な株価下落を背景に企業間や企業-メインバンク間で形成していた株式持合いが解消され、持合い株式が市

場に放出された。放出された持合い株式は市場のモニタリングを受けやすくなったため、パフォーマンスの低い株式ほど株価が低下する事態に直面した。これらの事態を受けて企業は有利な条件で資金調達を行うために、パフォーマンスを改善し株主価値を高める必要性が強くなった。またメインバンクは取引先企業の株式を手放したことで、取引先企業に対するモニタリング機能も低下していった。第3に持合い株式が従来よりも海外の機関投資家（外国人株主）によって購入される機会が増加し、企業経営に対する影響力を強めてきていることである。一般に海外の機関投資家は経営者に対し、株主価値の創造を目的とした経営を強く要求する傾向にあると言われている。実際に株主価値が毀損されている場合、敵対的な買収の実施を通して経営者の罷免や企業再編を求めるなどの対応をとると指摘されている。

さらに1990年代以降、数回にわたって商法が改正され、自社株買いに対する規制緩和が進んでいった。まず1994年の商法改正で買い戻した自社株をすぐに消却するという条件で、配当可能利益の範囲で自社株買いが認められることとなった。しかし1994年の時点ではみなし配当課税に関する規定があり、自社株買いに応じた株主が課税されるため、自社株買いを行う企業が増加しなかった。翌年の1995年に自社株買いに関するみなし配当課税が凍結され、自社株買いを機動的に行えるようになった。その後1998年の商法改正で、ストックオプションを目的とした自社株買いが認められ、2001年の改正で株主総会決議による金庫株を認める規定が定められた。このことは、買い戻した自社株を消却せずそのまま保有できることを意味している。さらに2003年の商法改正によって、株主総会決議のみならず定款授權による自社株買いが実施できるようになった。2005年にこれらの規定は「会社法」としてまとめられ、現在に至っている（内田, 2004; 畠田, 2009）。

以上のようなコーポレート・ガバナンスの変化や自社株買いに関する規制緩和は日本企業のペイアウト政策に影響を与える余地が大きくなったと予想される。例えばスティーブル・パートナーズは機関投資家として2003年にユシロ化学やソトーに対し余剰なキャッシュフローを増配するように要求したと言われ、企業は株主価値を意識したペイアウト政策について考える必要性が出てきている。

1.4 本論文の課題

1.2節で指摘したように、企業のペイアウト政策についてはこれまで非常に多くの研究が蓄積されている。一方、1.3節で説明したように1990年代以降、コーポレート・ガバナンスの重要性が増大するとともに、日本企業のペイアウト政策も変化してきている。その中で重要な変化としては(1)自己株式の買戻しの規制緩和によって、日本企業は配当と自

社株買いの選択に関する問題に直面したこと、(2) コーポレート・ガバナンスが日本企業のペイアウト政策に影響を与える状況になってきたことが指摘できる。また従来からの日本企業の配当政策の特徴として、低位安定配当政策を行ってきた点を指摘でき、日本企業においても米国企業と同様に Lintner (1956) 型の配当平準化政策が採用されてきた可能性がある。本論文の目的は、これら3つのテーマについて先行研究では十分に明らかにされてこなかった側面を検証することである。以下では各テーマについて、それぞれの問題意識を説明する。

(1) の観点に関する先行研究をみると、配当は現在の水準を維持していくという意味で投資家に対するコミットメントを強く持つ一方で、自社株買いは経営者の裁量で実施か否かを決定できるため、コミットメントの性格は弱いと指摘されている。この違いについて先行研究は営業キャッシュフローのボラティリティとペイアウト政策の関係を検証し、ボラティリティの低い企業はコミットメントの強い配当を選択すると指摘している (Chay and Suh, 2009; Jagannathan et al., 2000)。しかしボラティリティの低い企業が実際にどのような資金を使って配当を支払うかについては、これまで詳細な分析が行われていない。同様に業績不振企業が減配するとは限らないと言われている点についても、それらの企業がどのような資金を用いて配当を行っているのか明らかになっていない。これらのリサーチ・ギャップを埋めるために、企業の財務状況 (業績不振時と通常時) に焦点を当て、配当の原資としての留保利益とペイアウト政策との関係を検証していく。

(2) の観点に関しては、コーポレート・ガバナンスの一つとしてストックオプションに着目し、配当政策との関係を検証していく。米国企業を対象とした先行研究は、配当支払いは企業の純資産の減少を招き、株価を下落させることから、ストックオプション付与は配当に負の効果を与えると指摘されている。しかし、情報の非対称性をもとにした理論 (エージェンシー問題の緩和、シグナリング) をベースに考えれば、先行研究とは対照的に配当によって高株価を実現できると考えられる。この側面は、株主価値を重視した配当政策を採用してこなかった日本企業では特に強くなると考えられる。よって日本企業のような状況を考えれば、先行研究と異なりストックオプションが配当に正の影響をもたらす可能性があると思われ。

(3) については、日本においても米国と同様の配当平準化が観察されるか、またなぜ米国のように日本でも配当平準化がみられるかに関する分析を実施している。筆者の知る限りこれらの観点に基づいた分析はなされておらず、この意味で先行研究に対する貢献があると考えられる。分析の際には国際データを使用し、米国・日本と諸外国の企業を比較する形で検証を行っている。

最後に、本論文の構成について述べる。第 2 章では、(1) のペイアウト手段の選択について、東京証券取引所一部、二部、マザーズ・ジャスダックに上場する企業をサンプルとした実証分析を行っていく。第 3 章は (2) のコーポレート・ガバナンスの観点からの分析であり、ストックオプションと配当政策の関係について東京証券取引所一部・二部を対象に分析を行う。第 4 章では 24 ヶ国約 5,000 社を対象に各国の株式の所有構造と配当税制の違いに着目し、(3) の配当平準化に関する実証分析を行う。第 5 章では、本論文の要約とインプリケーションが提示される。

第2章 留保利益とペイアウトのコミットメント

1. はじめに

第1章で述べたように、1990年代以降、自社株買いに関する規制が緩和され、日本企業が米国企業と同様に配当と自社株買いの選択に関する問題に直面するようになった。日本では従来、資本充実の原則から自社株買いは法律的に禁止されていた。しかし1994年に商法が改正された結果、自社株買いが認められ、その後の商法改正で企業は自社株買いをより機動的に行えるようになった。この点は、株主に対し配当だけではなく自社株買いによるペイアウトが実施できるようになったことを意味している。しかしペイアウトに関する先行研究をみると同じペイアウト手段にもかかわらず、配当と自社株買いの間には差違があると報告されている。Brav et al. (2005) は、米国企業を対象にペイアウト (配当・自社株買い) 政策のサーベイ調査を実施した。その結果、米国の経営者は減配を避ける傾向にあることが明らかとなり、Lintner (1956) と整合的な結果を得ている。これらの結果は、投資家は将来的な減配や無配を嫌うため、経営者は安定的に配当を行う必要があることを示唆している。つまり経営者が配当を安定的に支払っていくという意味で、配当は投資家に対するコミットメントとしての性格を強く持つと考えられている。対照的に自社株買いは経営者の裁量で実施か否かを決定できるため、配当よりもコミットメントは弱いとみなされている (Brav et al., 2005; Grullon and Michaely, 2002; Guay and Harford, 2000; Jagannathan et al., 2000; Skinner, 2008)。

本章の目的は、日本の上場企業を対象に配当と自社株買いの選択について分析することにある。第1章で示したように、先行研究は営業キャッシュフローのボラティリティとペイアウト政策の関係を検証し、ボラティリティの低い企業はコミットメントの強い配当を選択すると指摘している (Chay and Suh, 2009; Jagannathan et al., 2000)。しかしボラティリティの低い企業が実際にどのような資金を使って配当を支払うかについては、これまで詳細な分析が行われていない。同様に業績不振企業が減配するとは限らないと言われている点についても、それらの企業がどのような資金を用いて配当を行っているのか明らかになっていない。そこで本章は東京証券取引所一部・二部、マザーズ、ジャスダックに上場する企業を対象として、資金調達手段の側面から配当と自社株買いの選択に関する分析を行っていく。Myers and Majluf (1984) は企業が使用する3つの資金調達手段 (留保利益、負債、株式) のうち、留保利益のエージェンシーコストが最も低いことを主張している。このことは、留保利益は経営者にとって機動的に使用できる資金調達手段であることを示唆している。そこで本章は具体的な資金調達手段として、留保利益に焦点を当てている。さらに分析を行う際には、企業の現在の財務状況 (①業績不振時 [当期のキャッシュフロー

でコミットメントを維持できない状態]、②通常時 [当期のキャッシュフローでコミットメントを維持できる状態]) に注目する。

仮に企業が業績不振時に多くの留保利益を保有する場合、留保利益を原資として無配・減配を避けることが可能になると予想される。加えて業績不振時に留保利益水準が減配・無配を避ける機能を持つのであれば、通常時から留保利益率の高い企業は自社株買いよりも配当を選択すると予想される。本章ではこれらの仮説について、実証分析を行う。結果を要約すると DeAngelo et al. (2006) の Life-cycle 仮説の可能性を考慮して成長性をコントロールしても、業績不振時に留保利益水準と減配・無配を実施する確率の間に負の関係が観察された。同様に、成長性をコントロールしても通常時から留保利益水準の高い企業は自社株買いよりも配当を選択する傾向がみられた。これらの結果は本稿の仮説と整合的であり、日本企業について先行研究と異なる分析方法をとっても、配当と自社株買いの間に差異が存在するという考えが成立することを表している。

本章の貢献は、次の通りである。第 1 に先行研究と異なり留保利益という資金調達手段に注目した分析を行っている点である。先述のように先行研究ではキャッシュフローのボラティリティの低い企業が配当を選好する点や業績不振に直面した企業が減配を行わない点を指摘したにすぎず、具体的にどのように配当を支払うかについては詳細な検証がなされていなかった。しかし本章では資金調達手段として留保利益に着目することで、このような先行研究のリサーチ・ギャップを埋めている。第 2 の貢献として、ペイアウト手段の選択について日本企業を対象とした分析を行った点である。筆者の知る限り、この観点からの分析は米国企業を対象としたものが多く、日本企業に関する研究は相対的に少ないように思われる。この意味で、本章の分析には一定の意義があると考えられる。

本章の構成は次の通りである。2 節では先行研究を整理するとともに仮説を提示する。3 節では本章で使用するサンプルとデータについて説明し、4 節で実証分析を実施する。最後に 5 節で本章の要約をまとめる。

2. 先行研究と仮説

Black (1976) は、投資家にとって税制上、不利な配当が多くの企業で実施されている事実を「配当パズル」と定義している。この現象に対するアプローチの一つとして先行研究は、ペイアウト手段によって投資家に対するコミットメントの強さが異なるという点に注目している。Lintner (1956) によれば投資家は将来的な減配や無配を嫌うため、経営者は現在の配当水準を維持する、または増配するにしても将来的に負担とならない範囲で行うとしている。つまり配当は経営者が安定的に支払っていく必要性が強く、その意味で投資家

に対するコミットメントの性格が強いと考えられている。

実際に Brav et al. (2005) は 384 社の米国企業に対しペイアウト政策に関するインタビューを行ったところ、①配当水準の維持は投資政策と同じくらい重要であること、②減配を否定的に捉える傾向にあることを明らかにした。日本でも花枝・芹田 (2008) がペイアウト政策のサーベイ調査を行った結果、長期的に収益を見込めると確信している企業ほど増配すると報告している。このような配当の性格は、企業のペイアウトの推移を追った研究からも確認されている。Fama and French (2001) は米国の有配企業の財務属性を時系列的に検討した結果、収益性が高い大企業が配当を行う傾向にあり、1978 年以降も大きく変わっていないと報告した。DeAngelo et al. (2004) は米国において、収益の多い大企業が主に配当を実施する傾向があると指摘した。これらの結果は、収益が安定的な企業ほどコミットメントの強い配当を行っていることを示唆し、配当が自社株買いよりも強いコミットメントを有しているという考え方と整合的である。

このような研究とは別に、配当と自社株買いの差異について実証的な側面から行った分析も数多くなされている。営業利益やキャッシュフローのボラティリティに注目した研究には、主に次の 3 つが挙げられる。Jagannathan et al. (2000) は 1985～1996 年において、将来の営業利益のボラティリティと配当（自社株買い）の間に負（正）の関係があると提示した。Chay and Suh (2009) は 1994～2005 年の主要 7 カ国（オーストラリア、カナダ、フランス、ドイツ、日本、イギリス、アメリカ）を対象に株価のボラティリティとペイアウトの関係を検討した結果、ボラティリティと配当の間に有意な負の関係があると指摘した。Guay and Harford (2000) は 1981～1993 年の CRSP に収録された企業について、ペイアウト手段の変更が市場のキャッシュフローの予測に影響を与えていると報告した。具体的には市場が企業のキャッシュフローの増加を一時的なものとして捉えている場合に、企業が増配を行うと市場が好意的な反応を見せるとしている。この結果は、企業が継続的に安定したキャッシュフローを将来にわたって得られる場合に増配することを示唆し、このシグナルをもとに市場が企業に対する評価を修正することを表している。上野・馬場 (2005) は 1990～2003 年に東京証券取引所一部に上場する企業について、営業利益が安定した企業ほど配当を実施すると報告した。これらの結果は、キャッシュフローの安定的な企業が主に配当を支払うことを表し、コミットメントを維持できる企業が配当を実施していると解釈できる。

Grullon and Michaely (2002)、Kooli and L'Her (2010)、Skinner (2008) は Lintner (1956) が提示した「配当調整モデル」を用いて、ペイアウト手段とコミットメントの強さの関係を検証している。このモデルは経営者が設定する目標配当額に向けて現在の配当額をどの程

度の速さで調整するかを表し、このスピードが速い企業ほど短期間に増配していると解釈できる⁸。Skinner (2008) はこのモデルをペイアウト (配当+自社株買い) まで拡張し、目標ペイアウト額に対する調整速度を計測した結果、配当のみを適用した場合よりもペイアウトの調整速度のほうが速くなっていた。日本でも佐々木・花枝 (2010) が 2000 年～2005 年を対象に Skinner (2008) と同様の分析を行い、配当の調整速度よりもペイアウトの調整速度のほうが有意に上がっていたことを指摘している。Grullon and Michaely (2002) は 1972 ～2000 年に Compustat に収集されている企業について、超過配当額 (実際の配当額－配当調整モデルから算出した期待配当額) を推計した。その後、超過配当額と自社株買いの関係を検証したところ、両者の間に有意な負の関係があると述べている。同様に Kooli and L'Her (2010) は Grullon and Michaely (2002) の分析方法を踏まえカナダ企業を対象に分析したところ、自社株買いが超過配当額に有意な負の影響を与えているという分析結果を提供している⁹。以上の結果を解釈すると、経営者が自社株買いを選好する一方で、コミットメントの強い配当を避ける傾向にあると判断できる。

以上の先行研究は、配当がコミットメントとしての性格が自社株買いよりも強いという証拠を提示している。しかしながら、これらの研究はどのような資金調達手段を使用してコミットメントを維持しているかについて詳細に検討していない。具体的にはキャッシュフローのボラティリティが低い企業が、どのようにして配当を実施し投資家に対するコミットメントを維持するのかという点で疑問が残る。また DeAngelo et al. (1992) は米国の赤字企業の配当政策に焦点を当て、赤字転落は減配の必要条件であると主張している。日本においても上野・馬場 (2005) が、減益・赤字企業は一定額の配当を支払う傾向にあると指摘している。これらの事実は、企業は業績不振時であっても配当を支払いコミットメントの維持を図る可能性が強いことを示唆している。しかしこの場合についても、どのような資金を原資として配当を支払うのか明らかではない。本章はこれらのリサーチ・ギャップを埋めるために、企業の留保利益水準と現在の業績 (①業績不振時 (当期のキャッシュフローでコミットメントを維持できない状態)、②通常時 (当期のキャッシュフローでコミットメントを維持できる状態)) の関係に焦点を当てながら、配当と自社株買いの違いについて検証していく。

Myer and Majluf (1984) は留保利益のエージェンシーコストが他の資金調達手段 (負債や株式) と比べ低いと主張しており、この点は企業にとって留保利益が相対的に利用しや

⁸ Lintner (1956) の配当調整モデルについては、本論文の第 4 章 2.2 節を参照のこと。

⁹ 日本では山口 (2007) が、東京証券取引所一部・二部上場する 2,640 firm-years について Grullon and Michaely (2002) と同様の方法で超過配当額を計算し、自社株買いとの関係を検証している。結果としては、両者の間に有意な関係はみられなかった。

すい資金であることを示唆している。そこで本章では、配当の原資としては留保利益に注目する。企業が留保利益を多く保有するのであれば、業績不振時であっても留保利益を原資として減配・無配を避け、自社株買いよりも配当を選択することが可能となる。結果として、投資家に対するコミットメントを維持できると予想される。よって、以下の仮説が提示される。

仮説 1：業績不振時に、留保利益率の高い企業はコミットメントの維持を目的として、無配・減配を避ける。

仮説 2：業績不振時に、留保利益率の高い企業はコミットメントの維持を目的として、自社株買いよりも配当を選択する。

仮説 1、2 が支持される場合、業績不振に直面していない通常時においても、留保利益水準が企業のペイアウト政策に影響すると予想できる。つまり業績不振時において高水準にある留保利益が配当のコミットメントを維持するという意味で「保険」として機能するのであれば、無配・減配が回避され、配当が選択される可能性も高くなると予想される。この点を前提とすれば、通常時から留保利益を多く保有する企業は、自社株買いよりも配当を選択する行動をとると考えられる。したがって、以下の仮説が提示される。

仮説 3：通常時から留保利益率の高い企業は、自社株買いよりも配当を選択する。

なお留保利益率については、DeAngelo et al. (2006) が Life-cycle 仮説を検証するための代理変数として採用している。DeAngelo et al. (2006) は、「留保利益率の低い企業が必要な資本を外部調達するのとは対照的に、留保利益率の高い企業は企業内に多くの利益を蓄積しながら成熟段階に向かう」と述べている。このことは、DeAngelo et al. (2006) は Life-cycle 仮説の検証にあたって、成熟企業は外部資金調達を行う必要がなく留保利益で資金を賄えるというアド・ホックな仮定に基づいていることを意味している。したがって、留保利益率が企業の成長段階を表す完全な代理変数とは言い難い部分がある¹⁰。本章で強調しているように、企業は通常時から蓄積している内部留保を将来の配当のコミットメントを維持するための原資とみなしている側面も大きいと考えられる。この傾向は、従来から低位安定配当政策を採用していた日本企業においてより顕著に観察されると予想される。以上を

¹⁰ Grullon et al. (2002) は企業の成熟度合いを示す変数として、ベータ（システムティックリスク）を採用している。

踏まえて本章では、留保利益を配当のコミットメントを維持するための資金調達手段であると捉えるとともに、Life-cycle 仮説の代理変数については留保利益率以外の変数を使用することにする。

3. サンプルとデータ

本章では、上記の仮説を検証するために、日本の財務データを使用する。具体的には 2001～2008 年に東京証券取引所一部・二部、マザーズ、ジャスダックに上場する企業をサンプルとしている。その際、ペイアウト政策が規制の影響を受ける可能性があるため、金融機関、電力・ガスはサンプルから除外した (Cuny et al., 2009; Smith and Watts, 1992)。使用するデータについて、①自社株買い金額は *Nikkei Needs* 企業ファイナンスから収集し、②これ以外の財務・株価データは *Nikkei Needs Financial Quest* から抽出した。最終的なサンプル数は 15,747firm-years となり、企業数は 2,888 社であった。

表 2-1

変数の定義

表 2-1 は第 2 章の分析で使用する変数の定義を提示している。留保利益率 ($Retain_{t-1}$) は 1 期分のラグをとり、留保利益は以下の方法で計算した。①2000 年と 2001 年の両年については、留保利益=その他の剰余金合計-自己株式、②2002～2008 年は、留保利益=(その他の資本剰余金+任意積立金+繰越利益剰余金)-自己株式とした。本章で使用する留保利益は会計上の留保利益 (利益剰余金) ではなく、法律上、株主に分配できる最大の金額である「分配可能額」を意味している。なお留保利益の計算に必要な項目が欠損値の場合、計算ができずサンプルセレクションバイアスを起こす可能性があるため、これらをゼロとみなしている。

変数名	定義
Div_dum	減配、または無配を行っていない企業を 1、それ以外を 0 とするダミー変数
Rep_dum	自社株買い金額が 0 ではない、またはその金額を減らしていない企業を 1、それ以外を 0 とするダミー変数
DPP	普通株式の中間・期末配当額合計 / (普通株式の中間・期末配当額合計+自社株買い実施金額)
Retain _{t-1}	留保利益 / 自己資本
Redink_1	ROA < 1 となる企業を 1、それ以外を 0 とするダミー変数

表 2-1

変数の定義 (続き)

変数名	定義
Redink_2	前期の1株当たり配当額 > 当期の1株当たり営業利益となる企業を1、それ以外を0とするダミー変数
ROA	営業利益/総資産
Extra	特別利益/総資産
Extra_dum	特別利益が欠損値の場合を1、それ以外を0とするダミー変数
Risk	4年間 (t-4~t年) の ROA の標準偏差
MtBr	(株式時価+負債簿価)/総資産簿価
LnSales	売上高の自然対数
CD	現金および現金同等物/総資産
Leverage	負債/総資産
Financial	金融機関持株数/発行済株式総数
SOP	ストックオプションを採用している企業を1、それ以外を0とするダミー変数

表 2-1 は本章で用いられる変数の定義を表し、主要な従属変数は Div_dum、DPP の 2 つである。Div_dum は無配・減配を行っていない企業を 1 とするダミー変数、DPP はペイアウト (配当+自社株買い) に占める配当の割合を示す。ただし配当・自社株買いともに行っていない企業は DPP を算出できない結果、サンプル数が 13,402 firm-years まで減少することに注意を要する。

本章の主要な独立変数は $Retain_{t-1}$ 、Redink_1、Redink_2 の 3 つである。 $Retain_{t-1}$ は留保利益を総資産で除したもので、前期の留保利益水準が当期の配当政策に影響すると考えられるため 1 期分のラグをとった。留保利益の算出は、以下の通りに行っている。まず 2002~2008 年については、「留保利益=(その他の資本剰余金+任意積立金+繰越利益剰余金)-自己株式」として定義した (桜井, 2010)。しかし 2000 年と 2001 年の両年については貸借対照表の資本の部の表記が他の年と異なっていたため、「留保利益=その他の剰余金合計-自己株式」として計算した。つまり本章で使用する留保利益は「会計上の留保利益 (利益剰余金)」とは異なり、企業が合法的に株主に分配できる最大の金額である「分配可能額」を意味している。また留保利益を計算する際に必要な勘定科目が欠損値であれば留保利益を算出できず、サンプル数の減少を招く可能性があるため、これらの欠損値はゼロとみなし

ている。Redink_1 は ROA が負となる企業を、Redink_2 は今期の 1 株当たり営業利益が前期の 1 株当たり配当額を下回る企業を 1 とするダミー変数であり、両変数を業績不振の代理変数として扱う。

またペイアウトに影響する様々な要因をコントロールするために、以下のコントロール変数を推計に加えた。ROA (営業利益／総資産) は企業の収益率の代理変数であり、この比率が高い企業ほど高水準の配当を実施すると予想される。Extra (特別利益／総資産) は一時的な収益を表す代理変数であり、この比率が 1 を超えるサンプルに関しては分析から除いている。先行研究では、一時的な収益を表す代理変数として「営業外収益」が使われている (Chay and Suh, 2009; Jagannathan et al., 2000)。しかし先行研究は主に米国企業を対象とした分析であり、米国企業の財務諸表に掲載される「営業外収益」は日本の「特別利益」に相当している。このため本章では一時的な収益として、「特別利益」を使用した。先行研究によれば一時的な収益が多い企業は安定的に配当を実施できないため、自社株買いを愛好する傾向にあるとされている。Extra_dum は、特別利益が欠損値となる場合を 1 とするダミー変数である。表 2-2 の記述統計量に注目すると、特別利益が欠損値となるサンプルは 21.3%を占めていることがわかる。これらのサンプルを除外することでサンプルセレクションバイアスが発生する可能性があるため、Extra_dum を加えている。Risk は 4 年分 (t-4 ~ t 年) の ROA の標準偏差を表し、営業キャッシュフローのボラティリティの高い企業はコミットメントの強い配当よりも自社株買いを選択すると言われている (Chay and Suh, 2009; Jagannathan et al., 2000)。

MtBr は 時価・簿価比率 ((株式時価＋負債簿価)／総資産簿価) であり、企業の成長性を表している。多くの先行研究は、企業の成長性とペイアウトの間に負の関係があると報告している (DeAngelo et al., 2006; Easterbrook, 1984; Grullon et al., 2002; Jensen, 1986)。LnSales (売上高の自然対数) は企業規模を表し、大企業ほどキャッシュフローが安定的で配当を実施しやすいとされている (Chae et al., 2009; Cuny et al., 2009; Fenn and Liang, 2001)。CD (現金および現金同等物／総資産) は保有現金比率を意味し、ペイアウトと正の関係があると予想される。Leverage は負債比率 (負債／総資産) であり、負債比率の高い企業は財務的困難に陥る確率が高いため、ペイアウトを控えると予想される。また負債にはペイアウトと同じく過大投資を抑制する効果があり、両者の間に代替関係が予想される (Easterbrook, 1984; Jensen, 1986)。SOP はストックオプションを採用している企業を 1 とするダミー変数で、ストックオプションを付与された経営者は配当を延期する行動をとりやすく、両者の間に負の関係がみられる (Cuny et al., 2009; Fenn and Liang, 2001; Lambert et al., 1989)。一方、ストックオプション採用企業はその行使によって株式の希薄化が起きるため、

自社株買いを実施する傾向にある。(Cuny et al., 2009; Fenn and Liang, 2001)。Financial は金融機関持株比率を表し、金融機関は機関投資家として資産運用を目的に高配当の企業を愛好すると考えられる。これらの変数以外にも年次ダミー、市場ダミー、業種ダミーの3つの変数を加えた。

表 2-2 記述統計量

表 2-2 は本章で使用するデータの記述統計量を表している。配当・自社株買いをともに実施していない場合、DPP を算出できないため、この変数のみサンプル数が異なっている。

パネル A: ダミー変数以外の変数								
	平均	標準 偏差	最小値	第一四 分位	中央値	第三四 分位	最大値	観測数
DPP	0.852	0.293	0	1	1	1	1	13,402
Retain _{t-1}	0.226	4.955	-355.612	0.231	0.443	0.623	3.568	15,747
ROA	0.049	0.069	-1.573	0.018	0.039	0.073	0.582	15,747
Extra	0.009	0.026	0	0.000	0.001	0.007	0.751	15,747
Risk	0.029	0.055	0.000	0.009	0.017	0.031	3.737	15,747
MtBr	1.449	1.686	0.182	0.882	1.066	1.430	55.201	15,747
Sales (百万円)	111,025.4	444,909	6	9,605	25,313	72,340	12,300,000	15,747
CD	0.138	0.135	0.000	0.048	0.097	0.181	0.963	15,747
Leverage	0.496	0.225	0.000	0.333	0.505	0.661	7.672	15,747
Financial	0.196	0.140	0.000	0.085	0.167	0.283	0.709	15,747
パネル B: ダミー変数								
	ダミー変数が 1 となる 観測数		ダミー変数が 1 となる観測 数の割合					
Div_dum	10,446		0.663					
Redink_1	1,501		0.095					
Redink_2	3,041		0.193					
Extra_dum	3,348		0.213					
SOP	5,591		0.355					

表 2-3

相関係数行列

表 2-3 は、本章で使用する変数の相関係数行列を表している。なお配当・自社株買いをともに実施していない場合、DPP を算出できないため、サンプル数が 13,402 firm-years まで減少している。

<i>N</i> =13,402	DPP	Retain _{<i>t-1</i>}	ROA	Extra	Risk	MtBr	LnSales	Leverage	CD	Financial
DPP	1.000									
Retain _{<i>t-1</i>}	0.046	1.000								
ROA	0.010	0.174	1.000							
Extra	-0.042	-0.184	-0.118	1.000						
Risk	-0.025	-0.075	0.348	0.016	1.000					
MtBr	0.016	-0.030	0.514	-0.006	0.385	1.000				
LnSales	0.057	0.015	-0.144	0.041	-0.287	-0.113	1.000			
Leverage	0.125	-0.021	-0.275	0.027	-0.203	-0.157	0.302	1.000		
CD	-0.064	0.110	0.418	-0.022	0.370	0.329	-0.374	-0.347	1.000	
Financial	-0.035	-0.105	-0.153	0.060	-0.225	-0.063	0.568	0.125	-0.294	1.000

表 2-2 は本章で使用する変数の記述統計量を表している。Div_dum をみると 65.4%となっているのに対し、Rep_dum は 14.1%を示した。このことは、日本では無配・減配をしない企業が多く存在するのに対し、自社株買い金額をゼロとしない、または減らさない企業が少なくことを示唆している。また Retain_{*t-1*} の最小値は-355.612、Leverage の最大値は 7.672 であることから、債務超過の企業が存在している。本章では業績不振時の企業を対象とするため、これらを異常値とせずサンプルに含めている。また先述のように留保利益の算出に必要な勘定科目が欠損値である場合、これらをゼロとして計算した。このため Retain_{*t-1*} がゼロとなるサンプルが存在すると考えられるが、1 件しか確認できなかった。このサンプルは対象期間中に「その他の資本剰余金」と「任意積立金」がゼロで、「繰越利益剰余金」と「自己株式」の値が同じであったため、Retain_{*t-1*} がゼロを示している。換言すると、留保利益の計算に必要な勘定科目がすべてゼロとなるサンプルはなかった。

表 2-3 は、本章で使用する変数の相関係数行列を提示している。この表から MtBr と ROA の間に高い相関がみられ、収益率の高い企業ほど株価が高くなる傾向を表している。同様に Financial と LnSales についても高い相関が確認でき、金融機関が大企業に投資を行っている可能性を表している。よって回帰分析を行う際には、これらの変数間の相関に留意する必要がある。

4. 実証分析

4.1 単変数分析

本節では、上記の仮説を検証するために実証的な分析を行っていく。表 2-4 は、留保利益水準と企業の配当政策の関係を提示している。まず留保利益水準に関して、留保利益率 ($Retain_{t-1}$) の大小に応じて 3 分類した。具体的には、上位 (下位) 10% を最も留保利益水準の高い (低い) グループを High-Retain (Low-Retain) とし、残りのグループ (中位 80%) を Middle-Retain とした。配当政策については、①無配、②減配、③維持、④増配の 4 つに分類した。表中の数字は各留保利益水準において、先に 4 分類した配当政策を採用した企業数とその割合 ([]内) を表している。

表 2-4

留保利益水準と配当政策の関係

表 2-4 は、企業の留保利益水準と配当政策の関係を検証した結果を示している。パネル A、B は業績不振に陥っている企業 (パネル A: 赤字企業、パネル B: 当期の 1 株当たり営業利益 < 前期の 1 株当たり配当額となる企業) を対象とした。分析にあたり留保利益率 ($RETAIN_{t-1}$) を次の 3 グループ (上位 10%: High-RETAIN; 中位 80%: Middle-RETAIN; 下位 10%: Low-RETAIN) に分類した。配当政策については、以下の 4 つ (無配、減配、維持、増配) に分類した。[] 内は High-RETAIN、Low-RETAIN、Middle-RETAIN の 3 グループそれぞれについて、先に分類した 4 つの配当政策を採用した企業の割合を示している。

パネル A : 赤字企業					
	無配	減配	維持	増配	合計
High-Retain	3 [0.045]	34 [0.515]	21 [0.318]	8 [0.121]	66 [1.000]
Middle-Retain	230 [0.232]	499 [0.504]	164 [0.166]	97 [0.098]	990 [1.000]
Low-Retain	417 [0.937]	20 [0.045]	0 [0.000]	8 [0.018]	445 [1.000]
合計	650 [0.433]	553 [0.368]	185 [0.123]	113 [0.075]	1,501 [1.000]
					$\chi^2 = 297.34^{***}$

***: 1%水準で有意

表 2-4

留保利益水準と配当政策の関係 (続き)

パネル B: 当期の 1 株当たり営業利益 < 前期の 1 株当たり配当額となる企業					
	無配	減配	維持	増配	合計
High-Retain	11 [0.036]	66 [0.215]	33 [0.107]	197 [0.642]	307 [1.000]
Middle-Retain	296 [0.132]	761 [0.340]	308 [0.138]	874 [0.390]	2,239 [1.000]
Low-Retain	453 [0.915]	23 [0.046]	0 [0.000]	19 [0.038]	495 [1.000]
合計	760 [0.250]	850 [0.280]	341 [0.112]	1090 [0.358]	3,041 [1.000]
					$\chi^2 = 4498.79^{***}$

***: 1%水準で有意

表 2-4 のパネル A、B はそれぞれ赤字企業、当期の 1 株当たり営業利益が前期の 1 株当たり配当額を下回る企業を対象とした。パネル B から明らかなように、留保利益率の最も高いグループ (High-Retain) において約 75%の企業が配当額を維持・増加しており、無配・減配を行う企業が相対的に少ないことがわかる。これに対して留保利益率が最も低いグループ (Low-Retain) では、約 96%と大半の企業が無配・減配を実施していた。他方、パネル A に注目すると、High-Retain のグループで無配・減配した企業の割合が維持・増配した企業よりも 10%ほど高く、一見すると本章の仮説 1 と整合的ではなかった。しかし Low-Retain のグループでは、配当を維持・増加した企業はわずか 1.8%に過ぎず、大部分の企業が無配・減配にしていたことが確認できる。さらに分割表分析の結果はパネル A、B ともにカイ二乗統計量が統計的に有意であることを示し、企業の留保利益水準と配当政策の間に関係があると解釈できる。よって以上の点を総合的に考えれば、本章の仮説 1 を支持する結果が得られている。

表 2-5 のパネル A~D は、ペイアウト手段の選択と留保利益水準の関係を表している。ペイアウト手段の選択に関しては、次の 4 つのケース (①配当も自社株買いも実施しない [Div=0 & Rep=0]、②配当のみ実施 [Div>0 & Rep=0]、③自社株買いのみ実施 [Div=0 & Rep>0]、④配当・自社株買いの両方を実施する [Div>0 & Rep>0]) に分類した。留保利益水準の分類方法は、表 2-4 と同様である。また表中の数字は各留保利益水準において、先に 4 分類したペイアウト手段を採用した企業数とその割合 ([]内) を表記している。

表 2-5

留保利益水準とペイアウト手段の選択の関係

表 2-5 は、企業の留保利益水準とペイアウト手段の選択の関係を検証した結果を示している。パネル A、B は業績不振に直面している企業 (パネル A: 赤字企業、パネル B: 当期の 1 株当たり営業利益 < 前期の 1 株当たり配当額となる企業)、パネル C、D は業績不振に直面していない企業 (パネル C: 赤字に陥っていない企業、パネル D: 当期の 1 株当たり営業利益 > 前期の 1 株当たり配当額となる企業) に分類した。ペイアウト手段の選択については、以下の 4 つ ([DIV = 0 & REP = 0]: 配当・自社株買いをともに実施しない, [DIV > 0 & REP = 0]: 配当のみ実施, [DIV = 0 & REP > 0]: 自社株買いのみ実施, [DIV > 0 & REP > 0]: 配当・自社株買いをともに実施) に分類した。[] 内は High-RETAIN、Low-RETAIN、Middle-RETAIN の 3 グループそれぞれについて、先に分類した 4 つのペイアウト政策を採用した企業の割合を示す。***は 1%水準で有意であることを表す。

パネル A : 赤字企業					
	Div=0 & Rep=0	Div>0 & Rep=0	Div=0 & Rep>0	Div>0 & Rep>0	合計
High-Retain	10 [0.152]	46 [0.697]	1 [0.015]	9 [0.136]	66 [1.000]
Middle-Retain	409 [0.413]	446 [0.451]	47 [0.047]	88 [0.089]	990 [1.000]
Low-Retain	423 [0.951]	6 [0.013]	11 [0.025]	5 [0.011]	445 [1.000]
合計	842 [0.561]	498 [0.332]	59 [0.039]	102 [0.068]	1,501 [1.000]
					$\chi^2 = 241.54^{***}$
パネル B : 当期の 1 株当たり営業利益 < 前期の 1 株当たり配当額となる企業					
	Div=0 & Rep=0	Div>0 & Rep=0	Div=0 & Rep>0	Div>0 & Rep>0	合計
High-Retain	18 [0.059]	226 [0.736]	1 [0.003]	62 [0.202]	307 [1.000]
Middle-Retain	502 [0.224]	1,270 [0.567]	59 [0.026]	408 [0.182]	2,239 [1.000]
Low-Retain	461 [0.931]	12 [0.024]	11 [0.022]	11 [0.022]	495 [1.000]
合計	981 [0.323]	1,508 [0.496]	71 [0.023]	481 [0.158]	3,041 [1.000]
					$\chi^2 = 1216.46^{***}$

***: 1%水準で有意

表 2-5

留保利益水準とペイアウト手段の選択の関係 (続き)

パネル C : 赤字に陥っていない企業					
	Div=0 & Rep=0	Div>0 & Rep=0	Div=0 & Rep>0	Div>0 & Rep>0	合計
High-Retain	19 [0.013]	1,189 [0.788]	1 [0.001]	300 [0.199]	1,509 [1.000]
Middle-Retain	601 [0.052]	8,506 [0.733]	75 [0.006]	2,425 [0.209]	11,607 [1.000]
Low-Retain	883 [0.781]	182 [0.161]	30 [0.027]	35 [0.031]	1,130 [1.000]
合計	1,503 [0.106]	9,877 [0.693]	106 [0.007]	2,760 [0.194]	14,246 [1.000]
					$\chi^2 = 742.16^{***}$
パネル D : 当期の 1 株当たり営業利益 > 前期の 1 株当たり配当額となった企業					
	Div=0 & Rep=0	Div>0 & Rep=0	Div=0 & Rep>0	Div>0 & Rep>0	合計
High-Retain	11 [0.009]	1,009 [0.796]	1 [0.001]	247 [0.195]	1,268 [1.000]
Middle-Retain	508 [0.049]	7,682 [0.742]	63 [0.006]	2,105 [0.203]	10,358 [1.000]
Low-Retain	845 [0.782]	176 [0.163]	30 [0.028]	29 [0.027]	1,080 [1.000]
合計	1,364 [0.107]	8,867 [0.698]	94 [0.007]	2,381 [0.187]	12,706 [1.000]
					$\chi^2 = 722.45^{***}$

***: 1%水準で有意

表 2-5 のパネル A は、業績不振に陥った企業のうち赤字企業を対象としている。その結果、High-Retain のグループで配当を支払っている企業は、配当・自社株買いをともに実施している企業と合わせてと約 70%を占めていた。反対に High-Retain のグループ内で自社株買いを実施する企業は、配当・自社株買いともに行っている企業と合わせても 15%程度しかなく、配当を行う企業のほうが圧倒的に多い。Low-Retain のグループについてみると、配当・自社株買いの両方を行っている企業とあわせて 3.6%の企業が自社株買いを行うのに対し、配当を支払う企業は配当・自社株買いの両方を行っている企業を含めても 2.4%しか存在しなかった。さらに分割表分析の結果から、カイ二乗統計量は統計的に有意であ

ることが確認され、企業の留保利益水準とペイアウト手段の間に関係があると判断できる。他方、当期の1株当たり営業利益が前期の1株当たり配当額を下回る企業を対象としたパネルBに関しても、パネルAの赤字企業と同様の傾向が見受けられた。これらの結果を要約すると、本章の仮説2を支持するように業績不振時であっても留保利益の多い企業は自社株買いよりも配当を実施する傾向がみられている。

表2-5のパネルC、Dは、通常時において企業が採用したペイアウト手段と留保利益水準の関係を表している。パネルCの赤字に陥っていない企業のうちHigh-Retainのグループに目を向けると、配当を支払っている企業は配当・自社株買いをともに実施している企業を加えると1,489社になり、このグループ全体の約99%を占めていた。一方、同グループ内で自社株買いを行っている企業は、配当・自社株買いをともにやっている企業と合わせても301社に過ぎず、High-Retain全体の20%しか占めていない。次にLow-Retainのグループに焦点を当てると、配当・自社株買いの両方を行う企業を含めて19.2%の企業が配当を支払っていた。これとは対照的に同グループ内で自社株買いを実施している企業は、配当・自社株買いをともに行う企業と合わせてもわずか5.8%に過ぎなかった。また分割表分析の結果からカイ二乗値は1%水準で有意であり、通常時における企業の留保利益率とペイアウト手段の間に関係があることがわかる。パネルDは当期の1株当たり営業利益が前期の1株当たり配当額を下回る企業を対象に留保利益水準とペイアウト手段の関係を検討したところ、パネルCと同様の傾向が表れている。以上の結果をまとめると、通常時から留保利益率の高い企業は自社株買いよりも配当を多く実施する可能性が高く、本章の仮説3を支持していると解釈できる。

4.2 多重回帰分析

4.2.1 留保利益水準と配当政策の関係に関する実証結果

前節の分析から本章の仮説1~3と一致した結果が得られたが、ペイアウトに関わる様々な要因をコントロールしていないという点で問題が残っている。4.2節ではこの問題を考慮して、多重回帰分析を行うことにする。最初に本章の仮説1を検証するために、業績不振に直面した企業を対象にロジット分析を行った。従属変数はDiv_dumであり、本章の仮説1を支持するのであれば、留保利益率 ($Retain_{i,t}$) がDiv_dumに正の効果を与えると予想される。なお推計方法の選択はHausman検定に依拠しており、検定の結果、すべての推計式((1)、(2))について固定効果モデルが採択された。

表 2-6

業績不振企業を対象としたロジット分析の結果

表 2-6 は、業績不振に直面した企業を対象として行ったロジット分析の結果を表している。推計方法の選択は、hausman 検定に基づいており、()内は z 値を表している。変数の定義は、表 2-1 に提示されている。

推計方法	固定効果ロジットモデル			
	Div_dum			
従属変数	(1)		(2)	
	係数	オッズ比	係数	オッズ比
Retain _{t-1}	4.050** (2.80)	57.379	1.866** (2.44)	6.466
ROA	21.113** (2.87)	1.48e+09	25.204*** (6.95)	8.83e+09
Extra	0.534 (0.09)	1.706	3.553 (1.19)	34.920
Extra_dum	0.951** (2.14)	2.587	0.778** (2.85)	2.176
Risk	21.462 (1.44)	2.09e+09	4.602 (0.78)	99.673
MtBr	1.436** (2.16)	4.204	0.429** (2.39)	1.535
LnSales	1.322** (2.29)	3.752	0.600** (2.54)	1.822
CD	0.575 (0.18)	1.777	-2.803 (-1.61)	0.061
Leverage	-12.428*** (-3.57)	4.01e-06	-3.693** (-2.44)	0.025
Financial	-2.200 (-0.42)	0.111	2.255 (0.93)	9.537
SOP	-0.702 (-1.01)	0.495	0.163 (0.43)	1.178
Year dummy	Yes		Yes	
Market dummy	Yes		Yes	
Industry dummy	Yes		Yes	
Wald 統計量	68.96***		213.82***	
N	318		949	

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

推計結果は、表 2-6 に提示されている。推計式 (1) から明らかなように、赤字企業において Retain_{t-1} の係数は有意に正であり、本章の予想と一致していた。この結果は、業績不振時に留保利益率の高い企業は減配・無配を行う可能性が低いことを意味している。また Retain_{t-1} のオッズ比は 57.379 を示しており、業績不振時に留保利益率が 1 単位上昇した

場合、無配・減配を実施しない確率が無配・減配を行う確率よりも約 60 倍高くなることを表している。推計式 (2) は業績不振企業のうち今期の 1 株当たり営業利益が前期の 1 株当たり配当額を下回る企業を対象としている。その結果は赤字企業の場合と同様に、 $Retain_{t-1}$ が Div_dum に対し有意な正の影響を及ぼしていた。以上より業績不振時に留保利益率を多く保有する企業は減配・無配を避けるという考えが支持され、本稿の仮説 1 と整合的であると解釈できる。

表 2-7

配当のコミットメントに関するロジット分析の結果

表 2-7 は、配当のコミットメントに関するロジット分析の結果を表している。推計方法の選択は、hausman 検定に基づいており、()内は z 値を表している。変数の定義は、表 2-1 に提示されている。

推計方法	固定効果ロジットモデル							
	Div_dum							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比
$Retain_{t-1}$	1.066 (6.97)***	2.905	1.017 (6.68)***	2.764	1.047 (6.89)***	2.849	0.928 (6.22)***	2.530
$Retain_{t-1} \times Redink_1$			1.381 (3.35)***	3.980				
$Retain_{t-1} \times Redink_2$							1.360 (5.04)***	3.896
$Redink_1$	-0.769 (-6.70)***	0.463	-1.292 (-6.46)***	0.275				
$Redink_2$					-0.030 (-0.40)	0.971	-0.605 (-4.42)***	0.546
ROA	19.005 (16.13)***	1.79e+08	19.027 (16.11)***	1.83e+08	22.564 (19.56)***	6.30e+09	22.238 (19.18)***	4.55e+09
Extra	1.367 (1.21)	3.925	1.700 (1.48)	5.472	1.009 (0.91)	2.743	1.374 (1.21)	3.950
Extra_dum	0.139 (1.87)*	1.149	0.145 (1.95)*	1.156	0.119 (1.60)	1.126	0.131 (1.76)*	1.140
Risk	-4.305 (-3.63)***	0.014	-4.481 (-3.72)***	0.011	-4.757 (-3.94)***	0.009	-4.824 (3.96)***	0.008
MtBr	0.010 (0.29)	1.010	0.008 (0.24)	1.009	0.003 (0.08)	1.003	0.004 (0.11)	1.004
LnSales	0.229 (2.94)***	1.257	0.223 (2.86)***	1.251	0.215 (2.78)***	1.240	0.208 (2.66)***	1.231
CD	0.628 (1.33)	1.874	0.679 (1.43)	1.973	0.577 (1.21)	1.781	0.608 (1.27)	1.836

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

表 2-7

配当のコミットメントに関するロジット分析の結果 (続き)

推計方法	固定効果ロジットモデル							
従属変数	Div_dum							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比
Leverage	-2.433 (-5.51)***	0.088	-2.442 (-5.50)***	0.087	-2.426 (-5.50)***	0.088	-2.502 (-5.65)***	0.082
Financial	1.035 (1.67)*	2.816	0.996 (1.60)	2.708	0.950 (1.54)	2.586	1.009 (1.62)	2.742
SOP	0.004 (0.03)	1.004	0.002 (0.02)	1.002	0.010 (0.08)	1.010	0.017 (0.14)	1.017
Year dummy	Yes		Yes		Yes		Yes	
Market dummy	Yes		Yes		Yes		Yes	
Industry dummy	Yes		Yes		Yes		Yes	
Wald 統計量	1615.25***		1627.38***		1568.46***		1595.73***	
N	11,408		11,408		11,408		11,408	

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

表 2-7 は、すべてのサンプル企業を対象に Div_dum を従属変数としたロジット分析を行った結果を提示している。Hausman 検定の結果、すべての推計式 ((1)~(4)) について固定効果モデルが採択された。推計式 (1)と(3) に注目すると $Retain_{t-1}$ と Div_dum の間に有意な正の関係が観察されており、サンプル企業全体として留保利益率の高くなるほど減配・無配を避ける傾向にあることを示唆している。推計式 (2) についてみると、業績不振ダミー (Redink_1) の係数は有意に負であり、業績不振企業は減配・無配を実施する確率が高いことを意味している。加えて留保利益率と業績不振ダミーの交差項 ($Retain_{t-1} \times Redink_1$) は 1%水準で有意に正を表し、オッズ比は 3.980 であった。推計式 (4) に関しても推計式 (2) と同じように、Redink_2 と Div_dum の間に有意な負の関係が表れていた。また推計式 (2) のように留保利益率と業績不振ダミーの交差項 ($Retain_{t-1} \times Redink_2$) の係数も 1%水準で有意に正を示し、オッズ比は 3.896 となっていた。これらの結果から、業績不振時に留保利益率の高い企業が減配・無配を回避する可能性は減配・無配を実施する可能性よりも約 4 倍高いと解釈できる。よって本章の仮説 1 を支持するように、業績不振時に留保利益を多く保有する企業は減配・無配を実施しない傾向にあると判断できる。

最後に、留保利益率 ($\text{Retain}_{i,t}$) について検討を加える。推計式 (1)~(4) について $\text{Retain}_{i,t}$ の係数は一貫して有意に正であった。この結果は先述した Life-cycle 仮説 (DeAngelo et al., 2006) を支持しているとも解釈できる。Life-cycle 仮説によれば、成熟段階に位置している企業は留保利益を原資として配当を支払う可能性が高いとされている。本章では Life-cycle 仮説の可能性をコントロールするために、企業の成長性を表す代理変数として時価・簿価比率 (MtBr) を推計に加えた。しかし MtBr を加えても、すべての推計を通じて留保利益率の係数は有意に正を示していた。また仮に Life-cycle 仮説を支持するのであれば、MtBr と Div_dum の間に負の関係が観察されると予想される。しかしながら MtBr の係数は有意性を満たしておらず、Life-cycle 仮説が想定するような負の関係はみられなかった。以上の点を踏まえると、Life-cycle 仮説が支持される可能性は低いと考えられる。

コントロール変数については、Risk の係数は推計式 (1)~(4) を通して 1%水準で有意にマイナスである。この結果は先行研究と整合的で、キャッシュフローのボラティリティが強い企業はコミットメントの強い配当を支払わない側面を表している (Chay and Suh, 2009; Jagannathan et al., 2000)。またすべての推計式を通して LnSales と Div_dum の間に正の関係が観察され、大企業ほど配当を実施する可能性が高いという先行研究と一致した結果が得られている (DeAngelo et al., 2004; Fama and French, 2001)。

4.2.2 留保利益水準とペイアウト手段の選択に関する実証結果

前節の実証分析から、業績不振に直面した状況で留保利益の多い企業が無配・減配を避ける確率が高いことが明らかになった。この結果は、配当は投資家に対するコミットメントの強いペイアウト手段であるという見方を支持しており、先行研究の報告結果と整合的であると解釈できる (Brav et al., 2005; Chay and Suh, 2009; Jagannathan et al., 2000; Lintner, 1956)。しかしながら業績不振時に企業が留保利益を取り崩して配当を行うという点は、第1章で指摘した低位安定配当政策を反映しているとも解釈できる。また前節の表 2-7 が示すように、 $\text{Retain}_{i,t}$ と Div_dum の間に有意な正の関係が観察され、通常時から留保利益率の高い企業が無配・減配を避けていると予想される。この結果は、日本企業が余剰な利益が残れば配当を行うとする残余配当政策を採用しているという解釈も成り立つことを意味している。これらの点を踏まえると、配当は自社株買いと比べ強いコミットメントを有するという見方が必ずしも支持されないと考えられる。

以上の問題点を考慮するために、本節では業績不振時および通常時における留保利益水準とペイアウト手段の選択の関係について検証する。日本企業が残余配当政策を採用していると仮定すると、業績悪化に陥った企業は留保利益を使用してまで配当を選択する可能

性は低いと考えられる。また日本企業が低位安定配当政策を採用しているのであれば、配当と自社株買いの選択について考慮する余地は小さいと考えられる。他方、本章で強調するように企業が投資家に対するコミットメントの維持を重視しているのであれば、留保利益が多い企業は業績不振時であっても配当によるペイアウトを選択する可能性が高いと予想される (仮説 2)。さらに業績不振時にこのような関係がみられるのであれば、通常時から留保利益水準の高い企業は自社株買いよりも配当を選択すると考えられる (仮説 3)。

表 2-8 は、仮説 2、3 を検証するために行った回帰分析の結果である。なお先述のように表 2-8 の回帰分析の従属変数である DPP を算出するにあたり、配当・自社株買いをともに行っていない企業を除いたため、サンプル数が 13,042 firm-years まで減少していることに注意を要する。また表 2-3 の相関係数行列から、ROA と時価・簿価比率 (MtBr)、および企業規模 (LnSales) と金融機関持株比率 (Financial) の間の相関は 50% 台と高い値をとり、多重共線性が発生する可能性は高くなっている。よってこれらの変数をすべて含めた推計 (推計式 (3)、(6)) を行うと同時に、推計式 (1)、(4) では MtBr と Financial を、推計式 (2)、(5) では ROA と LnSales を外した推計もあわせて行った。

表 2-8 の推計式 (9) の結果に焦点を当てると、Redink_1 が DPP に対し有意な負の効果をもたらすとともに、留保利益率と業績不振ダミーの交差項 ($\text{Retain}_{i,t} \times \text{Redink}_1$) は DPP に有意な正の効果を与えていた。またこれらの効果は、多重共線性を考慮して一部のコントロール変数を外した推計 (7)、(8) においても確認することができた。この点は、業績不振に直面した状況では、留保利益が多い企業は自社株買いよりも配当を選択する可能性が高いことを意味している。よって残余配当政策や低位安定配当政策よりも、本章の仮説 2 と整合的な証拠が得られたと解釈するほうが妥当であると考えられる。

加えて推計式 (9) の $\text{Retain}_{i,t}$ に注目すると、その係数は有意に正を示すとともに一部のコントロール変数を除いた推計式 (7)、(8) の $\text{Retain}_{i,t}$ の係数も 1% 水準で有意に正となっていた。この結果は、業績不振時において高水準の留保利益が配当のコミットメントを維持するという意味で「保険」の役割を果たし、企業が自社株買いよりも配当を選択しているとすれば、通常時から留保利益を多く保有する企業は配当を選択する可能性が高くなることを表している。つまり企業が低位安定配当政策を行っているというよりも、投資家に対するコミットメントを維持するために自社株買いよりも配当を選択していると考えられる。したがって、本章の仮説 3 と一致しているという解釈ができる。

また前節で述べたように留保利益率が有意に正となることは、DeAngelo et al. (2006) の Life-cycle 仮説とも一致した結果であると判断される。しかし成長性の代理変数である MtBr を加えても、 $\text{Retain}_{i,t}$ は DPP に有意な正の影響を及ぼしていた。さらに MtBr と DPP

の間に 1%水準で有意な正の関係が確認され、両者の間に Life-cycle 仮説が想定するような負の関係は得られなかった。以上より、Life-cycle 仮説よりも本章の仮説 3 を支持しているとするほうが妥当であり、配当と自社株買いはコミットメントの強さという点で差異があるとする先行研究の見解と一致している。

さらに以上の推計結果は、もう一方の業績不振ダミー (Redink_2) について行った推計 (10)~(12) についても一貫して観察されていた。これまでの結果を総合的に判断すると、本章の仮説 2 および 3 が支持されていると解釈できる。

最後に、コントロール変数について検討する。すべての推計式を通して ROA と DPP の間に一貫して正の関係が表れた一方で、Extra は DPP に対し有意に負の影響を与えていた。よって営業利益率の高い企業は配当を選択するのに対し、一時的な収益が多い企業は自社株買いを主に行うと解釈でき、先行研究と整合的である (Jagannathan et al., 2000)。また Financial の係数は有意に負であったことから、金融機関は自社株買いを通じて収益を確保する傾向がみられる。

表 2-8

ペイアウト手段の選択に関する分析結果

表 2-8 は留保利益水準とペイアウトの選択に関する分析の結果を表している。表 2-1 に示したように従属変数 DPP の算出にあたり配当・自社株買いをともに行っていない企業を除いたため、サンプル数は 13,402 まで減少している。推計モデルは変量効果トービットモデルを使用し、() 内は z 値を表している。変数の定義は、表 2-1 に提示されている。

推計方法 従属変数	変量効果トービットモデル											
	DPP											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Retain _{t-1}	0.063 (5.12)***	0.069 (5.69)***	0.061 (4.94)***	0.062 (4.99)***	0.070 (5.73)***	0.060 (4.84)***	0.052 (4.07)***	0.058 (4.62)***	0.050 (3.89)***	0.044 (3.33)***	0.051 (3.96)***	0.043 (3.22)***
Retain _{t-1} ×Redink_1							0.248 (5.66)***	0.246 (5.61)***	0.244 (5.58)***			
Retain _{t-1} ×Redink_2										0.114 (4.56)***	0.115 (4.61)***	0.110 (4.40)***
Redink_1	-0.014 (-1.31)	-0.026 (-2.57)***	-0.017 (-1.52)				-0.123 (-5.56)***	-0.134 (-6.16)***	-0.123 (-5.59)***			
Redink_2				0.004 (0.67)	-0.004 (-0.68)	0.002 (0.29)				-0.051 (-3.73)***	-0.059 (-4.42)***	-0.051 (-3.76)***
ROA	0.194 (3.22)***		0.129 (2.01)**	0.233 (4.02)***		0.170 (2.74)***	0.194 (3.22)***		0.133 (2.07)**	0.214 (3.69)***		0.153 (2.46)**
Extra	-0.281 (-2.27)**	-0.293 (-2.38)**	-0.283 (-2.30)**	-0.288 (-2.34)**	-0.311 (-2.53)**	-0.291 (-2.36)**	-0.235 (-1.89)*	-0.250 (-2.01)**	-0.237 (-1.91)*	-0.266 (-2.14)**	-0.287 (-2.32)**	-0.268 (-2.16)**
Extra_dum	-0.003 (-0.49)	-0.005 (-0.80)	-0.004 (-0.64)	-0.003 (-0.51)	-0.005 (-0.82)	-0.004 (-0.66)	-0.002 (-0.43)	-0.004 (-0.73)	-0.003 (-0.58)	-0.002 (-0.41)	-0.004 (-0.72)	-0.003 (-0.56)
Risk	0.312 (3.16)***	0.255 (2.58)***	0.246 (2.47)**	0.284 (2.87)***	0.239 (2.41)**	0.223 (2.23)**	0.297 (3.02)***	0.244 (2.48)**	0.234 (2.35)**	0.290 (2.94)***	0.244 (2.47)**	0.231 (2.31)**
MtBr		0.008 (3.75)***	0.007 (2.90)***		0.009 (3.94)***	0.006 (2.76)***		0.008 (3.59)***	0.006 (2.72)***		0.008 (3.77)***	0.006 (2.71)***
LnSales	0.004 (1.36)		0.009 (2.65)***	0.005 (1.42)		0.009 (2.67)***	0.004 (1.26)		0.009 (2.55)**	0.005 (1.41)		0.009 (2.64)***

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

表 2-8

ペイアウト手段の選択に関する分析結果 (続き)

推計方法	変量効果トービットモデル											
従属変数	DPP											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
CD	-0.100 (-3.48)***	-0.112 (-3.94)***	-0.115 (-3.97)***	-0.103 (-3.57)***	-0.109 (-3.84)***	-0.117 (-4.03)***	-0.098 (-3.39)***	-0.108 (-3.82)***	-0.112 (-3.87)***	-0.103 (-3.57)***	-0.110 (-3.88)***	-0.117 (-4.02)***
Leverage	0.175 (8.50)***	0.182 (9.35)***	0.169 (8.18)***	0.176 (8.54)***	0.182 (9.36)***	0.170 (8.24)***	0.172 (8.35)***	0.178 (9.15)***	0.166 (8.03)***	0.169 (8.19)***	0.175 (9.01)***	0.163 (7.90)***
Financial		-0.121 (-3.80)***	-0.145 (-4.40)***		-0.120 (-3.79)***	-0.145 (-4.38)***		-0.122 (3.84)***	-0.146 (-4.42)***		-0.116 (-3.67)***	-0.141 (-4.26)***
SOP	-0.039 (-5.64)***	-0.041 (-5.92)***	-0.041 (-5.91)***	-0.040 (-5.69)***	-0.042 (-5.93)***	-0.042 (-5.94)***	-0.040 (-5.66)***	-0.041 (-5.93)***	-0.041 (-5.92)***	-0.039 (-5.62)***	-0.041 (-5.86)***	-0.041 (-5.87)***
Constant	0.695 (18.82)***	0.774 (39.97)***	0.684 (18.47)***	0.690 (18.66)***	0.773 (39.92)***	0.681 (18.34)***	0.705 (19.10)***	0.781 (40.17)***	0.695 (18.75)***	0.703 (18.97)***	0.784 (40.12)***	0.693 (18.65)***
Year dummy	Yes											
Market dummy	Yes											
Industry dummy	Yes											
Wald 統計量	2310.07***	2330.28***	2344.70***	2308.91***	2323.23***	2342.28***	2341.17***	2360.88***	2374.60***	2327.91***	2342.79***	2359.49***
N	13,402	13,402	13,402	13,402	13,402	13,402	13,402	13,402	13,402	13,402	13,402	13,402

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

5. 追加的な検証

上記の分析から、日本企業をサンプルとしても配当と自社株買いの間に差異があるという考えが支持され、先行研究と一致した結果が得られた。では、自社株買いそれ自体のコミットメントに関してはどのような傾向がみられるであろうか。先行研究によれば自社株買いの実施は経営者の裁量に委ねられているため、投資家に対するコミットメントは配当よりも弱いとみなされている (Brav et al., 2005; Grullon and Michaely, 2002; Jagannathan et al., 2000; Skinner, 2008)。他方、筆者の知る限り、日本企業を対象として自社株買いのコミットメントに関する分析は米国と比べ少ないように思われる。本節では上記で使用した日本の財務・株価データを用いて、この点に関する分析を追加的に行う。具体的には上記の分析と同様に留保利益水準と現在の業績に着目し、Rep_dum を従属変数としたロジット分析を行う。ここで Rep_dum とは自社株買い金額がゼロではない、またはその金額を減らしていない企業を 1 とするダミー変数を指す。先行研究が指摘する通り、自社株買いは配当に比べコミットメントの弱いペイアウト手段であるならば、業績不振の状況で留保利益率の高い企業は自社株買いを実施しないと予想される。さらに業績不振時に留保利益率と自社株買いの間にこのような関係が観察されるのであれば、通常時から自社株買いを積極的に行わないと考えられる。

表 2-9

自社株買いのコミットメントに関するロジット分析の結果

表 2-9 は、自社株買いのコミットメントに関するロジット分析の結果を表している。推計方法の選択は、hausman 検定に基づいており、()内は z 値を表している。変数の定義は、表 2-1 に提示されている。

推計方法	固定効果ロジットモデル							
	Rep_dum							
従属変数	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比
Retain _{t-1}	0.370 (2.07)**	1.448	0.483 (2.40)**	1.621	0.392 (2.13)**	1.479	0.600 (2.81)***	1.822
Retain _{t-1} × Redink_1			-0.426 (-1.55)	0.653		1.140		
Retain _{t-1} × Redink_2							-0.556 (-2.28)**	0.574
Redink_1	-0.301 (-1.74)*	0.740	-0.161 (-0.83)	0.852				
Redink_2					-0.185 (-1.81)*	0.831	0.054 (0.37)	1.084

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

表 2-9

自社株買いのコミットメントに関するロジット分析の結果 (続き)

推計方法	固定効果ロジットモデル							
従属変数	Rep_dum							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比
ROA	0.767 (0.68)	2.153	0.835 (0.75)	2.305	1.116 (1.06)	3.052	1.324 (1.26)	3.760
Extra	3.694 (2.07)**	40.224	3.430 (1.96)**	30.864	3.608 (2.02)**	36.875	3.353 (1.93)*	28.581
Extra_dum	0.090 (0.91)	1.094	0.086 (0.87)	1.090	0.088 (0.89)	1.092	0.081 (0.81)	1.084
Risk	-7.790 (-3.92)** *	0.000	-7.752 (-3.90)** *	0.000	-7.682 (-3.84)***	0.000	-7.696 (-3.86)** *	0.000
MtBr	-0.019 (-0.52)	0.981	-0.019 (-0.52)	0.981	-0.016 (-0.44)	0.984	-0.018 (-0.48)	0.982
LnSales	0.143 (1.48)	1.154	0.144 (1.49)	1.155	0.131 (1.35)	1.140	0.134 (1.37)	1.143
CD	1.686 (3.13)***	5.397	1.665 (3.09)***	5.284	1.728 (3.20)***	5.628	1.712 (3.17)** *	5.542
Leverage	-2.206 (-4.06)** *	0.110	-2.156 (-3.98)** *	0.116	-2.169 (-3.99)***	0.114	-2.075 (-3.82)** *	0.126
Financial	3.331 (4.03)***	27.978	3.298 (3.99)***	27.069	3.203 (3.86)***	24.604	3.101 (3.73)** *	22.224
SOP	-0.060 (-0.40)	0.942	-0.058 (-0.39)	0.944	-0.060 (-0.41)	0.942	-0.062 (-0.42)	0.940
Year dummy	Yes		Yes		Yes		Yes	
Market dummy	Yes		Yes		Yes		Yes	
Industry dummy	Yes		Yes		Yes		Yes	
Wald 統計量	1211.06***		1213.00***		1211.29***		1215.89***	
N	6,271		6,271		6,271		6,271	

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

推計結果は、表 2-9 に提示されている。表 2-9 の推計式 (2)、(4) について留保利益率と業績不振ダミーとの交差項 ($Retain_{t-1} \times Redink_1$ 、 $Retain_{t-1} \times Redink_2$) をみると係数の有意性には相違があるものの、符号はマイナスで、オッズ比はそれぞれ 0.653、0.574 となっていた。この結果は、配当の場合と異なり、業績不振時に企業が自社株買いを実施しない、

またはその金額を減らす確率は相対的に高いことを表している。言い換えれば業績不振時に留保利益を多く持つ企業が自社株買いを行う傾向は観察されず、先行研究が主張するように自社株買いはコミットメントの弱いペイアウト手段であると解釈できる。他方、推計式 (2)、(4) の $Retain_{t-1}$ の係数は有意に正で、オッズ比はそれぞれ 1.621 と 1.822 を示している。この結果は、通常時から留保利益水準の高い企業は積極的に自社株買いを行っている可能性を示唆し、本節の予測とは正反対の結果が得られた。しかしながら前節の分析が示すように、通常時から留保利益を多く保有する企業はペイアウト手段として自社株買いよりも配当を選択する傾向にあった。これに加えて、表 2-9 の留保利益率と業績不振ダミーの交差項の結果は、業績不振に陥った時に留保利益の多い企業は自社株買いを行わない傾向にあることを示している。よってこれらの点を合わせて考えると、自社株買いのコミットメントは配当に比べると弱いと判断され、日本企業に関しても先行研究と整合的な結果を得たと解釈できる。

6. 結論

第 1 章で述べたように、1990 年代以降、自社株買いに関する規制が緩和され、日本企業が米国企業と同様に配当と自社株買いの選択に関する問題に直面するようになった。日本では従来、資本充実の原則から自社株買いは法律的に禁止されていた。しかし 1994 年に商法が改正された結果、自社株買いが認められ、その後の商法改正で企業は自社株買いをより機動的に行えるようになった。この点は、株主に対し配当だけではなく自社株買いによるペイアウトが実施できるようになったことを意味している。しかしながら多くの先行研究は、配当と自社株買いの間には差違があると報告し、この点について多くの観点から分析がなされている (Brav et al., 2005; Chay and Suh, 2009; DeAngelo et al., 2004; Fama and French, 2001; Grullon and Michaely, 2002; Guay and Harford, 2000; Jagannathan et al., 2000; Lintner, 1956; Kooli and L'Her, 2010; Skinner, 2008; 上野・馬場, 2005; 佐々木・花枝, 2010; 花枝・芹田, 2008)。

本章の目的は、日本の上場企業を対象に配当と自社株買いの選択について分析することにある。第 1 章で示したように、先行研究は営業キャッシュフローのボラティリティとペイアウト政策の関係を検証し、ボラティリティの低い企業はコミットメントの強い配当を選択すると指摘している (Chay and Suh, 2009; Jagannathan et al., 2000)。しかしボラティリティの低い企業がどのような資金を原資として配当を支払うかについては、詳細な分析がなされていない。これに加えて業績不振企業が減配するとは限らないと指摘されている点に関しても、このような企業がどのような資金を用いて配当を継続しているか明らかにな

っていない。そこで本章は東京証券取引所一部・二部、マザーズ、ジャスダックに上場する企業を対象として、資金調達手段の側面から配当と自社株買いの選択に関する分析を行った。Myers and Majluf (1984) は、企業の資金調達手段の中でも留保利益のエージェンシーコストが最も低い点を主張し、留保利益が経営者にとって機動的に使用できる資金調達手段であることを示唆している。この点を受けて本章は資金調達手段として、留保利益に焦点を当てた。また分析を行う際には、企業の現在の財務状況 (①業績不振時 [当期のキャッシュフローでコミットメントを維持できない状態]、②通常時 [当期のキャッシュフローでコミットメントを維持できる状態]) に注目した。仮に企業が業績不振時に多くの留保利益を保有するのであれば、留保利益を原資として無配・減配を避けることが可能になると予想される。さらに業績不振時に留保利益が減配・無配を避けるという「保険」としての機能を持つのであれば、通常時においても留保利益率の高い企業は減配・無配を避け、自社株買いよりも配当を選択すると考えられる。本章では、これらの仮説に関して実証分析を行った。その結果、DeAngelo et al. (2006) の Life-cycle 仮説の可能性を考慮して成長性をコントロールしても、業績不振時に留保利益水準と減配・無配を実施する確率との間に負の関係が観察されたとともに、通常時から留保利益水準の高い企業は自社株買いよりも配当を選択する可能性が高いとわかった。これらの結果は、日本企業に対し先行研究と異なる分析方法をとっても、配当と自社株買いの間に差異がみられることを指している。

本章の貢献は、次のようにまとめられる。第1の貢献として先行研究と異なり、留保利益という資金調達手段に注目した分析を行っている点を挙げられる。先述した先行研究ではキャッシュフローのボラティリティの低い企業が配当を選好する点や業績不振に直面した企業が減配を行わない点を指摘したにすぎず、具体的にどのような資金調達手段をもとに配当を支払うかに関する検証は詳細になされていなかった。しかし本章では資金調達手段として留保利益に着目することで、このような先行研究のリサーチ・ギャップを埋めている。第2に日本企業をサンプルとして、ペイアウト手段の選択に関する分析を行った点である。筆者の知る限りペイアウト手段の選択についての検証は米国企業を対象としたものが多く、日本企業に焦点を当てた研究は相対的に少ないように思われる。この意味でも、本章の分析には一定の意義があると考えられる。

第3章 ストックオプションと配当政策

1. はじめに

第1章で指摘したように、1990年代以降、株主価値重視経営の重要性が叫ばれるようになり、日本企業はコーポレート・ガバナンス改革を行ってきた。これらのコーポレート・ガバナンス改革が経営者に対するモニタリング機能を強化しているのであれば、配当政策も変化する可能性がある。特に従来の日本企業は低位安定配当を実施し、株主価値を重視した配当政策を採用してこなかったと言われている。この点を踏まえると、日本企業はコーポレート・ガバナンスを強化するとともに、株主価値を高める配当政策の策定が要求されていると考えられる。本章ではコーポレート・ガバナンスの一つとしてストックオプションに着目し、配当政策との関係について分析を行っていく。

日本ではコーポレート・ガバナンスを強化する一つ的手段としてストックオプションの重要性が増すとともに、株主価値に配慮した配当政策に対する意識も高まっていった。一方で米国に目を向けると、日本とは対照的にストックオプションが配当を減少させる効果を持つと報告されている (Cuny, Martin, and Puthenpurackal; 2009; Fenn and Liang, 2001; Lambert, Lanen, and Larcker, 1989)。これらの結果は、次のように解釈できる。つまりストックオプションを付与された経営者はオプションの価値を最大化させるために、株価を高めるインセンティブを持つ。しかし配当支払いによって、企業から純資産が流出するため、株価の低下を招くことになる (Miller and Modigliani, 1961)。したがって経営者が行使前のストックオプションを保有する場合、行使するまで配当支払いを延期する可能性が高くなり、結果としてストックオプションと配当の間に負の関係が観察されるのである。

しかし情報の非対称性を基にした既存の理論によれば、増配や有配の実施は株価を上昇させる効果を持つといわれている。第1にシグナリング理論は、経営者が増配を実施することで投資家に将来キャッシュフローが多いという情報を伝達できるため、株価が上昇するというを示している (Bhattachaya, 1979; John and Williams, 1985; Miller and Rock, 1985)。第2に Jensen (1986)は、配当の増加を通して企業内部のフリー・キャッシュフローを削減し過大投資を抑制できると指摘している。またフリー・キャッシュフローを保有する企業が増配を行えば、株式市場から資金調達する機会が増加する。したがって市場からのモニタリングを受けやすくなり、株主価値を意識した経営を行うようになると考えられる (Easterbrook, 1984)。これらの理論が示唆するように、増配を通して高株価を実現できるのであれば、ストックオプションを行使しやすくなると予想される。よって従来の研究と異なり、ストックオプションと配当の間に正の関係が観察されると予想される。日本企業については、以下に示すような理由で、この正の関係が成立している可能性がある。第

1 に従来 of 日本企業はシグナリング理論やフリー・キャッシュフロー理論が示唆するように、株主価値の創造を目的としていなかったと言われている。この点は、伝統的な日本企業は多くの現金を保有している可能性が高いを意味している。この可能性を前提とすると、日本において成長機会の乏しい企業は配当支払いを通して株主価値の創造が可能になると予想される。したがって日本では先行研究のように配当が株価に与える負の効果よりも正の効果のほうが上回り、米国とは反対にストックオプションが配当支払いを増加させる可能性が強いと考えられる。

本章はストックオプションと配当に関する上記の仮説を検証するために、2000～2007年までの日本の上場企業の財務・株価データを使用して分析を行っている。本章の結果は、次の通りである。第1にストックオプションを採用した企業は自己資本配当率が高く、配当支払いまたは増配を実施する可能性も高くなることが明らかとなった。またストックオプション採用後に配当は有意に増加し、株価純資産倍率 (PBR) と自己資本配当率の間に有意な正の関係が観察された。これらの結果は、本章の仮説を支持するように、ストックオプションを付与された経営者が高株価を実現できる水準まで配当を増加させるインセンティブを持つことを示している。

2. 先行研究と仮説

Lambert et al. (1989) は 1956 年に Fortune50 と Fortune500 に採用された企業を対象に、ストックオプションを付与された経営者は市場が期待する水準よりも配当を少なく支払う傾向にあることを指摘した。Fenn and Liang (2001) は 1993～1997 年の 5 年間に ExecuComp database に収集されている非金融企業について、ストックオプションと配当政策の関係を検証している。その結果、配当支払いと発行済み総株式数に占めるストックオプションの割合の間に負の関係があると報告している。同様に Cuny et al. (2009) は 1993～2005 年に ExecuComp database に収集されている企業をサンプルとして、発行済み総株式数に占めるストックオプションの割合が高くなるほど、総ペイアウト (配当と自社株買い) が減少する点を明らかにした。これらの研究は、配当支払いが権利行使前のストックオプションに負の影響を与えていると主張している。Miller and Modigliani (1961) にしたがえば、配当支払いは企業内部のキャッシュフローを減らし株主価値を低下させることにつながる。この結果、ストックオプションの価値も低下し、経営者は自分が行使するまで配当を延期する行動をとると解釈できる。

しかしながら配当が株価に負の効果を与えるという考え方とは対照的に、配当支払いが株価の間に正の効果を及ぼすとする先行研究も数多く存在している。まずシグナリング理

論は、市場に情報の非対称性がある中で、過小評価されている企業が増配によって投資家にシグナルを送り、株価を高めることができる可能性を説明している (Bhattachaya, 1979; John and Williams, 1985; Miller and Rock, 1985)。実証研究に目を移すと、Pettit (1972) や Aharony and Swary (1980) は、増配のアナウンスを発表したときに高株価が達成されると指摘している。Asquith and Mullins (1983) は有配開始した企業の株価が上昇しているという実証結果を報告し、Michaely et al. (1995) は市場が有配開始のアナウンスを好意的にとらえるという結果を提供している。さらに Denis et al. (1994) は配当変化のアナウンス後に有意に高い株式超過リターンを記録したと報告している。日本についてみても、配当変化が将来キャッシュフローを反映していると指摘されている (Harada and Nguyen, 2005; Kato et al., 1997; 2002)。

また、配当支払いが企業のエージェンシー問題を緩和させる効果を持つと指摘した研究も存在している (Jensen, 1986; Easterbrook, 1984)。La Porta et al. (2000) は、投資家保護の堅固な国の投資家は成長性の低い企業に対し高水準の配当を要求していると述べ、Chae et al. (2009) は外部資金調達に制約のない企業ほど、配当を増加させる傾向にあると説明している。これらの結果は、低成長企業の増配は市場に好意的に受け取られるということを反映している。実際に Lang and Litzenberger (1989) によると、低成長の企業が増配のアナウンスを実施した場合、高成長の企業よりも高い株価反応を示している。

このように増配によって株式価値を高めることができるとすれば、ストックオプションの価値も高くなると予想される。この考えに基づけば、ストックオプションは経営者に配当を増加させるインセンティブを持たせる効果を持つと考えられる。したがって本章では、以下の仮説が提示される。

仮説： *ストックオプションを付与された経営者は、増配を実施する可能性が高い。*

この仮説について、日本の財務・株価データを用いて検証を行っていく。日本では1997年に商法が改正され、ストックオプションの利用が認められた (Kato et al., 2005; Uchida, 2006)。また一般によく知られているように、日本では上場企業が相互に株式を持ち合うという株式持合いが広く行われてきた (Morck and Nakamura, 1999; Sheard, 1989)。この点は、従来の日本の経営者が配当よりも支配権を維持することを重視しており、将来収益のシグナルを送ることを目的として、配当が支払われてこなかったことを意味している。これに加えて Yoshimori (1995) が指摘するように、日本の大部分の経営者は株主価値の創造よりも従業員の雇用維持を優先的に考えていたため、株主に対する配当支払いが十分に行われ

てこなかった部分がある。さらに日本のコーポレート・ガバナンスについて重要な役割を担っていた銀行（メインバンク）は、企業の財務的健全性を保つために高配当を要求しなかったと言われている。実際に Dewenter and Warther (1998) は、日本企業は米国企業と比べ減配や無配転落に対し抵抗感を強く持たないと報告している。これらの事実を踏まえると日本企業はエージェンシー問題を緩和するために、積極的に配当支払いを実施してこなかったことを確認できる。

以上の点は、平均的な日本企業は企業内部に多くの現金を保有する可能性を示唆し、増配によって株価を高める機会が豊富に存在していると予想される。したがって日本企業を対象とした分析は、ストックオプションが配当に正の影響を与えるという考えを検証する点で、適していると考えられる。次の節では、本章で使用するデータとサンプルについて詳述する。

3. サンプルとデータ

本章のサンプル企業は、東京証券取引所・二部に上場する企業から抽出している。ただし金融機関や電力・ガスといった規制企業については、配当政策が規制の影響を受ける可能性が高いため、サンプル企業から除外している (Cuny et al., 2009; Smith and Watts, 1992)。使用する財務データは Nikkei NEEDS FinancialQuest から収集し、株価データに関しては、Nikkei NEEDS Portfolio Master を使用している。なお Nikkei NEEDS FinancialQuest ではストックオプションのデータが 2000 年以降しか利用できないため、サンプル期間は 2000～2007 年の 8 年間としている。最終的なサンプル企業数は 13,456 件 (1878 社) となった。

表3-1

変数の定義

表3-1は、本論文で使用する変数の定義を表している。なお独立変数は一部の変数を除き、1期分のラグをとっている。

変数名	定義
DOE	(普通株式の中間・期末配当＋優先株式の中間・期末配当)／自己資本
DPD	配当を実施する企業を1、それ以外を0とするダミー変数
DID	増配を実施する企業を1、それ以外を0とするダミー変数
SOD _{<i>t-1</i>}	ストックオプションを採用している企業を1、それ以外を0とするダミー変数

表 3-1

変数の定義 (続き)

変数名	定義
DOWN _{t-1}	経営者持株比率
FOREOWN _{t-1}	外国人持株比率
FINOWN _{t-1}	金融機関持株比率
MtBr _{t-1}	(株式時価+負債簿価)/総資産簿価
PGASSET _{t-1}	(t年の総資産-t-1年の総資産)/t-1年の総資産
(ln_sales) _{t-1}	売上高の自然対数
ROE	当期利益/自己資本
ROE<0 dummy	ROE<0 となる企業を1,それ以外を0とするダミー変数
CASHRISK _{t-1}	(t-4年~t年までのROAの標準偏差)/(t-4年~t年までのROAの平均)
LEVERAGE _{t-1}	有利子負債/総資産

表 3-2

記述統計量

表 3-2 は本論文で使用する変数の記述統計量を表している。パネル A はダミー変数以外の記述統計量である。サンプル企業は東京証券取引所一部・二部から抽出しており、サンプル数は 13,456 firm-years (1,878 社) となった。サンプル期間は 2000 年から 2007 年の 8 年間を対象としている。パネル B は本論文のダミー変数それぞれについて、1 をとる観測数を表し、変数の定義は表 3-1 に提示している。

パネル A: ダミー変数以外の変数 (N=13,456)					
	平均	標準偏差	第一四分位	メディアン	第三四分位
DOE	0.0182	0.0160	0.0106	0.0160	0.0230
DOWN	0.0640	0.1128	0.0022	0.0092	0.0714
FOREOWN	0.0870	0.1032	0.0111	0.0475	0.1289
FINOWN	0.2576	0.1386	0.1509	0.2401	0.3527

表 3-2

記述統計量 (続き)

パネル A: ダミー変数以外の変数 (N=13,456)					
	平均	標準偏差	第一 四分位	メディアン	第三 四分位
ROE	0.0097	0.9809	0.0166	0.0435	0.0806
MtBr	1.3919	3.2854	0.8951	1.0714	1.3928
CASHRISK	0.4180	0.2391	0.2364	0.3764	0.5585
Ln (Sales)	10.8118	1.3927	9.8796	10.6970	11.6719
PGASSET	0.0647	1.3183	-0.0293	0.0201	0.0769
LEVERAGE	0.2123	0.1859	0.0408	0.1797	0.3401
R&D	0.0123	0.0203	0.0000	0.0021	0.0174
PBR	1.6567	2.4310	0.7598	1.1666	1.8912
パネル B: ダミー変数 (N=13,456)					
	ダミー変数が 1 をとる観 測数	ダミー変数が 1 をとる観測 数の割合			
SOD	4,143	0.3079			
DPD	11,938	0.8872			
DID	6,325	0.4701			
DRI	1,972	0.1466			

表 3-1 には、本章で使用する変数の定義が示されている。企業の配当政策を表す代理変数として、自己資本配当率 (DOE)、配当実施ダミー (DPD)、増配ダミー (DID) の 3 つを定義している。先行研究では DOE の代わりに、配当性向 (配当総額/当期利益) が使用されている (Barclay et al., 2009; Blau and Fuller, 2008; Chae et al., 2009; Chay and Suh, 2009; Truong and Heaney, 2007)。しかしながら日本企業は低いパフォーマンスになっているときでも安定的に配当を実施することが一般的であったため、配当性向がマイナスとなる企業が多いと予想される。このような理由から本章では先行研究のように配当性向を用いることは適切ではないと考えられ、配当性向をを採用しなかった。また DOE の代わりに配当・総資産比率 ([普通株式の中間・期末配当 + 優先株式の中間・期末配当]/総資産) および配

当・売上比率 ($[\text{普通株式の中間・期末配当} + \text{優先株式の中間・期末配当}] / \text{売上高}$) を使用した分析も行ったが、DOE の場合と同様の結果を得たため、分析結果は割愛した。表 3-2 は記述統計量を表し、この表から DOE の平均は約 1.8% でありサンプル企業の約半分以上が増配していることがわかる。

先行研究では権利行使前のストックオプションの価値を示すデータをもとに、ストックオプションに関する変数を定義している。しかし Nikkei NEEDS FinancialQuest の中には権利行使前のストックオプションの価値を示すデータがなく、その代わりにストックオプション採用企業を識別するデータが含まれている。また表 3-2 のパネル B が示すように、ストックオプション採用企業はサンプル全体のわずか 30% しか占めていない。これらの理由から、本章はこのデータを用いてダミー変数 (SOD: ストックオプション採用企業を 1、それ以外を 0) を定義し、ストックオプションを示す変数として採用している。また本章では仮説として、ストックオプションを付与された経営者がその価値を高めるために増配を行うとしている。この仮説を支持するのであれば、経営者持株比率が高い企業ほど高株価を実現するインセンティブを強く持ち、配当を増加させると予想される。したがって、経営者持株比率 (DOWN) を本章の推計に含めている。さらに、金融機関持株比率 (FINOWN) と外国人持株比率 (FOREOWN) も推計に加えている。従来、日本では株式持合いが企業間で広く行われ、経営者-株主間のエージェンシー問題を緩和する役割を果たしていた結果、伝統的な日本企業は配当を多く支払う傾向になかったと言われている。このような状況下で、金融機関は安定株主として機能し企業の財務上の健全性を維持するために、多くの配当を要求しなかったと指摘されている。一方、外国人株主はこのような取引上の関係を持たないため、企業に対し高配当を要求されると言われることが多い。実際に Baba (2009) は外国人持株比率と企業の有配または増配を実施する確率との間に、有意な正の関係が観察されたと報告している。

上記の変数以外にも、企業の配当政策に影響を与えるコントロール変数を分析に含めている。Jensen (1986) は成長性の低い企業は過大投資を抑制するために、高配当を実施する点を主張している。また Easterbrook (1984) は、高水準の配当を支払うことで資本市場にアクセスする必要性が高まりモニタリングを受けることになる結果、過大投資の抑制が可能になると指摘している。よって企業の成長性を示す代理変数として、時価・簿価比率 (MtBt) および資産成長率 (PGASSET) を採用する。Jensen (1986) や Easterbrook (1984) が示唆するように、これらの変数は配当水準と負の関係にあると考えられる (Blau and Fuller, 2008; Cuny et al., 2009; Fama and French, 2002; Gaver and Gaver, 1993; Hu and Kumar, 2004; Smith and Watts, 1992)。しかしながら日本ではエージェンシー問題の緩和を目的に配当を使

用する傾向は小さいと言われ、Baba (2009) は日本において成長機会の多い企業ほど配当を増加させる可能性が高いという証拠を示している。

さらに多くの先行研究は、パフォーマンスの低い企業ほど配当支払いを控える行動をとると指摘している (Baba, 2009; DeAngelo and DeAngelo, 1990; Fama and French, 2001; 2002; Goergen et al., 2005; Harada and Nguyen, 2005)。よって本章では株主資本利益率 (ROE) をパフォーマンスの代理変数に取り上げるとともに、赤字ダミー (ROE<0 dummy ; ROE<0 となれば 1 をとるダミー変数) を分析に取り入れている。Chay and Suh (2009) はキャッシュフローのリスクが高い企業は多額の配当を支払わない傾向にあると主張しており、本章では Cashrisk (5 年間の ROA の変動係数) をその代理変数としている。また負債には配当と同様にエージェンシー問題を緩和する効果があることから、負債と配当支払いの間に代替関係があると報告されている (Blau and Fuller, 2008)。実際に Fenn and Liang (2001) は負債比率が配当支払い (配当・株式時価) に負の影響を与えている点を指摘し、Blau and Fuller (2008) と整合的な結果が得られたと述べている。別の解釈としては負債比率が高くなるにつれて財務的困難に陥る確率も上昇するため、負債比率の高い企業の経営者は内部留保を手厚くし配当を抑制すると予想される。以上の理由から、負債比率 (LEVERAGE) をコントロール変数に採用した。多くの先行研究によれば、大企業ほど配当を増加させる傾向にあると考えられている (Blau and Fuller, 2008; Chae et al., 2009; Cuny et al., 2009; Fenn and Liang, 2001)。さらに Cuny et al. (2009) は、大企業は負債調達を容易に行えるため増配を実施しやすい点を指摘している。以上より本章でも、企業規模の代理変数として売上高の自然対数 (Ln_Sales) をコントロール変数として推計に含めることにする。

4. 実証分析

4.1 単変数分析

はじめに本節では、配当とストックオプションの関係を分析するために単変数分析を行うこととする。サンプルのうち 4,156 件がストックオプションを採用しているのに対し、9,320 件が採用していなかった。表 3-3 のパネル A は、サンプル期間全体 (2000~2007 年) を通してストックオプション採用企業が不採用企業と比べ配当を 0.6% も多く支払い、両企業について DOE の差は有意であることを示している。

同様にパネル B からストックオプション採用企業の約 94% は配当を支払っており、不採用企業 (86%) よりも有意に多く配当を支払っていることがわかる。最後にパネル C から、ストックオプション採用企業は不採用企業と比べ増配を実施する可能性が高いことを確認できる。以上の結果は本章の仮説と整合的であり、ストックオプションを付与された経営

者は配当支払いを通じて株価を高めるインセンティブを強く持っていることを示唆している。これに加えて年ごとに同様の分析を実施したところサンプル期間全体で行った分析結果と実質的に変わらず、本章の仮説を支持する結果を得た。

表 3-3

単変数分析

表 3-3 は、単変数分析の結果を示している。自己資本配当率 (DOE)、有配企業の割合、増配企業の割合は、ストックオプションを採用している企業と採用していない企業それぞれについて算出している。サンプルは 2001 年から 2007 年の 7 年間に、東京証券取引所一部・二部に上場する企業を対象としている。総サンプル企業数は、13,456firm-years (1,878 社) である。t 統計量は、平均 DOE がグループ間で異ならないとする帰無仮説を検定するために算出されている。同様に Z 統計量は、有配 (増配) を行った企業の割合がグループ間で異ならないとする帰無仮説を検定するために算出されている。

	ストックオプション 採用企業		ストックオプションを採用 していない企業		
パネル A: DOE					
Year	平均	N	平均	N	t 値
サンプル期間全体	0.022	4,143	0.016	9,313	20.29 ***
2000	0.016	272	0.013	991	4.37 ***
2001	0.016	430	0.013	1,189	5.63 ***
2002	0.018	505	0.013	1,157	7.10 ***
2003	0.019	543	0.015	1,159	6.71 ***
2004	0.022	568	0.017	1,167	8.47***
2005	0.025	590	0.018	1,194	7.34 ***
2006	0.027	602	0.020	1,220	7.04 ***
2007	0.029	633	0.022	1,236	7.67 ***

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

表 3-3

単変数分析 (続き)

パネル B: 有配企業の割合					
	%	N	%	N	Z 値
サンプル期間全体	0.941	3,899	0.863	8,039	13.16 ***
2000	0.960	261	0.821	814	5.57 ***
2001	0.926	398	0.777	924	6.74 ***
2002	0.923	466	0.799	925	6.19 ***
2003	0.947	514	0.858	994	5.30 ***
2004	0.961	546	0.889	1,037	4.93 ***
2005	0.953	562	0.902	1,077	3.58 ***
2006	0.945	569	0.924	1,127	1.60
2007	0.921	583	0.923	1,141	-0.07
パネル C: 増配企業の割合					
Year	%	N	%	N	Z 値
サンプル期間全体	0.593	4,143	0.415	9,313	19.06 ***
2000	0.540	147	0.324	321	6.48 ***
2001	0.335	144	0.208	247	5.21 ***
2002	0.398	201	0.266	308	5.30 ***
2003	0.593	322	0.412	478	6.91 ***
2004	0.715	406	0.528	616	7.37 ***
2005	0.742	438	0.546	652	7.95 ***
2006	0.689	415	0.561	685	5.20 ***
2007	0.605	383	0.451	558	6.24 ***

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

4.2 多重回帰分析

ストックオプションが企業の配当政策に与える影響をさらに詳細に検討するために、本節ではDOE、DPD、DIRを従属変数とした多重回帰分析を行う。分析にあたっては内生性を考慮する必要があるため、ROEおよびRIDを除いた独立変数それぞれについて1期分のラグをとった。またサンプル全体に実施した分析について、固定効果モデルではなくランダム効果モデルを採用した。これは本章の主要な独立変数であるSODがダミー変数となっており、これ自体が企業固有の要因を表す変数となっているためである。表3-4には使用する変数の相関係数行列が提示されているが、独立変数間で高い相関を示していないことが確認できる。またすべての推計について、業種ダミーと年次ダミーを加えている。

推計結果は、表3-5に示されている。表3-5から明らかなように、すべてのモデルに関して、SODと従属変数の間に有意に正の関係がみられた。この結果は本章の仮説を支持し、ストックオプションを付与された経営者は増配を行う傾向にあることを示唆している。この結果は米国の先行研究(Cuny et al., 2009; Fenn and Liang, 2001; Lambert et al., 1989)と対照的な結果となっているが、シグナリング理論やエージェンシー理論(Aharony and Swary, 1980; Asquith and Mullins, 1983; Denis et al., 1994; Guay and Harford, 2000; Gugler and Yurtoglu, 2003; Harada and Nguyen, 2005; Healy and Palepu, 1988; Kato et al., 1997; 2002; Lang and Litzenberger, 1989; Michaely et al., 1995; Nissim and Ziv, 2001; Pettit, 1972)とは整合的で、配当支払いが株価を高めるという考えを支持している。

日本において米国とは異なる結果が得られた点については、次のような解釈が可能であろう。米国のようにシグナリングやエージェンシー問題の緩和といった株主価値を意識した配当政策が浸透している状況では、平均的な企業における配当の増加が株価に与える正の効果よりも、純資産の減少を招くという負の効果のほうが大きいと予想される。これに対して、従来の日本企業のように株主価値を意識した配当政策が積極的に採用されず保有現金の割合が高いという状況では、増配によって株価が増加する余地は相対的に大きいと予想され、平均的にみると配当の株価に対する正の効果が負の効果を上回っていると考えられる。

次に経営者持株比率について検討すると、すべてのモデルにおいてDOWNは有意に正の値となっていた。この結果は、ストックオプションを付与された経営者が株主価値を高めるために、増配を実施している可能性を示唆している。FOREOWNについては、すべてのモデルで配当と有意に正の関係を示していた。この結果はBaba (2009)と同様に、外国人株主が高配当を要求している可能性を示唆している。またこのような関係は、日本企業がこれまで株主に十分に配当を支払わなかったことを受けて、株主が私的便益を享受でき

なかったという見解とも一致している。興味深いことに、成長性の代理変数である MrBr および PGASSET は有意に正の値を表し、Baba (2009) と整合的であることが確認できた。これらの結果は、日本においてエージェンシーコストの最小化を目的として配当支払いが行われてこなかった可能性を表している。

その他の変数に関して解釈を加えていくと、まず ROE は有意に正となったのに対し、業績不振ダミー (ROE<0 dummy) は有意に負であった。これらの結果から、低いパフォーマンスの企業が配当を抑制するが、その傾向は赤字に直面している企業でより強くなっていると判断できる (Baba, 2009; DeAngelo and DeAngelo, 1990; Goergen et al., 2005)。CASHRISK と LEVERAGE は有意に負の係数を示し、財務的困難に陥る確率が高い企業ほど財務的健全性を保つために多額の配当を支払わないと考えられる (Chay and Suh, 2009; Fama and French, 2002; Fenn and Liang, 2001)。また Leverage の係数が有意にマイナスとなったことは、Blau and Fuller (2008) とも整合的である。つまり負債比率の高い企業は利子支払いによってフリー・キャッシュフローを削減できるため、配当支払いを抑えていると解釈できる。企業規模については、大規模な企業ほど高配当を実施することが明らかとなり、先行研究と一致した実証結果が得られている (Blau and Fuller, 2008; Chae et al., 2009; Cuny et al., 2009 Fenn and Liang, 2001; Hu and Kumar, 2004)。

表 3-4

相関係数行列

表 3-4 は、独立変数間の相関係数行列を表している。変数の定義は、表 3-1 に掲載している。

(N=13,456)	DOE	DOWN	FORE OWN	FIN OWN	ROE	MtBr	CASH RISK	Ln (Sales)	PGASSET	LEVER AGE	R&D	PBR
DOE	1.000											
DOWN	0.130	1.000										
FOREOWN	0.265	-0.078	1.000									
FINOWN	-0.002	-0.356	0.274	1.000								
ROE	0.076	0.024	0.030	0.015	1.000							
MtBr	0.139	0.069	0.142	-0.031	0.017	1.000						
CASHRISK	-0.119	-0.080	-0.060	-0.032	-0.028	0.007	1.000					
Ln (Sales)	0.041	-0.316	0.376	0.480	0.005	-0.032	-0.127	1.000				
PGASSET	0.031	0.053	0.034	-0.017	0.005	0.036	0.032	-0.046	1.000			
LEVERAGE	-0.155	-0.078	-0.200	0.080	-0.058	-0.059	0.127	0.053	-0.023	1.000		
R&D	0.006	-0.113	0.137	0.165	0.010	0.008	0.029	0.099	-0.015	-0.114	1.000	
PBR	0.268	0.103	0.182	-0.048	-0.450	0.341	0.023	-0.019	0.034	0.031	0.013	1.000

表 3-5

回帰分析の結果

表 3-5 は、回帰分析の結果を示している。従属変数は、自己資本配当率 (DOE; モデル (1))、有配企業を 1 とするダミー変数 (DPD; モデル (2))、増配企業を 1 とするダミー変数 (DID; モデル (3)) の 3 つである。サンプルは 2001 年から 2007 年の 7 年間に、東京証券取引所一部・二部に上場する企業を対象としている。総サンプル企業数は、13,456 firm-years (1,878 社) である。独立変数の下付き文字は、各独立変数について 1 期分のラグをとっていることを表している。変数の定義は、表 3-1 に掲載している。

モデル	(1)		(2)		(3)	
従属変数	DOE		DPD		DID	
推計方法	変量効果 トービットモデル		変量効果 ロジットモデル		変量効果 ロジットモデル	
	係数	Z 値	係数	Z 値	係数	Z 値
SOD _{t-1}	0.0028***	7.82	0.4766**	2.54	0.5228***	8.35
DOWN _{t-1}	0.0083***	5.35	8.1952***	8.72	1.9787***	6.92
FINOWN _{t-1}	-0.0020	-1.1	7.5185***	11.1	0.3007	1.22
FOREOWN _{t-1}	0.0362***	20.98	1.5605*	1.77	3.0347***	9.43
MtBr _{t-1}	0.0001***	3.48	-0.1016***	-3.12	0.0014	0.19
PGASSET _{t-1}	0.0001	1.08	0.0749	0.74	0.5518***	4.18
ROE	0.0025***	8.21	0.1994***	3.05	0.2441***	2.6
ROE < 0 dummy	-0.0064***	-20.68	-3.2965***	-25.79	-2.2282***	-23.32
CASHRISK _{t-1}	-0.0020***	-3.37	-1.9861***	-7.64	0.2302**	2
LEVERAGE _{t-1}	-0.0189***	-15.46	0.4049***	6.23	-0.8347***	-5.14
Ln (Sales _{t-1})	0.0014***	7.36	-10.2967***	-23.94	0.1071***	4.19
Constant	0.0047**	2.32	2.2172***	3.01	-1.8520***	-6.42
Industry dummy	Yes					
Year dummy	Yes					
N	13,456					

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

表 3-6

回帰分析の結果 (年次別)

表 3-6 は、DOE (パネル A)、DPD (パネル B)、DID (パネル C) を従属変数として年次別に行った回帰分析の結果のうち、ストックオプションダミーの結果のみを抜粋して提示している。サンプルは 2001 年から 2007 年の 7 年間に、東京証券取引所一部・二部に上場する企業を対象としている。すべての推計の中に、以下の 9 つの独立変数 (DOWN、FINOWN、FOREOWN、MtBr、PGASSET、ROE<0 dummy、CASHRISK、LEVERAGE、Ln (Sales)) が含まれている。変数の定義は、表 3-1 に掲載している。

Year	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
パネル A: トービットモデルによる DOE の推計結果								
SOD の 係数	0.0013*	0.0007	0.0016**	0.0022***	0.0031***	0.0023**	0.0030***	0.0026***
t 値	1.67	0.92	2.1	2.82	4.28	2.51	3.25	2.84
パネル B: ロジットモデルによる DPD の推計結果								
SOD の 係数	0.5758	0.6139**	0.5763**	1.0673***	0.6869**	0.3071	0.2427	-0.0704
Z 値	1.32	2.24	2.14	3.44	2.28	0.99	0.76	-0.27
パネル C: ロジットモデルによる DID の推計結果								
SOD の 係数	0.5574 ***	0.1940	0.3174**	0.5716***	0.6923***	0.6712***	0.4648***	0.3821***
Z 値	3.28	1.31	2.42	4.79	5.4	5.22	3.82	3.24
N	1263	1619	1662	1702	1735	1784	1822	1869

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

表 3-6 は、追加的な分析として上記と同様の分析を年ごとに分けて実施している。表 3-6 から明らかなように、SOD の係数はほとんどの年で有意に正を表していた。よって年次別に推計を行ってもストックオプションが配当を増加させるという考えが支持され、本章の仮説と一致していると判断できる。

4.3 Difference-in-difference 分析

前節の推計結果から、ストックオプションと配当支払いの間に正の関係が明らかとなった。しかしながらほとんどの独立変数に1期分のラグをとり、内生性をコントロールした分析を行ったとしても、因果性の問題が潜在的に残っている可能性は否めない。そこで本節ではこの因果性の問題を検討するために、Difference-in-difference 分析を行った。具体的には2000～2004年の間に初めてストックオプションを採用した162社について、採用前後でDOE、DPD、DIDに変化がみられるか否かを分析する。ここでYear 0とは、企業が初めてストックオプションを採用した年としている。またストックオプション採用企業それぞれについて、Matching 企業を抽出している。このプロセスによって配当政策に関するその他の要因をコントロールし、純粹にストックオプションの採用が配当に及ぼす効果を観察すことができる。なお Matching 企業は、以下の2つの基準を満たしたものと定義する。すなわち①Year -1 (ストックオプションを採用した年の1年前)においてストックオプション採用企業と同業種に所属しストックオプションを採用していない企業、②ストックオプション採用企業とDOEが最も近い企業と定義する¹¹。そして調整後DOE (以下 Adjusted DOE) はストックオプション採用企業から Matching 企業のDOEを控除した値を指す。

表3-7のパネルAが示唆するように、Year -1からYear 1までのDOEのメディアンは1.4%から1.7%の範囲にある。ストックオプション採用後のDOEはYear -1において有意に高いことがわかる。ストックオプションの採用前後で配当政策の変化をより正確に調べるために Adjusted DOE を使用すると、パネルAから Adjusted DOE のメディアンはストックオプション採用後から数年間にわたって有意に正であることが確認できる。さらに採用後の Adjusted DOE はYear -1 よりも有意にプラスとなっており、この点は企業がストックオプション採用後に配当支払いを増加させていることを示唆している。

¹¹ 言い換えるとイベント企業と同業種でありながらも、対象期間内 (2000～2007 年) に一度もストックオプションを採用していない企業である。

表 3-7

配当支払いを示す尺度に関する Difference-in-difference 分析

表 3-7 は、ストックオプションを採用した年の前後におけるストックオプション採用企業の平均 DOE (パネル A)、およびストックオプション採用企業のうち有配、または増配を実施した企業の割合 (パネル B、C) を表している。Year 0 は、経営者がストックオプションを採用した年である。Matching 企業として、①Year -1 (ストックオプションを採用した年の 1 年前) においてストックオプション採用企業と同業種に所属しストックオプションを採用していない企業、②ストックオプション採用企業と DOE が最も近い企業を取り上げている。パネル A は、ストックオプション採用企業の DOE から Matching 企業の DOE を控除した調整後の DOE (Adjusted DOE) を表している。パネル B、C はストックオプション採用企業、Matching 企業それぞれについて有配、または増配を実施した企業の割合を意味している。

	Year -1	Year 0	Year 1	Year 2	Year 3
パネル A: メディアン DOE (N=162)					
DOE	0.014	0.015	0.017	0.018	0.019
Adjusted DOE	0.000	0.000	0.001	0.002	0.001
メディアンの検定 (null hypothesis is that the median adjusted DOE is zero)					
Z 値	2.61 ***	2.06 **	3.11 ***	2.56 **	2.04 **
メディアンの差の検定 (帰無仮説: メディアンが Year -1 のメディアンと一致している。)					
Z 値 (DOE)		0.51	2.22 **	3.34 ***	4.48***
Z 値 (Adjusted DOE)		0.31	2.48 **	1.78 *	1.77 *
パネル B: 有配を実施した企業の割合					
ストックオプション採用企業 (N=162)	0.901	0.907	0.957	0.963	0.944
Matching firms (N=162)	0.895	0.877	0.907	0.926	0.944
Z 値 (比率の差の検定)	0.00	0.72	1.55	1.21	-0.24

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

表 3-7

配当支払いを示す尺度に関する Difference-in-difference 分析 (続き)

	Year -1	Year 0	Year 1	Year 2	Year 3
パネル C: 増配を実施した企業の割合					
ストックオプション採用企業 (N=162)	0.370	0.401	0.623	0.660	0.698
Matching firms (N=162)	0.370	0.358	0.444	0.512	0.599
Z-statistics (比率の差の検定)	-0.12	0.69	3.12 ***	2.59 ***	1.75 *

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

パネル C は増配実施企業の割合を表し、Year -1 および Year 0 においてストックオプション採用企業と Matching 企業間に有意な差がないことが明らかとなった。しかし Year1 と Year2 について採用企業は Matching 企業よりも増配していることが確認できる。以上の結果は総合的に考慮すればストックオプションのほうが配当支払いに影響を与えていることを意味し、本章の仮説を支持する結果となっている。なお表 3-7 パネル B では、ストックオプションの採用によって配当を実施する確率が上昇するという証拠を提示できなかった。しかし第 2 章で指摘したように、配当はコミットメントとしての性格を強く持ち、ストックオプションの有無にかかわらず、多くの企業が配当を支払う傾向にある (Black, 1976)。このため、ストックオプションの採用の影響が検出されにくくなっていると解釈できる。

4.4 配当と株価に関する分析

ここまでの分析を整理すると、ストックオプションが配当支払いに正の効果を与え、ストックオプション採用後に企業が増配する傾向にあるということが明らかになった。これらの結果は、先行研究の前提と異なり、高水準の配当が高株価を実現できるということが前提になっている。しかしながらここまでの分析では、この前提に関する検証を行っていない。そこで、本節は株価純資産倍率 (PBR) を従属変数とした回帰分析を実施する。

配当支払いと株価の関係を分析するうえで、いくつかのコントロール変数を推計に含めている。多くの先行研究は株主価値と経営者持株比率の間に非線形の関係があると報告している (McConnell and Servaes, 1990; 1995; Morck et al., 1988)。そこで経営者持株比率 (DOWN) とその二乗項 (Square of DOWN) を独立変数として採用した。しかし日本企業を

対象とした先行研究では、経営者持株比率と株価の間に単調な正の関係がみられると報告されているため (Chen et al., 2003; Hiraki et al., 2003)、Square of DOWN を外した推計も合わせて行っている。

表 3-8

PBR に関する回帰分析の結果

表 3-8 は、株価純資産倍率 (price-to-book ratio; PBR) を従属変数とした回帰分析の結果である。サンプルは 2001 年から 2007 年の 7 年間に、東京証券取引所一部・二部に上場する企業を対象としている。総サンプル企業数は、13,456 firm-years (1,878 社) である。独立変数の下付き文字は、各独立変数について 1 期分のラグをとっていることを表している。推計モデルの選択については Hausman 検定を行い、変量効果モデルの結果を提示している。しかし、固定効果モデルを採用しても主要な結論は変わらなかった。変数の定義は、表 3-1 に掲載している。

モデル	(1)		(2)	
	係数	Z 値	係数	Z 値
DOE _{t-1}	14.1203***	8.36	14.6241***	8.66
DOWN _{t-1}	1.8801***	6.53	-0.5464	-0.9
Square of DOWN _{t-1}			4.9004***	4.53
FOREOWN _{t-1}	3.6746***	12.24	3.6727***	12.26
FINOWN _{t-1}	-0.4864*	-1.91	-0.5535**	-2.18
ROE _{t-1}	0.1305***	7.47	0.1299***	7.43
Ln (Sales _{t-1})	-0.1354***	-4.91	-0.1469***	-5.33
LEVERAGE _{t-1}	1.2113***	7.15	1.1736***	6.95
R&D intensity _{t-1}	5.7680***	3.48	5.7665***	3.49
R&D _{t-1} missing dummy	0.1243*	1.86	0.1285*	1.92
Constant	2.3692***	7.77	2.6012***	8.45
Industry dummy	Yes			
Year dummy	Yes			
N	13,456			

***: 1%水準で有意 ; **: 5%水準で有意 ; *: 10%水準で有意

また先行研究は外国人持株比率と株主価値の間に正の関係がある点を指摘しているので、外国人持株比率 (FOREOWN) を採用している。さらに日本では銀行が中心となって株式持合いを行っていたと言われ、株主価値よりも支配権の維持を重視していたとされている。よって銀行は株主価値に対し負の効果を及ぼすと予想されるため、本節の分析でも銀行持株比率 (FINOWN) を採用している。また市場は無形資産を保有する企業について高く評価する傾向にあると言われており、このような情報の非対称性をコントロールするために、R&D 比率 (R&D 支出/総資産) を代理変数として使用する。ただし R&D 支出が欠損値の場合、サンプルの縮小を招くというサンプルセレクションバイアスが発生する可能性がある。よって R&D 支出が欠損値の場合を 1 とするダミー変数 (R&D missing dummy) を取り入れている。会計パフォーマンスは株価に影響するため ROE を使用し、企業規模として売上高の自然対数 (Ln (Sales)) を定義している。最後に負債を利用している企業の株価は高くなる傾向にあるので、負債比率 (LEVERAGE) をコントロール変数として推計に含めている。なおこれらの説明変数について因果性を考慮するために、1 期分のラグをとっている。本章では変量効果モデルの結果を提示しているが、固定効果モデルを採用しても主要な結論は変わらなかった。

表 3-8 には、PBR を従属変数とした回帰分析の結果が提示されている。DOE の係数は有意に正を表し、伝統的にシグナリングやエージェンシー問題の緩和を目的とした配当政策をとってこなかった日本において、配当支払いが株価に与える限界的な効果が高いという本節の考えと一致している。その他の変数についてみると、モデル (1) において DOWN の係数は有意に正であった。モデル (2) の Square of DOWN を加えた推計に関しては、DOWN の係数は有意でなかった一方で、Square of DOWN は PBR に有意な正の影響を与えていた。これらの結果は、株主価値と経営者持株比率の間に単調な正の関係がみられるという日本の先行研究と整合的であった (Chen et al., 2003; Hiraki et al., 2003)。また表 3-8 は、FOREOWN の係数が PBR に対し有意な正の効果を与えている点を提示している。この結果は、日本において外国人株主が経営者に株主価値最大化を要求している傾向を示しており、Baba (2009) と整合的であった。これに対して FINOWN は有意にマイナスであり、銀行は安定株主としてエンタレチメントを引き起こしている可能性を示唆している。LEVERAGE は PBR に正の効果をもたらしており、当初の予想通りレバレッジ効果が働いていると解釈できる。また企業規模の大きな企業ほど、PBR が低くなる傾向がみられた。最後に R&D 比率に関しては PBR と有意に正の関係が観察され、当初の予想と一致した結果が得られている。

5. 結論

米国企業を対象とした先行研究によれば、配当支払いが株価にマイナスのインパクトをもたらす結果、ストックオプション価値を低下させてしまうため、ストックオプションを付与された経営者は配当を減少させる傾向にあるとしている (Cuny et al., 2009; Fenn and Liang, 2001; Lambert et al., 1989)。しかしながら情報の非対称性を前提とした理論 (エージェンシー理論、シグナリング理論) では、配当支払いが株価に対し正の効果を与えると考えられており、多くの実証研究はこれらの理論を支持している (Aharony and Swary, 1980; Asquith and Mullins, 1983; Denis et al., 1994; Guay and Harford, 2000; Gugler and Yurtoglu, 2003; Harada and Nguyen, 2005; Healy and Palepu, 1988; Kato et al., 1997; 2002; Lang and Litztenberger, 1989; Michaely et al., 1995; Nissim and Ziv, 2001; Pettit, 1972)。以上を要約すると、ストックオプションと配当支払いの関係は、配当支払いが株価に対しどのように影響するかによって左右されると考えられる。仮に配当の株価に与える正の効果が負の効果を上回るとすれば、ストックオプションと配当の間に正の関係が観察されるであろう。

本章の分析では日本の財務・株価データを使用し、この考えを検証している。一般によく知られているように、日本企業の経営者は株主以外のステークホルダー (銀行や従業員など) の富を優先し、株主の富を最大化させる配当政策を採用することに関心を払っていなかったと言われている。言い換えれば日本の経営者は将来収益のシグナリングの実施やエージェンシー問題の緩和を考慮して配当を支払っておらず、企業内部に現金を多く保有している可能性が高いことを意味している。このような状況においては、先行研究とは対照的に配当の株価に対する正のインパクトが負のインパクトを上回ると予想でき、結果としてストックオプションを付与された経営者は増配を実施するインセンティブを強く持つと考えられる。

日本の財務・株価データを使用した分析から、上記の考えを支持する明確な結果が得られている。ストックオプションを付与されている企業の配当を支払う、あるいは増配を行う可能性はそれを付与していない企業よりも高くなるとともに、高い自己資本配当比率を示すことが明らかとなった。同様に企業はストックオプションを付与された後に増配を実施する可能性が強くなっていた。さらに重要な点として、配当水準は株価 (株価純資産倍率) に対し正の影響を及ぼしていた。

本章の分析は、既存の先行研究に対し重要な貢献をなしている。米国企業を対象とした研究は、配当は株価に対し負のインパクトを与えると指摘している。このことは、米国のように株主価値を意識した配当政策が浸透している状況では、配当の増加が株価に与える正の効果よりも、純資産の減少を招くという負の効果のほうが強く表れることを示唆して

いる。このため典型的な米国企業の経営者はストックオプションを付与された場合、減配を実施すると解釈できる。しかし米国とは対照的に、従来の日本企業のように株主価値を意識した配当政策が積極的に採用されず保有現金の割合が高い状況においては、増配によって株価が増加する余地は相対的に大きく、配当の株価に対する正の効果が負の効果を上回ると考えられる。また近年の実証研究では、ストックオプションのマイナスの側面、すなわちストックオプションを付与された経営者が財務諸表を虚偽記載する可能性があることが報告されている (Burns and Kedia, 2006; Denis et al., 2006; Efendi et al., 2007; Peng and Roell, 2008)。しかし Kato et al. (2005) のように、本章の結果は、日本においてストックオプションが株主と経営者の利益を結び付けプラスの影響をもたらしている点を表している。この意味で、効率的なコーポレート・ガバナンスが外部資金調達にほとんど直面していない企業に高水準の配当を支払わせていると報告した Chae et al. (2009) と整合的であると判断できる。

第4章 配当平準化とその要因：国際データによる実証分析

1. はじめに

本論文の第1章で、日本企業は従来から安定配当を行っていると言われることが多いと述べた。このことは、日本企業の経営者は米国企業と同様に Lintner (1956) 型の配当平準化政策、つまり経営者が設定した目標配当額に向けて緩やかに現在の配当額を調整する行動をとってきた可能性があることを示唆している。ただし日本企業の低位安定配当政策が Lintner (1956) 型の配当平準化と本当に一致しているのかについては、これまで十分な実証分析は行われていない。また日本企業が目標配当水準を設定し配当水準を調整してきたとすると、配当平準化政策が採用されてきた理由について詳細な検証はなされていない。そこで本章では、①日本においても米国と同様の配当平準化が観察されるか、②なぜ米国のように日本でも配当平準化がみられるかについて分析して行く。

Lintner (1956) の研究以降、経営者が配当平準化を実施する傾向にあることはペイアウト政策の研究で広く知られた事実となっている。Lintner (1956) によれば、米国企業が現在の配当水準を目標配当性向に近づけていくスピード (配当の調整速度 ; SOA) がわずか 30% に過ぎないとしている。この結果は、将来的に負担となる増配や減配を避けるために配当水準を平準化していく傾向にあることを示唆している。配当平準化は米国を対象とした初期の研究 (Fama and Babiak, 1968; Mueller, 1967) でも指摘され、最近のペイアウトに関するサーベイ調査をみても、米国企業が配当平準化を重要な財務政策に位置付けていると報告している (Brav, Graham, Harvey, and Michaely, 2005)。近年の実証研究では、Leary and Michaely (2011) が米国企業の配当平準化に関する詳細な実証分析を行い、米国企業が配当平準化を実施する傾向が強くなっているという証拠を提示している。

以上の研究結果からも明らかなように、配当平準化が観察される事実は広く認められている。しかしながら配当平準化が実施される理由やこの現象が普遍的に観察されるか否かについては、いまだに明確になっていない。先行研究を概観すると、配当政策に関する様々な説明がなされていることが確認される。第1に不完全市場を前提にして、株価の過小評価に直面している企業は増配を通して投資家に将来の収益に関するシグナルを送ると指摘されている。この場合、企業が投資家にとって信頼性の高いシグナルを送るためには配当を平準化させる必要があると考えられ、増加した収益の水準を維持できるときにのみ配当支払いを増やすであろう。第2の観点としては、株主－経営者間の利害対立を挙げることができる。Easterbrook (1984) や Jensen (1986) は、配当支払いが両者の利害対立を緩和する効果を持っていると主張している。この主張を踏まえれば、高水準で安定的な配当の実施が企業の過大投資を抑制するというコミットメントとして機能すると考えられる。第3

に、株主－経営者間における報酬契約の観点である。株主が報告利益に基づいて経営者の報酬を決定する場合、経営者は報告利益を平準化する行動をとる結果、配当水準も平準化すると予想される。第4の観点としては、配当税制の影響が指摘できる。アメリカをはじめとして Classical tax system を採用している国では、株主は配当の二重課税に直面している結果、キャピタル・ゲインを選好すると言われている。このように Classical tax system が配当平準化に影響を与え、目標配当性向を引き下げると考えられる。

また現在では、世界中を通してエージェンシー関係や配当税制に関して差異があると言われている。実際に Shleifer and Vishny (1997) は、新興市場において株式の所有構造が非常に集中していることに加え、支配株主と少数株主の間に利害対立が起きていると報告している。この報告は、新興市場では経営者－支配株主間の利害対立が深刻になっていないことを意味している。またアメリカを除く多くの国々（オーストラリア、カナダ、フランス、ドイツ、イギリスなど）に注目すると、配当課税について full imputation system や partial imputation system が採用されている。full imputation system (partial imputation system) の下では、配当の二重課税に対する優遇措置が全面的（部分的）に認められている。これらの事実を踏まえると、配当平準化の程度は株式の所有構造や配当税制の影響を受ける可能性があると言われる。Dewenter and Warther (1998) は、日本企業が米国企業よりも無配転落や減配を避ける傾向が小さいことを明らかにした。同様に Andres, Betzer, Goergen and Renneboog (2009) は、ドイツ企業が米国企業と比べ柔軟性の高い配当政策を採用している点を主張している。また Chemmanur, He, Hu, and Liu (2010) は、集中的な所有構造を持ち配当が課税上、不利な扱いを受けない香港企業において、現在の配当水準が米国企業と比べ目標配当水準に向けて速く調整されていると指摘している。さらに Gugler (2003) はオーストリアにおいて国有企業が配当平準化を行うのに対し、同族企業は配当を平準化させない傾向にあると述べている。

本章は国際データを使用し、24ヶ国約5,000社を対象として配当平準化に関する検証を行った。本章のデータセットは各国の所有構造や配当課税に関する情報を含んでいるため、他国との比較を通して配当平準化に関わる要因について正確に検証することが可能となる。また先行研究の指摘の通り所有構造の集中化は新興市場で顕著になっているとすれば、可能な限りサンプル中に多くの新興国を含めることが重要になる。本章ではこのデータセットをもとに国レベルと企業レベルそれぞれについて SOA を算出し、所有構造と配当税制との関係を分析した。

本章の主要結果は、以下の通りである。第1に各国の企業間で、配当平準化の程度について大きな差異が観察された。第2に日本は国際的にみると、配当を平準化させる傾向が

表れていた。この結果は、日本企業の低位安定配当政策が米国企業について指摘される Lintner (1956) 型の配当平準化と一致していることを示唆している。第 3 に、配当税制のうち classical tax system を採用する国に位置している企業は partial imputation system や full imputation system を採用している国の企業よりも目標配当水準を低くしており、目標配当水準の低い企業ほど配当を平準化させる傾向が観察された。第 4 に最大株主の持株比率が SOA (配当平準化) に有意に正 (負) の影響を与えており、この傾向は目標配当水準が前年の配当水準を下回っているときにより顕著となっていた。この結果は、所有構造が集中している企業では経営者－株主間のエージェンシー問題が深刻ではないため、経営者はすぐに減配できる可能性を示唆している。またこの結果は、支配株主が企業の存続を目的として、業績悪化の際に経営者に対し減配を要求しているという考えとも整合的である。最後に業績が好調な企業ほど目標配当水準を高く設定し、現在の配当水準を目標配当水準に近づける速度を速める傾向にあった。

本章の貢献は、次のようにまとめられる。第 1 に我々が知る限りにおいて、本章は世界 24 ヶ国を対象に配当平準化を検証した初めての研究である¹²。いくつかの先行研究は、数カ国を比較する形で、米国以外の企業が米国ほど配当を平準化する行動をとらないという報告を提示している (Andres et al., 2009; Chemmanur et al., 2010; Kahn, 2006)。本章はこれらの先行研究を踏まえた上で、国際データの使用を用いて日本企業や米国企業が配当を平準化する理由を検証し、説得的な説明を提供している。第 2 の貢献として、国際データを使用したペイアウト研究を配当平準化の議論に拡張している点を指摘できる。近年、国際データを使用したペイアウト研究は数多くなされ、投資家保護法制や配当税制の違いが配当水準に影響を及ぼすと考えられている (Alzharani and Lasfer, 2012; Blockman and Unlu, 2009; Byrne and O' Connor, 2012; Ferris et al., 2009; La porta et al., 2000)¹³。しかしこれらの研究は主に配当水準に焦点を当てたもので、Lintner (1956) の提起した配当平準化には言及していない。本章は国際データをもとに配当平準化を分析することで、このリサーチ・ギャップを補う役割を果たしている。

本章の構成は、次の通りである。2 節では先行研究の整理を行った上で本章の仮説を提起し、配当平準化を測定する指標について説明していく。3 節では本章のサンプル・セレクションの手続きとデータに関する説明を行う。4 節には実証結果を提示し、5 節で追加的

¹² Rangvid et al. (2011) は世界 50 ヶ国を含んだデータを用いて、将来配当の予測可能性が配当の平準化の程度にしたがって低下する点を示した。しかしこの研究は配当の平準化の要因について分析したものではない。

¹³ Denis and Osobov (2008) は 6 ヶ国 (米国、イギリス、カナダ、フランス、ドイツ、日本) を対象に 4 つの主要な配当政策の理論 (シグナリング、ライフサイクル仮説、顧客効果、ケータリング) を実証的に証明している。

な分析を行っている。最後に 6 節で、本章の要約を述べることにする。

2. 先行研究の整理と仮説の設定、配当平準化の指標

2.1 先行研究と仮説の設定

先行研究を概観すると、多くの米国企業は相対的に目標配当額を設定し、それに向けて緩やかに現在の配当額を調整していく傾向にあると指摘されている。この傾向に関する初期の先行研究をみると、平均的な米国企業の SOA は 0.16 から 0.37 の範囲にあるという結果が提示されている (Lintner, 1956; Mueller, 1967; Fama and Baibak, 1968)。最近では、Leary and Michaely (2011) が、米国企業の SOA が時間の推移とともに下がっていき、結果として SOA のメディアンが 1998~2007 年の期間に 0.09 になったと主張した。先行研究は経営者と株主の間に存在する情報の非対称性に依拠しながら、配当平準化に関する様々な説明を行っている。第 1 に配当支払いが、経営者-株主間の利害対立を緩和する効果を持つという考え方である (Easterbrook, 1984; Jensen, 1986)。経営者が一定した高水準の配当を実施することで過大投資を抑制でき、株主価値を高めることが可能となる。また Bhattacharya (1979)、John and Williams (1985)、Miller and Rock (1985) が示したように、配当は将来キャッシュフローに関するシグナルとしての機能を有している。いくつかの先行研究は、増配が投資家にとって信頼性の高いシグナルと認識させるために、経営者が通常時に配当を平準化するという結果を得ている (Guttman, Kadan and Kandel, 2010; Kumar, 1988; Kumar and Lee, 2001)。

また資本市場に情報の非対称性が存在する場合、外部資金調達コストが相対的に高くなるため、経営者が現金を保有するインセンティブは強くなると考えられている (Almeida, Campello, and Weisbach, 2004; Bates, Kahle, and Stulz, 2009)。このように資金調達手段に制約のある企業は業績が好調なときであっても増配を回避するため、結果的に配当平準化につながるとされている。加えて株主が報告利益によって企業の業績を判断する場合、経営者は配当を平準化させると考えられる。具体的には経営者が業績好調時に利益の過少報告や配当支払いの抑制を行うのに対し、業績不振時には解雇されるリスクを抑えるために利益を過大報告するとともに配当を多く実施するとされている (Fudenberg and Tirole, 1995)。DeMarzo and Sannikov (2008) は、株主が現在の報告利益に基づいて将来収益に関する情報を得る一方で、経営者が清算の事態を考慮して保有現金のバランスをとるという状況を設定している。この状況では、経営者は清算を回避するために、キャッシュフローを多く獲得できる場合に内部資金を多く蓄積すると予想される。このことは、経営者が報告利益や配当を平準化させる行動をとることを示唆している。

他方、先行研究は配当税制が企業の配当水準に関係すると報告している (Andres et al, 2009; Chemmanur et al., 2010; Gugler, 2003)。この結果は、配当税制が企業の目標配当性向に影響することで、配当平準化が起こることを示唆している。つまり配当課税に優遇措置のある国 (partial imputation system や full imputation system を採用する国) では、企業が目標配当性向を高く設定するのに対し、優遇措置のない classical tax system を採用する国に位置する企業の目標配当性向が低くなると考えられる。仮に配当課税に優遇措置のある国において目標配当性向の達成に十分な分配可能利益が得られた場合、目標配当性向の高い企業ほど増配を行う傾向がみられるであろう。また目標配当性向が高い企業の経営者や株主が配当税制にかかわらず減配に否定的であれば、企業は SOA を上げ目標配当性向に早く近づけると考えられる¹⁴。さらに classical tax system の国で企業の目標配当性向が低くなっている場合、リスク回避的な投資家は一定した配当を選好すると予想される。これらの議論は、classical tax system が partial imputation system や full imputation system よりも配当を平準化させる効果を持つという予測に依拠している。

以上のことを踏まえると、配当税制、シグナリングの必要性、エージェンシー問題の深刻さの度合いが配当平準化に影響していると予想される。エージェンシー問題の程度やシグナリングの必要性に注目すると、これらの要因は企業の所有構造の違いによって大きく異なってくる。支配株主が存在するケースでは、経営者に対し様々なモニタリングを行うであろう。この結果、支配株主が多い企業の経営者はエージェンシー問題の緩和を目的に配当を支払う可能性が低くなる (Chemmanur et al., 2010; Dewenter and Warther, 1998)。また支配株主は長期的な株式保有に関心があるため、短期的な株価の過小評価に留意しないと考えられる。よって支配株主の持株比率の高い企業は、シグナリングとして配当を多く支払う可能性は低い。これらの状況は、株式の所有が非常に集中している新興市場で顕著になると考えられる。配当課税に関しては、国際間で税制が異なり本章の分析に適したセッティングとなっている。米国は classical tax system を採用し配当について二重課税を行っているのに対し、国によっては配当課税に対し部分的な優遇措置が認められている (partial imputation system)。これ以外にも、配当課税が全面的に免除される国も存在している (full imputation system)。

本章の分析に使用するデータには、日本や米国以外の国も含まれており、他国と比較することで、両国で配当平準化が観察される理由について検討することができる。この意味

¹⁴ 多くの先行研究によれば、アメリカの企業が減配や無配転落を行った場合、classical tax system を採用しているにもかかわらず、株価の低下が起きると指摘されている。Allen and Michaely (2003) は、無配転落 (減配) が 7% (3%) の株価の低下を招くという結果を示している。

で、本章のデータは上記で指摘した問題の検証に適していると言えよう。先行研究についてみると、Short, Zhang, Keasey (2002) と Khan (2006) は *partial imputation system* を採用するイギリス企業について分析し、機関投資家の持株比率が米国企業を上回るという側面を指摘した。Andres et al. (2009) はドイツ企業の SOA が 0.21~0.49 の範囲に位置すると報告し、Chemmanur et al. (2010) は、配当に対し課税上のデメリットがなく集中的な所有構造を持つ香港企業の SOA は、米国企業よりも高くなっている点を報告している。また Gugler (2003) はオーストリアにおいて国有企業が配当平準化を行うのに対し、同族企業は配当を平準化させない傾向にあると述べている。さらに La porta et al. (1999) は、所有構造の集中度は各国で異なると主張している。近年のペイアウト政策の研究では、国際間の財務構造や所有構造の差異に注目した分析に関心が払われている (Alzahrani and Lasfer, 2012; Brockman and Unlu, 2009; Byrne and O' Connor, 2012; Ferris, Jayaraman, and Savherwal, 2009; La porta et al., 2000; Pinkowitz, Stulz, and Williamson, 2006; von Eiji and Megginson, 2008;)。しかし筆者の知る限り、国際データを用いた配当平準化の研究は相対的に不足しているように思われる。そこで本章はこのリサーチ・ギャップを埋め、先行研究に基づいた以下の仮説を検証していくこととする。

仮説 1: 株式の所有構造の集中する企業は、配当を平準化させる行動をとらない。

仮説 2: *classical tax system* を採用する国に位置する企業は、配当税制に優遇措置のある国に位置する企業と比べ配当を平準化させる行動をとる。

仮説 1 は、次の考えに基づいている。先述のように、所有構造の集中した企業は支配株主の様々なモニタリングを通して、株主—経営者間の利害対立を緩和させている。さらに支配株主は、短期的な株価の過小評価に留意していない可能性が強い。よって所有構造の集中した企業において、エージェント問題の緩和やシグナリングを目的とした配当平準化がみられないと考えられる。また支配株主は長期的な株式の保有に関心を払っているため、パフォーマンスが悪化した年に経営者に減配を要求するとも予想される。

仮説 2 は、米国企業が配当平準化を行う理由が配当税制に対する優遇措置の有無に関係しているという予測に基づいている。報告利益が増加したときでも配当が税制上不利であれば、経営者は増配を行う可能性は低い。多くの先行研究が指摘するように、株主や経営者は減配に対し抵抗感を持っている。これらの点を合わせて考えると、米国のように投資家にとって配当が不利な国では、配当平準化が起きると予想できる。加えて配当に対し税制上の優遇措置がとられなければ、経営者は目標配当性向を低く設定し配当を平準化させ

る行動をとる可能性は高くなるであろう。そこで本章は先行研究にしたがって配当税制に関する2つの変数、すなわち D_PI (partial imputation system を採用する国を1とするダミー変数) と D_FI (full imputation system を採用する国を1とするダミー変数) を定義する (Alzahrani and Lasfer, 2012; La porta et al., 2000; von Eiji and Megginson, 2008;)。

表 4-1
変数の定義

変数名	定義
SOALintner	現在の配当水準を目標配当水準に調整するスピードを表し、推計式 (2) から推計している。
SOALM	現在の配当水準を目標配当水準に調整するスピードを表し、推計式 (3) から推計している。
D_PI	‘partial imputation system’ を採用している国を1とするダミー変数
D_FI	‘full imputation system’ を採用している国を1とするダミー変数
LOWN	大株主持株比率を表し、OSIRIS database 上の株主データ (「total ownership」、または「direct ownership」) を使用している。
INSTOWN	機関投資家持株比率を表し、OSIRIS database 上の株主データ (「total ownership」、または「direct ownership」) を使用している。ただし機関投資家は次の5つのタイプ (「ヘッジファンド」、「保険会社」、「mutual and pension funds」、「プライベートエクイティ」、「ベンチャーキャピタル」) を指す。
BANKOWN	銀行持株比率を表し、OSIRIS database 上に株主データ (「total ownership」、または「direct ownership」) を使用している。
SALESGROW	$(t \text{ 年の売上高} - t-1 \text{ 年の売上高}) / t-1 \text{ 年の売上高}$
LnASSET	総資産の自然対数
AvROA	対象期間の ROA (EBIT/総資産) の算術平均
ROARISK	対象期間の ROA (EBIT/総資産) の標準偏差
TANGIBLE	有形固定資産/総資産
Lever	負債/総資産
CASH	保有現金/総資産

表 4-1 は、本章で使用する変数の定義を提示している。各国の配当課税の情報は OECD の tax database より採集している (www.oecd.org/ctp/taxdatabase)。ただし配当税制を示すダミー変数を作成する際、本章は配当課税が存在しないギリシアを full imputation system 採用国とみなしている。

2.2 配当平準化の指標

Lintner (1956) は、以下で示される配当の部分調整モデルを提起した。

$$D_{i,t} - D_{i,t-1} = \alpha + \beta(D_{i,t}^* - D_{i,t-1}) + u_{i,t}$$

ここで D は実際の配当額を表し、 D^* は各企業が設定した目標配当水準であり当期利益と目標配当性向を乗じることで得られる。 β は配当の調整速度 (SOA) を指し、現在の配当水準を目標配当水準へ近づけるスピードを意味している。なお目標配当性向は明確に知ることができないため、Lintner (1956) のモデルを用いた多くの先行研究は以下の推計式を通して β を推計している (推計式 (1) は Chemmanur, He, and Liu (2010) で、推計式 (2) は Lintner (1956) で使用されている)。

$$\Delta D_{i,t} = a + bE_{i,t} + cD_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (1)$$

$$D_{i,t} = d + eE_{i,t} + fD_{i,t-1} + w_{i,t} \quad (2)$$

ここで E は当期利益を表している。推計式 (1) では、SOA は $-\hat{c}$ として推計されるのに対し、推計式 (2) では $1 - \hat{f}$ で算出される。先行研究では推計式 (1)、(2) が使用されているが、これらのモデルは AR (1) 構造となっているため、推計にバイアスが生じるという問題を抱えている (Leary and Michaely, 2011)。この問題を受けて Leary and Michaely (2011) は SOA を推計する代替的な手段として、以下の推計式を提示している。

$$\Delta D_{i,t} = g + h(\hat{D}_{i,t}^* - D_{i,t-1}) + x_{i,t} \quad (3)$$

ここで $\hat{D}_{i,t}^*$ は、サンプル期間における企業の目標配当性向を指し、その代理変数として当該企業の配当性向のメディアンを採用している。推計式 (3) に関しては AR (1) に関する推計上のバイアスを避けるメリットがある一方で、企業の配当性向のメディアンが目

標配当性向であるという想定に基づいたモデルとなっている。しかしながら Lintner (1956) は、経営者は設定した目標配当性向に向けて徐々に現在の配当水準を調整していくと主張している。また国際データを使用した先行研究が示すように、配当性向は各国の企業の財務属性に左右される可能性が高く、結果として目標配当性向も異なってくるという問題点がある。したがって推計式 (3) についても推計上のバイアスが生じるという問題を抱えている。本章はより頑健な研究結果を得るために推計式 (2)、(3) の両方を使用して分析を行うことにし、推計式 (2) で推計した SOA を $SOA_{Lintner}$ 、推計式 (3) を用いた SOA を SOA_{Lm} と定義する¹⁵。

3. サンプル・セレクションとデータ

本章では、Bureau van Diji Electric Publishing が提供する Osiris database からデータセットを構築する。このデータベースには世界各国の上場企業の財務データのみならず、株主構成データも含まれている。サンプル期間は 2000~2009 年の 10 年間で、最初に財務データを収集した。ただしサンプルは、①当期および前年の配当と当期の利益についてサンプル期間のうち少なくとも 5 年間は利用可能、②最低でも 3 年間は配当を支払っている、③最低でも 3 年間は報告利益がプラスとなっているという 3 つの基準を満たす非金融企業に限定している¹⁶。これらの手続きを踏んだ結果、9,311 件のサンプルが残った。次にこのサンプルのうち、上記の 3 つの基準を満たすものの企業数が 10 社以下となった国に位置している企業を削除した。この過程で 10 ヶ国 22 社がサンプルから取り除かれ、サンプル数は 9,289 件となった。

次に株主構成データに目を向けると、Osiris database には「直接的な株式所有」と「合計株式所有」のデータが存在している。「直接的な株式所有」は単純に特定の株主が直接的に株式を保有するのに対し、「合計株式所有」は間接的な株式所有と直接的な所有を足し合わせたものを意味している。一般的に知られているように、支配株主は間接的な株式所有を通じて企業の実質的な支配権を維持している。具体的にはある株主が企業 X の支配権を掌握するインセンティブを強く持つのであれば、この株主は企業 X の株式を直接的に持つ企業 Y の株式を保有することで自分の目的を達成することができる。本章では、「株式所有の合計」を企業の株式の所有構造とみなし、「合計株式所有」のデータを使用できない場合に「直接的な株式所有」のデータを用いることにする。なお株式の所有構造のデータは 2009 年時点のものしかないので、本章は 2009 年のデータが企業の平均的な所有構造を表してい

¹⁵ 推計式 (1) と (2) のいずれを使用しても、SOA の値は一致する。

¹⁶ 本章では GICS コードが 40101010 から 40402070 までを金融企業とみなしている。

ると想定する。

まず仮説 1 を検証するために、本章は特定の企業の株式所有のデータのうち最も高い持株比率を「大株主の持株比率 (LOWN)」と定義した。仮説 1 を支持するのであれば、LOWN と SOA の間に正の関係が観察されると予想できる。この変数以外にも、株主の所有構造を示す変数をいくつか採用した。機関投資家は企業の配当政策に影響を及ぼすと言われ、先行研究によれば機関投資家は配当について税制上の優遇措置を受けられるため、配当を愛好する傾向がみられている (Short et al., 2002)。よって機関投資家が配当を多く要求する傾向は、業績の好調時に強くなると考えられる。この見方とは別に、機関投資家は効率的なモニタリングを行う主体として増配を行い、情報の非対称性を軽減することができることも指摘されている。この観点に基づけば、機関投資家は経営者に配当平準化を求めないと予想される。反対に機関投資家はブルーデンス・ルールのもとで、安定的に配当を支払っている企業に投資することや投資先企業に配当を安定化させるように指示することが求められている。これらの考えを踏まえ、機関投資家持株比率 (INSTOWN) を採用することにする。具体的にはヘッジ・ファンド、保険会社、ミューチャル・ファンド、ペンション・ファンド、プライベート・エクイティ・ファンド、ベンチャー・キャピタルの 6 種類を機関投資家として定義している。一方で銀行は、健全性を保つために規制当局からのモニタリングを受けている。このため銀行は安定的に配当を支払っている企業に投資し、投資先企業にも安定的な配当を求めるインセンティブを持つ。また銀行は投資先企業のリスクが低いことを市場に知らせるためにその企業の報告利益を安定化させ、結果的に配当平準化がみられるとも考えられる。反対に銀行は情報優位の投資家であるため、エージェンシー問題を緩和させる役割を果たしている。したがって、配当平準化と銀行の持株比率の間に負の関係がみられるという予想も成り立つであろう。Aivazian et al. (2006) は格付けを受けている企業が配当を平準化する結果を示しているが、負債に依存している企業は配当を平準化させないとも考えられる。これらの考えを検証するために、本章の分析では銀行持株比率 (BANKOWN) を採用している。以上の 3 つの所有構造を表す変数を算出した後、この株主所有のデータと先述の財務データを組み合わせ、本章の分析に使用するデータセットを構築した。この過程において株式所有データの入手可能性の結果、9,289 件のサンプルのうち 817 件が除かれている¹⁷。

本章はこれらの株主変数以外にも、配当政策に影響を与えるコントロール変数を推計に

¹⁷ Osiris database 上には、株主のタイプを示す項目が存在している。本章では、この項目のうち“Other unnamed shareholders, aggregated”と書かれたものを外して LOWN を計算している。株主所有を示すデータのうち、817 件はこのカテゴリーに属していたため、LOWN の計算の際に除かれている。

加えている。まず企業の成長性をコントロールするために、サンプル期間における売上高の成長率 (SALESGROWTH) を代理変数としている (Cuny et al., 2009; DeAngelo et al., 2006; Hiraki et al., 2003)。多くの先行研究では時価・簿価比率が成長性の代理変数に使われているが、本章のデータセットの中には時価・簿価比率を計算できないサンプルが 500 件存在していた。このような理由から、本章は時価・簿価比率ではなく売上高成長率を成長性の代理変数としている。なお SALESGROWTH の代わりに時価・簿価比率を使用しても、主要結果は実質的に変化しなかった。LnASSET は企業規模を示す代理変数 (Cuny et al., 2009; DeAngelo et al., 2006; Denis and Osobov, 2008; Fenn and Liang, 2001; Hiraki et al., 2003; Lee and Suh, 2011) であり、2009 年の総資産の自然対数として定義した。企業の収益性に関しては、ROA (EBIT/総資産) の期間平均 (AvROA) を採用している (Baba, 2009; Chay and Suh, 2009; DeAngelo et al., 2006; Denis and Osobov, 2008; Grullon et al., 2002; Kooli and L'Her, 2010; Lee and Suh, 2011; Mitton, 2004)。

さらに企業のキャッシュフローのリスクをコントロールするために、対象期間内における ROA の標準偏差 (ROARISK) を推計に加えている (Fenn and Liang, 2001; Jagannathan et al., 2000; Kooli and L'Her, 2010; Lee and Suh, 2011)。また ROARISK の代わりにリスクの変数としてベータ (β) を使って推計を行っても、主要結果は実質的に変わらなかった。有形固定資産比率 (TANGIBLE: 純有形固定資産/総資産) は、情報の非対称性の程度を示す代理変数である。これまでの先行研究の中には負債が企業の配当政策に影響すると報告するものがあるため、本章でも負債比率 (LEVER: 負債/総資産) を推計に加えている (Blau and Fuller, 2008; Cuny et al., 2009; Lee and Suh, 2011; Truong and Heaney, 2007)。また現金が豊富な企業はフリー・キャッシュフロー問題に直面している可能性が高く、配当を増加する必要があると言われている。反対に、現金を多く保有する企業ほど配当を実施する頻度が高いという予測もできる。この点を考慮するために、保有現金比率 (CASH: 現金および現金同等物/総資産) を推計に含めている (DeAngelo et al., 2006; Guest, 2008; Lee and Suh, 2011)。

なお本章の分析では、以上のコントロール変数を算出できないサンプルが 1,630 件あったため、これらのサンプルを除いた。この結果、サンプル数は 42 ヶ国 6,842 件となった。これに加えて本章で使用する OECD の tax database のうち配当課税の情報を利用できない企業が存在するため、これらのサンプルも削除した。これらの手続きを踏まえた結果、最終的なサンプル数は 24 ヶ国 5,035 件となった。このサンプルをもとに 2.2 節で提示した推計式 (2)、(3) を使用して SOA を推計したが、得られた SOA の分布が非常に歪んでいたため、本章は上下 1% を異常値として分析の対象から外している。

4. 実証分析

4.1 国レベルの分析

表 4-2 のパネル A は、本章が分析対象とする世界 24 ヶ国約 5,000 件のサンプルについて、国別に推計した主要変数 (SOA, LOWN, INSTOWN, BANKOWN) の平均とメディアンを表している。パネル A から明らかのように米国について推計した SOA は、先行研究の報告した SOA と近い値を示している。具体的には SOALM のメディアンは 0.12 であり、Leary and Michaely (2011) の 1998~2007 年における SOA (0.09) に近い値をとっている。また SOALintner のメディアンは 0.24、SOALM の平均は 0.23 となっており、Aivazian et al. (2006) が固定効果モデルで推計した SOA とほとんど一致していた。これらの結果は、米国企業が長期の目標配当性向に対し時間をかけて調整する傾向にあることを表している。この一方で、ドイツ企業と香港企業の SOA は相対的に米国企業よりも高くなっており、Andres et al. (2009) や Chemmanur et al. (2010) と整合的であった。またパネル A から、日本やアイルランドの SOA は低い値をとっていることがわかる。日本とアイルランドの両国が採用する配当税制はそれぞれ classical tax system、または modified classical system であることから、両国の配当税制がアメリカに近いことが確認できる。

表 4-2

国と配当税制に関する記述統計量

表 4-2 は国と配当税制に関する記述統計量を表し、パネル A には国ごとに算出した SOA と所有構造を示す変数の平均とメディアンが提示されている。各国の配当課税の情報は OECE tax database (www.oecd.org/ctp/taxdatabase) から収集し、2005 年時点のデータを使用した。パネル B は国ごとの SOA の平均・メディアンと所有構造を示す変数に関する相関係数行列を表している。パネル C は各国の配当課税別に算出した SOA の平均とメディアンを表している。変数の定義は、表 4-1 に提示されている。

パネル A：主要変数の平均とメディアン							
国名	上：平均					2005 年時点における配当課税	サンプル数
	下：メディアン						
	SOALintner	SOALM	LOWN	INSTOWN	BANKOWN		
アイルランド	0.45	0.35	0.24	0.27	0.13	Classical	17
	0.39	0.31	0.20	0.27	0.11		

表 4-2

国と配当税制に関する記述統計量 (続き)

パネル A : 主要変数の平均とメディアン							
国名	上 : 平均					2005 年時点における配当課税	サンプル数
	下 : メディアン						
	SOALintner	SOALM	LOWN	INST OWN	BANK OWN		
アメリカ	0.33	0.24	0.18	0.29	0.17	Modified classical	1,003
	0.24	0.13	0.11	0.28	0.18		
イギリス	0.56	0.41	0.19	0.42	0.25	Partial imputation	362
	0.56	0.33	0.15	0.41	0.22		
イスラエル	0.86	0.66	0.38	0.11	0.02	Modified classical	42
	0.98	0.69	0.40	0.06	0.00		
イタリア	0.63	0.43	0.47	0.11	0.09	Classical / Partial imputation	41
	0.63	0.40	0.52	0.08	0.05		
オーストラリア	0.71	0.59	0.27	0.40	0.06	Full imputation	280
	0.71	0.58	0.20	0.36	0.02		
オーストラリア	0.82	0.54	0.57	0.07	0.08	Classical	31
	0.81	0.57	0.55	0.04	0.05		
オランダ	0.78	0.53	0.30	0.24	0.16	Classical	67
	0.81	0.51	0.20	0.23	0.15		
カナダ	0.45	0.35	0.26	0.20	0.07	Partial imputation	185
	0.46	0.27	0.15	0.16	0.05		
ギリシア	0.92	0.67	0.41	0.02	0.05	No shareholder taxation	71
	0.93	0.66	0.35	0.00	0.00		
スイス	0.65	0.49	0.35	0.13	0.07	Classical	112
	0.62	0.46	0.31	0.08	0.04		
スウェーデン	0.85	0.62	0.27	0.27	0.17	Classical	45
	0.83	0.61	0.20	0.25	0.16		

表 4-2

国と配当税制に関する記述統計量 (続き)

パネル A : 主要変数の平均とメディアン							
国名	上 : 平均					2005 年時点 における配当 課税	サンプル数
	下 : メディアン						
	SOALintner	SOALM	LOWN	INST OWN	BANK OWN		
スペイン	0.66	0.49	0.34	0.20	0.15	Partial	79
	0.66	0.42	0.25	0.15	0.08	imputation	
チリ	0.92	0.62	0.25	0.06	0.03	Full	71
	0.93	0.66	0.11	0.03	0.00	imputation	
デンマーク	0.78	0.52	0.33	0.29	0.09	Modified	61
	0.77	0.45	0.32	0.19	0.05	classical	
ドイツ	0.69	0.47	0.57	0.11	0.08	Partial	131
	0.69	0.41	0.55	0.06	0.05	imputation	
トルコ	0.86	0.78	0.48	0.04	0.10	Partial	25
	1.00	0.85	0.44	0.03	0.02	imputation	
日本	0.42	0.26	0.10	0.05	0.05	Modified	2,031
	0.37	0.20	0.05	0.02	0.02	classical	
ニュージーラ ンド	0.81	0.56	0.34	0.29	0.02	Classical	54
	0.85	0.55	0.23	0.16	0.00		
ノルウェー	0.82	0.61	0.39	0.22	0.12	Full	47
	0.77	0.61	0.40	0.16	0.10	imputation	
フィンランド	0.81	0.54	0.25	0.25	0.10	Partial	80
	0.85	0.53	0.20	0.24	0.07	imputation	
フランス	0.68	0.51	0.54	0.15	0.11	Partial	125
	0.67	0.46	0.52	0.08	0.06	imputation	
ベルギー	0.68	0.49	0.48	0.14	0.06	Classical	55
	0.71	0.42	0.47	0.07	0.04		
ポルトガル	0.63	0.35	0.47	0.21	0.12	Partial	20
	0.42	0.25	0.53	0.16	0.11	imputation	

また本章の2つのSOA (SOA_{Lintner}, SOA_{LM}) が示すように、米国企業が24ヶ国中を通して最も緩やかに配当額を調整している。10カ国あまりのSOAは、日本や米国のSOAと比べ2倍以上の値をとっている。このSOAの違いは、配当平準化は世界的な現象ではないことを示唆している。また日本のSOA (SOA_{Lintner}) はアメリカに次いで低い値を示し、この点は国際的にみれば、日本企業の低位安定配当政策が米国企業について指摘されるLintner (1956) 型の配当平準化と一致していることを表している。他方、株式の所有構造に着目すると日本企業のLOWNの平均は10%と最も低く、米国企業のLOWNも18%と日本の次に低いことを確認できる。このことは、米国企業や日本企業において株式が分散している側面を示唆している。以上の結果から、米国企業および日本企業の配当平準化は分散した所有構造の影響を受けていると予想される (仮説1)

表 4-2
国と配当税制に関する記述統計量 (続き)

パネル B: 国別にみた主要変数の相関係数行列 (N=24)					
上: 国別に算出した各変数の平均について計算した相関係数行列 (p 値)					
下: 国別に算出した各変数のメディアンについて計算した相関係数行列 (p 値)					
	SOA _{Lintner}	SOA _{LM}	LOWN	INSTOWN	BANKOWN
SOA _{Lintner}	1.00 1.00				
SOA _{LM}	0.93 (0.00) 0.95 (0.00)	1.00 1.00			
LOWN	0.42 (0.04) 0.26 (0.22)	0.39 (0.06) 0.26 (0.23)	1.00 1.00		
INSTOWN	-0.28 (0.18) -0.33 (0.11)	-0.25 (0.24) -0.30 (0.16)	-0.25 (0.12) -0.29 (0.06)	1.00 1.00	
BANKOWN	-0.35 (0.10) -0.44 (0.03)	-0.31 (0.14) -0.43 (0.04)	-0.16 (0.32) -0.22 (0.15)	0.55 (0.00) 0.72 (0.00)	1.00 1.00

表 4-2 のパネル B は、主要変数について国別に求めた相関係数行列である。パネル B が示すようにLOWNの平均とSOAの間に統計的に有意な正の相関が観察されるが、LOWNのメディアンとSOAの相関は有意ではなかった。また銀行の持株比率と配当平準化の関係

に関しては、概ね有意な負の相関が観察されている。他方、機関投資家の持株比率は配当平準化と相関するという結果は得られなかった。

表 4-2

国と配当税制に関する記述統計量 (続き)

パネル C: 配当税制別にみた SOA の平均・メディアン						
	平均	メディアン	サンプル数	平均	メディアン	サンプル数
	SOA _{Lintner}			SOA _{LM}		
Classical (Include Modified classical and Italy)	0.44	0.37	3,446	0.29	0.20	3,463
Partial imputation (Include Partial inclusion)	0.61	0.60	982	0.44	0.39	973
Full imputation (Include No shareholder taxation)	0.78	0.77	507	0.60	0.60	499
SOA の平均・メディアンに関する t 検定および Z 検定						
Classical versus Partial	3.08***	11.11***		3.31***	12.73***	
Partial versus Full	3.05***	7.29***		2.69***	8.60***	
Full versus Classical	11.37***	16.77***		15.62***	18.72***	

*** : 1%水準で有意 ; ** : 5%水準で有意 ; * : 10%水準で有意

表 4-2 のパネル C には、税制別にみた SOA の平均とメディアンの結果が提示されている。本章の分析では、modified classical system は classical tax system とみなしている。同様に partial inclusion system を partial imputation system と捉え、配当課税のないギリシアは full imputation system に含めている。また classical tax system と partial imputation system の両方を採用するイタリアは、classical tax system の採用国としている。パネル C の結果から明らかなように、full imputation system を採用する国の SOA は高い水準にあり、SOA の値が partial imputation system、classical tax system の順に小さくなっている。さらに配当税制別にみた場合、SOA の平均とメディアンの差は有意にゼロと異なっていた。

4.2 企業レベルの分析

一般に企業の配当政策は、企業に関する様々な要因の影響を受けていると言われている。前節の国レベルの分析はこれらの要因をコントロールしておらず、得られた結果にバイアスがかかっている可能性は否定できない。この問題を検証するために、企業レベルで SOA に関する回帰分析を行うことにする。主要な独立変数は LOWN であり、機関投資家や銀行による株式所有が SOA に及ぼす効果も検証するために、INSTOWN と BANKOWN を加えている。La porta et al. (1999) が所有構造と投資家保護法制の間に関係があると主張していること、さらに La porta et al. (2000) をはじめとして、投資家保護法制が企業の配当政策に対し有意に影響するとした先行研究が存在することを踏まえ、本章でも Djankov, La Porta, Lopez-de-Silanes and Shleifer (2008) が提案した Revised anti-director index (ADRI) を推計に加える。これらの変数以外に、第 3 章で示した配当政策に関わるコントロール変数も含めるとする。

表 4-3
記述統計量

表 4-3 は、第 4 章で使用する変数の記述統計量を表している。なお SOA を算出する際、上下 1% を異常値とみなして、削除している。変数の定義は、表 4-1 に提示されている。

変数	平均	標準 偏差	最小値	メディ アン	最大値	サンプ ル数
SOA _{Lintner}	0.506	0.446	-0.830	0.459	1.845	4,935
SOA _{LM}	0.348	0.334	-0.303	0.261	1.393	4,935
Target payout ratio (equation (2))	0.238	0.597	-3.077	0.155	4.830	4,935
Median payout ratio	0.333	0.240	0.000	0.283	1.486	4,985
LOWN	0.208	0.216	0.001	0.120	1.000	5,035
INSTOWN	0.174	0.207	0.000	0.091	1.292	5,035
BANKOWN	0.098	0.121	0.000	0.050	1.394	5,035
Total assets (million US dollars)	5,466	22,100	1.053	682	782,000	5,035
LEVER	0.528	0.226	0.000	0.534	3.911	5,035

表 4-3

記述統計量 (続き)

CASH	0.142	0.132	0.000	0.108	0.991	5,035
AvROA	0.076	0.181	-5.771	0.063	8.112	5,035
SALESGROW	0.370	8.179	-0.676	0.078	470.243	5,035
ROARISK	0.069	0.336	0.003	0.039	18.405	5,035
TANGIBLE	0.301	0.218	-0.078	0.262	0.999	5,035

表 4-3 は、企業レベルでみた記述統計量を表している。先述したように SOA は上下 1% を異常値として削除しているため、SOA の観測数は 4,935 件まで減少している。平均 SOA は 0.35~0.51 の範囲にあり、この点は、平均的にみれば世界中の企業が配当平準化を行っていることを示唆している。ただし先行研究で報告されている米国企業の SOA よりは、大きな値をとっており、世界全体でみれば米国企業で観察される配当平準化は必ずしも一般的ではないことが示唆される。表 4-3 はまた推計式 (2) の Lintner model を用いて推計した目標配当性向の記述統計量と、サンプル企業の配当性向のメディアンを表している。2.2 節で指摘したが、このメディアンは、Leary and Michaely (2011) のモデルで目標配当性向の代理変数として使われている。この結果から、推計式 (2) の Lintner model によって算出された目標配当性向のメディアンが 16%であるのに対し、サンプル企業はメディアンでみると、当期利益の約 30%を配当として支払っている点を確認できる。

本章の分析では、直接的な株式所有と間接的な株式所有を含めた「株式所有の合計のデータ」を使用しているため、INSTOWN と BANKOWN の最大値が 1 を超えていることに注意を要する。具体的には INSTOWN (BANKOWN) のうち 1 を超えたサンプルは、27 (7) 件存在していた。これらのサンプルを除外することでサンプルサイズが縮小する可能性があるため、本章は機関投資家と銀行の持株比率が 1 を超えた企業についても分析対象に含めたままとしている。

表 4-4 は、本章で使用する独立変数間の相関係数行列を提示している。この表に注目すると、INSTOWN と BANKOWN の間の相関が 0.476 と相対的に高い値を見せていることがわかる。したがって本章では、これらの変数を個別に含めた推計と同時に含めた推計の両方を行うことにする。

表 4-4

相関係数行列

表 4-4 は、独立変数間の相関係数行列を示している。変数の定義は、表 4-1 に提示されている。

(N=5,035)	LOWN	INST OWN	BANK OWN	LnAsset	LEVER	CASH	SALES GROW	AvROA	ROA RISK	TANGI BLE
LOWN	1.000									
INST OWN	0.065	1.000								
BANK OWN	-0.052	0.476	1.000							
LnAsset	-0.006	0.128	0.352	1.000						
LEVER	0.063	0.069	0.117	0.330	1.000					
CASH	-0.086	-0.128	-0.122	-0.282	-0.412	1.000				
SALES GROW	0.008	0.016	-0.001	0.025	0.011	0.003	1.000			
AvROA	0.026	0.058	0.046	-0.050	-0.046	0.110	0.001	1.000		
ROA RISK	0.015	0.037	-0.008	-0.087	-0.032	0.065	0.010	-0.415	1.000	
TANGI BLE	0.009	-0.087	-0.076	0.136	0.060	-0.349	0.020	-0.017	-0.034	1.000

推計結果は、表 4-5 に提示されている。表 4-5 から確認できるように、すべての推計式について D_PI と D_FI の符号は正であり、その係数は有意にゼロと異なっていた。さらに D_FI の係数は、D_PI よりも大きな値となっていた。これらの結果は、classical tax system を採用する国に立地する企業が配当を平準化する傾向が最も高く、partial imputation system、full imputation system を採用する国の順に配当平準化の程度が小さくなることを示している。また推計値から full (partial) imputation system の採用国にある企業の SOA は、classical tax system の採用国で同じ企業属性を持つ企業よりも 30% (18%) 程度高いと判断できる。つまり配当平準化に対する配当税制の効果は経済的に大きなインパクトを有し、この結果は、米国企業が配当水準を目標配当水準に緩やかに近づける要因として classical tax system

が重要な役割を果たしている点を示唆している。また LOWN は有意にプラスであり、本章の仮説 1 が支持されることを表している。

表 4-5

回帰分析の結果

表 4-5 は、SOA (パネル A : SOA_{Lintner}、パネル B : SOA_{LM}) を従属変数とした回帰分析の結果である。なお SOA に関しては、上下 1% を異常値と見なし削除している。また t 値は、国別に計算した clustering standard error に基づいて算出している。配当課税に関する情報を利用できない国については、本章の分析から外している。変数の定義は、表 4-1 に提示している。

パネル A: SOA _{Lintner} を従属変数とした回帰分析の結果								
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
LOWN	0.22***	3.04					0.19***	3.13
INSTOWN			-0.17**	-2.38			-0.11*	-2.03
BANKOWN					-0.31*	-2.00	-0.17	-1.63
D_PI	0.15***	3.97	0.22***	4.58	0.22***	4.47	0.18***	3.74
D_FI	0.29***	4.39	0.34***	5.15	0.31***	4.68	0.30***	5.00
Revised-ADRI	-0.03	-0.63	-0.06	-1.60	-0.05	-1.54	-0.04	-1.12
LnASSET	-0.03***	-6.06	-0.03***	-5.97	-0.03***	-5.74	-0.03***	-5.89
LEVER	0.09*	2.02	0.08*	1.83	0.08*	1.99	0.08*	1.97
CASH	0.18**	2.37	0.17**	2.31	0.17**	2.36	0.15**	2.24
SALESGROW	0.00***	4.32	0.00***	4.43	0.00***	4.38	0.00**	4.23
AvROA	0.11**	2.58	0.11**	2.27	0.00**	2.51	0.13**	2.70
ROARISK	0.00	0.16	0.01	0.30	0.12	0.28	0.01	0.42
TANGIBLE	0.08*	1.74	0.06	1.37	0.06	1.37	0.05	1.33
Constant	0.90***	3.75	1.08***	5.41	1.04***	4.82	0.94***	4.59
Industry dummy	Yes		Yes		Yes		Yes	
Adj.R2	0.11		0.11		0.11		0.12	
N	4,935		4,935		4,935		4,935	

*** : 1%水準で有意 ; ** : 5%水準で有意 ; * : 10%水準で有意

表 4-5

回帰分析の結果 (続き)

パネル:B SOA _{LM} を従属変数とした回帰分析の結果								
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
LOWN	0.21***	4.21					0.20***	4.14
INSTOWN			-0.06	-1.03			-0.03	-0.58
BANKOWN					-0.13	-1.14	-0.05	-0.73
D_PI	0.14***	4.51	0.19***	5.23	0.19***	5.40	0.15***	3.84
D_FI	0.27	7.81	0.30***	7.28	0.29***	8.44	0.27***	7.13
Revised-ADRI	-0.02	-0.92	-0.05*	-2.05	-0.05*	-2.05	-0.02	-1.27
LnASSET	-0.01	-1.67	-0.01*	-1.72	-0.01*	-1.76	-0.01*	-1.77
LEVER	-0.04	-1.23	-0.03	-1.12	-0.03	-1.20	-0.04	-1.33
CASH	0.11	1.58	0.11*	1.75	0.11*	1.71	0.10	1.53
SALESGROW	0.00*	1.71	0.00*	1.74	0.00	1.71	0.00	1.70
AvROA	0.24**	2.23	0.24**	2.14	0.24**	2.20	0.25**	2.31
ROARISK	0.06	1.36	0.06	1.36	0.06	1.36	0.06	1.44
TANGIBLE	0.04	1.17	0.03	1.09	0.03	1.05	0.03	0.94
Constant	0.47***	3.98	0.62***	4.92	0.61***	4.52	0.48***	4.36
Industry dummy	Yes		Yes		Yes		Yes	
Adj.R2	0.15		0.14		0.14		0.15	
N	4,935		4,935		4,935		4,935	

*** : 1%水準で有意 ; ** : 5%水準で有意 ; * : 10%水準で有意

表 4-6 のパネル A は、機関投資家の持株比率と SOA の間に負の関係があることを示しているが、パネル B に目を向けると INSTOWN の有意性は満たされていなかった。表 4-6 の大部分のモデルについて、BANKOWN の係数は有意ではなかった。これらの結果から、株式所有構造を表す変数のうち、大株主の持株比率が配当平準化に対し最も強い説明力を持つことが明らかである。言い換えれば、所有構造が集中している企業ほど配当平準化を行っていないことを意味している。コントロール変数についてみると、表 4-5 のパネル A、

Bを通して AvROA と SOA の間に統計的に有意な正の関係が表れている。この結果は、業績の良い企業が配当を平準化するインセンティブを持たないことを示唆している。パネル A の LEVER、CASH、SALESGROW の 3 つの変数に焦点を当てると、係数はすべて有意にプラスであった。この点については、保有現金比率の高い企業や負債を多く保有する成長性の高い企業が、目標配当水準に向けて緩やかに現在の配当水準を調整する傾向にあると解釈できる。しかしパネル B をみると、この考えは支持されなかった。最後に LnAsset の係数はパネル B のモデル (1) を除いて有意にマイナスを表し、大企業が配当を平準化させている可能性が高いことを意味している。

これまでの結果をまとめると、所有構造の集中度および配当税制が配当平準化に強く関係していると主張できる。先行研究によれば、米国企業は目標配当水準に向かって配当を調整していく傾向にあると考えられていたが、本章の結果をもとに判断する限り、この傾向は必ずしも普遍的ではない。本章の結果を踏まえると、日本や米国で観察される配当平準化は分散化した所有構造と classical tax system の影響を受けている解釈できる。

4.3 SOA の非対称性に関する分析

前節から配当に関して税制上の不利がある場合、この点が配当平準化に影響を与えるという結果を得た。一つの解釈として classical tax system を採用する国に立地する企業は増益時であっても、投資家がキャピタル・ゲインよりも配当を選好することを背景に、実質的な増配を行っていないと考えられる。他方、classical tax system 採用国の企業は配当支払いが税制上不利となるため、経営者がパフォーマンスの悪化時に減配するインセンティブを持つと考えられる。しかし多くの先行研究によれば投資家は減配を否定的にとらえる傾向が強く、経営者が減配を回避する確率は高いと指摘されている (Brav et al., 2005; Lintner, 1956)。この傾向を踏まえると減配すべき局面では、配当課税よりも投資家の減配に対する否定的な感情のほうが配当平準化政策に影響すると予想される。このように配当税制が SOA に及ぼす効果は非対称的であり、目標配当水準が前年の配当水準を上回るか否かによって SOA が影響を受ける可能性がある。仮に目標配当水準が現在の配当水準を上回る場合 (増配すべき局面) であれば、配当税制が SOA に影響する可能性は高くなるであろう。これに対し目標配当水準が現在の配当水準を下回る場合 (減配すべき局面) においては、配当税制が SOA に与える影響は小さいと考えられる。よって全体としてみれば、classical tax system 採用国で配当平準化が強く観察されると予想される。

また以上の考え方とは別に、classical tax system のもとでは配当支払いが株主にとって不利となるため、企業が目標配当性向を低く設定すると予想される。投資家が配当に対しリ

スク回避的な態度を示すとすると、目標配当水準（または期待配当水準）を低く定めている企業は、投資家に対し配当政策を一定にする必要性が高くなるであろう。ただしこの考え方に基づけば、配当税制が SOA に与える影響が非対称にはならないと予想される。

表 4-6

SOA の非対称性に関する分析結果

表 4-6 のパネル A は、SOA_{INC} と SOA_{DEC} の記述統計量を表している。SOA_{INC} (SOA_{DEC}) は、目標配当水準が前年の配当水準を上回る (下回る) 場合の配当の調整速度を意味している。パネル B と C にはそれぞれ、SOA_{INC} と SOA_{DEC} を従属変数とした回帰分析の結果が提示されている。なお SOA に関しては、上下 1% を異常値と見なし削除している。t 値は、国別に計算した clustering standard error に基づいて算出している。配当課税に関する情報を利用できない国については、本章の分析から外している。変数の定義は、表 4-1 に提示している。

パネル A: 記述統計量						
	平均	標準偏差	最小値	メディアン	最大値	サンプル数
SOA _{INC}	0.370	0.875	-4.360	0.286	5.441	4,723
SOA _{DEC}	0.345	0.598	-2.148	0.206	3.413	4,723

以上の議論を踏まえ本節では、企業の目標配当水準が現在の配当水準よりも高いか否かによって、配当税制が SOA に対し異なった影響を及ぼすかどうかについて検証する。またこの分析とあわせて、集中的な株式所有が配当平準化に与えるインパクトが非対称的であるか否かについても検証する。これらの問題点を明らかにするために、目標配当水準が前年の配当水準を上回るか否かで場合分けをし、それぞれの場合における SOA を推計する。具体的には SOA の推計のために、すべてのサンプル企業について以下の推計式 (4) を使用することにする (Leary and Michaely, 2011)。

$$\Delta D_{i,t} = g + h_{Inc}(\hat{D}_{i,t}^* - D_{i,t-1}) \times I_{Inc} + h_{Dec}(\hat{D}_{i,t}^* - D_{i,t-1}) \times I_{Dec} + x_{i,t} \quad (4)$$

ここで I_{Inc} は目標配当水準が前年の配当水準よりも高い場合 ($\hat{D}_{i,t}^* > D_{i,t-1}$) を 1、低い場合 ($\hat{D}_{i,t}^* < D_{i,t-1}$) を 0 とするダミー変数である。一方、 I_{Dec} は目標配当水準が前年の配当水準よりも低い場合 ($\hat{D}_{i,t}^* < D_{i,t-1}$) を 1、高い場合 ($\hat{D}_{i,t}^* > D_{i,t-1}$) を 0 とするダミー変数

を指す。推計式 (3) と同じように $\hat{D}_{i,t}^*$ を計算するために、サンプル期間内における企業の配当性向のメディアンを使用した。ただし $\hat{D}_{i,t}^*$ を計算するうえで、メディアン配当性向がゼロとなるサンプルや目標配当性向と前年の配当性向が一致する場合は、分析の対象外とした。

表 4-6 のパネル A は、 $SOA_{Inc} (\hat{h}_{Inc})$ と $SOA_{Dec} (\hat{h}_{Dec})$ の記述統計量を表している。この表から明らかなように、企業が増配をする必要のある局面において SOA のメディアンは 0.29 を示している一方で、減配すべき局面では SOA のメディアンが 0.21 となっていた。この結果は、増配する必要がある場合の SOA のほうが相対的に高いことを表し、Leary and Michaely (2011) と整合的な結果である。

また表 4-6 のパネル B と C はそれぞれ、 SOA_{INC} と SOA_{DEC} について行った回帰分析の結果である。この表から両パネルにおいて D_PI と D_FI はプラスで統計的に有意であり、絶対値を基準とすると D_PI よりも D_FI のほうが大きな値をとっていると確認できる。この結果は、企業が増配できる局面と同様に減配する必要がある局面でも、税制上の配当の優遇措置が SOA に有意な正のインパクトをもたらすことを意味している。したがって配当税制と SOA の関係に関して、目標配当水準が前年の配当水準よりも高い状況においてのみ、配当税制が SOA に影響するという考えは棄却される。他の変数に関しては、まずパネル B、C から確認できるように、 $LOWN$ と SOA_{Inc} の間に有意な関係がなかったのに対し、 $LOWN$ と SOA_{Dec} の間には有意な正の関係が観察された。この結果は、支配株主が減配を否定的にとらえていないことを表し、支配株主は様々な形でモニタリングを行っているため、エージェンシー問題の緩和を目的として配当を維持する必要性が低いことを反映している。この他にも、支配株主は私的便益を提供する企業の継続に関心を持っているため、パフォーマンスの悪化時に即座に減配するという解釈も成り立つであろう。

コントロール変数については、増配を行うべき局面で負債比率の高い企業が速やかに目標配当水準に向かって配当を調整する傾向にある一方で、減配をすべき局面ではこのような傾向がみられなかった。 $ROARISK$ の係数についてみると減配を行うべき局面では係数が有意とならなかったのに対し、増配を行うべき局面では有意にプラスであった。この結果は、キャッシュフローのボラティリティの高い企業は投資家に対するコミットメントの維持が難しいため、配当を支払わないとする先行研究の結果とは一致していないことを表している。 $AvROA$ 、 $SALESGROWTH$ 、 $CASH$ の結果に関しては、いずれの局面においても配当平準化に対し有意な影響を及ぼしていなかった。

表 4-6

SOA の非対称性に関する分析結果 (続き)

パネル B: SOA _{Inc} を従属変数とした回帰分析の結果								
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
LOWN	0.06	0.47					0.03	0.28
INSTOWN			-0.16	-1.61			-0.12	-1.38
BANKOWN					-0.25	-1.63	-0.15	-1.44
D_PI	0.08*	1.73	0.11**	2.74	0.10**	2.43	0.11***	3.08
D_FI	0.34***	5.78	0.37***	5.86	0.34***	6.23	0.36***	5.76
Revised-ADRI	-0.06	-1.08	-0.07	-1.66	-0.07	-1.54	-0.07	-1.54
LnASSET	-0.02*	-2.01	-0.02	-1.68	-0.01	-1.42	-0.01	-1.43
LEVER	0.11**	2.68	0.10**	2.65	0.10**	2.63	0.10**	2.57
CASH	0.01	0.08	-0.01	-0.06	-0.00	-0.02	-0.02	-0.09
SALESGROW	0.00**	2.21	0.00**	2.20	0.00**	2.15	0.00**	2.17
AvROA	0.12***	3.62	0.12***	3.78	0.13***	3.96	0.13***	3.97
ROARISK	0.04**	2.43	0.05**	2.77	0.05***	2.68	0.05***	2.85
TANGIBLE	-0.01	-0.31	-0.03	-0.69	-0.03	-0.65	-0.04	-0.83
Constant	0.93**	2.64	0.99***	3.33	0.97***	3.00	0.97***	3.17
Industry dummy	Yes		Yes		Yes		Yes	
Adj.R2	0.03		0.03		0.03		0.03	
N	4,723		4,723		4,723		4,723	

*** : 1%水準で有意 ; ** : 5%水準で有意 ; * : 10%水準で有意

表 4-6

SOA の非対称性に関する分析結果 (続き)

パネル C: SOA _{Dec} を従属変数とした回帰分析の結果								
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
LOWN	0.30***	4.14					0.29***	3.92
INSTOWN			-0.07	-0.86			-0.02	-0.28
BANKOWN					-0.15	-1.05	-0.05	-0.52
D_PI	0.16***	3.47	0.23***	4.50	0.23***	4.62	0.17***	2.99
D_FI	0.29***	6.02	0.33***	5.80	0.32***	6.18	0.29***	5.45
Revised-ADRI	-0.00	-0.18	-0.04*	-1.78	-0.04*	-1.84	-0.01	-0.33
LnASSET	-0.01*	-1.93	-0.01**	-2.11	-0.01**	-2.12	-0.01**	-2.20
LEVER	-0.14***	-3.18	-0.13***	-3.05	-0.14***	-3.08	-0.01***	-3.30
CASH	0.09	0.71	0.09	0.80	0.09	0.77	0.08	0.67
SALESGROW	0.00***	3.60	0.00***	3.75	0.00***	3.63	0.00***	3.56
AvROA	0.27*	1.97	0.26*	1.87	0.27*	1.90	0.27*	2.03
ROARISK	0.07	1.37	0.07	1.35	0.07	1.35	0.07	1.44
TANGIBLE	0.12**	2.14	0.12**	2.14	0.12**	2.15	0.11**	2.19
Constant	0.50***	3.58	0.05***	3.58	0.49***	3.38	0.30**	2.14
Industry dummy	Yes		Yes		Yes		Yes	
Adj.R2	0.07		0.06		0.07		0.07	
N	4,723		4,723		4,723		4,723	

*** : 1%水準で有意 ; ** : 5%水準で有意 ; * : 10%水準で有意

4.4 目標配当性向と配当平準化に関する分析

本節では、配当課税の違いが目標配当水準に影響する結果、配当平準化に影響を及ぼすという可能性について 2 段階最小 2 乗法による検証を行うことにする。多くの先行研究では企業間の配当水準を比較する際に、配当性向 (配当額 / 当期利益) が採用されている (Chae et al., 2009; Faccio et al., 2001; Gugler and Yurtoglu, 2003; Truong and Heaney, 2007)。そ

ここで本節も先行研究にならって、目標配当水準として目標配当性向を使用する。Leary and Michaly (2011) のモデル (推計式 (3)) では、目標配当性向は各企業の配当性向のメディアアンとして定義されているのに対し、Lintner (1956) のモデル (推計式 (2)) では当期利益 (E_{it}) の係数を $SOA_{Lintner}$ で除した値として計算されている。第 1 段階で、目標配当性向を従属変数、各国の配当税制を示すダミー変数 (D_PI、D_FI)、revised-ADRI、これ以外のコントロール変数を独立変数とした回帰分析を行い、第 2 段階で SOA の回帰分析を行う。なお第 1 段階目の推計において、独立変数のうち各国の配当税制を示すダミー変数 (D_PI、D_FI) と revised-ADRI の 3 つが操作変数として採用されているため、第 2 段階目の推計ではこの 3 変数を外している。

表 4-7

2 段階最小二乗法を使用した SOA に関する推計結果

表 4-7 は SOA を従属変数とし、2 段階最小二乗法によって推計した分析結果である。第 1 段階で目標配当性向を従属変数、配当課税ダミー (D_PI、D_FI)、Revised-ADRI、他のコントロール変数を独立変数とした回帰分析を行っている。モデル (1) では、Lintner (1956) のモデル (推計式 (1)) から算出した目標配当性向を使用しているのに対し、モデル (2) では目標配当性向として、企業の配当性向のメディアアンを採用している。第 2 段階では、SOA (モデル (1) では $SOA_{Lintner}$ 、モデル (2) では SOA_{LM}) を従属変数とした推計を実施している。操作変数は、配当課税ダミー (D_PI、D_FI)、Revised-ADRI を採用している。なお SOA に関しては、上下 1% を異常値と見なし削除している。t 値は、国別に計算した clustering standard error に基づいて算出している。配当課税に関する情報を利用できない国については、本章の分析から外している。変数の定義は、表 4-1 に提示している。

内生変数	$SOA_{Lintner}$				SOA_{LM}			
	操作変数 Revised-ADRI, D_PI, D_FI							
	(1)				(2)			
	第 1 段階		第 2 段階		第 1 段階		第 2 段階	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
Target dividends			1.59***	3.07			1.60***	4.79
LOWN	0.08	1.30	0.09	0.98	-0.07***	-2.99	0.33***	6.43
INSTOWN	0.03	0.53	-0.15	-1.63	0.05	0.94	-0.10	-1.36

*** : 1%水準で有意 ; ** : 5%水準で有意 ; * : 10%水準で有意

表 4-7

2 段階最小二乗法を使用した SOA に関する推計結果 (続き)

内生変数	SOA _{Lintner}				SOA _{LM}			
操作変数	Revised-ADRI, D_PI, D_FI							
	(1)				(2)			
	第 1 段階		第 2 段階		第 1 段階		第 2 段階	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
BANKOWN	0.04	0.53	-0.19	-1.43	-0.04	-0.63	0.01	0.13
D_PI	0.10***	2.56			0.09***	3.02		
D_FI	0.20***	3.63			0.17***	4.32		
Revised-ADRI	-0.02	-1.08			-0.01	-0.53		
LnASSET	0.01	1.58	-0.04***	-3.35	-0.01**	-2.20	0.01	1.10
LEVER	-0.11**	-2.48	0.25***	4.55	0.01	0.18	-0.04	-0.62
CASH	-0.02	-0.25	0.19	1.40	-0.16***	-3.05	0.35***	3.26
SALESGROW	0.00***	5.58	-0.00	-0.39	-0.000	-1.40	0.00***	3.40
AvROA	0.30***	3.74	-0.36**	-1.98	0.11***	3.22	0.07	0.52
ROARISK	0.05	1.18	-0.06	-1.20	0.02***	2.58	0.03	0.60
TANGIBLE	-0.04	-0.63	0.10	1.04	-0.04*	-1.73	0.10***	3.04
Constant	0.06	0.48	0.79***	3.49	0.59***	5.42	-0.52**	-2.35
Industry dummy	Yes				Yes			
N	4,836				4,885			

*** : 1%水準で有意 ; ** : 5%水準で有意 ; * : 10%水準で有意

2 段階最小 2 乗法の結果は、表 4-7 に提示されている。表 4-7 のモデル (1) は Lintner (1956) のモデルを、モデル (2) は Leary and Michaely (2011) のモデルを使って SOA と目標配当性向を算出している。2 つのモデルについて第 1 段階の推計結果をみると、D_PI と D_FI の係数は有意に正で、絶対値でみると D_PI よりも D_FI のほうが大きな値を表していた。この結果は、classical tax system の採用国に立地する企業は、partial imputation system や full imputation system の採用国に位置する企業よりも低い目標配当性向を設定するという考え方を支持している。また両モデルにおいて、第 2 段階の推計結果が目標配当性向と

SOA の間に正の関係を示している点にも注意を払う必要がある。第 2 段階の結果は、経営者が高い目標配当性向を掲げるときに配当を調整するスピードを上げる傾向にあることを示唆している。換言すれば、各国の配当税制の違いが目標配当性向に与える効果を通して SOA に影響していると解釈できる。

表 4-7 の LOWN に注目すると、その結果はモデル (1)、(2) で異なっている。具体的にはモデル (1) では、LOWN は目標配当性向に有意なインパクトを与えることなく $SOA_{Lintner}$ に正の影響を与えている一方で、モデル (2) では LOWN が目標配当性向 (企業の配当性向のメディアン) に正のインパクトを与えずに SOA_{Lm} にプラスの効果をもたらしている。また 2 つのモデルを通じて、AvROA は目標配当性向と正の関係にあり、この効果が SOA に影響を与えている。モデル (1) の第 2 段階の回帰分析の結果を検討すると、AvROA の係数が有意にマイナスとなっている。しかし表 4-5 および表 4-6 の回帰分析においては、AvROA が SOA に対して正の効果を与えていた。このように AvROA の係数が正となった結果は表 4-7 の分析を踏まえると、業績のよい企業が低い目標配当性向を掲げていることに起因していると解釈できる。さらに LnASSET、LEVER、CASH、SALESGROW、ROARISK、TANGIBLE の結果は両モデルで異なっており、これらの変数が目標配当性向と配当平準化に効果を及ぼしているという明確な証拠は得られなかった。

5. 追加的な分析

本節では、本章の主要な結論に対する頑健性を検証していく。本章のデータは SOA の値が 0 を下回る、または 1 を上回るサンプルを含んでいる。そこで Lintner (1956) のモデルにしたがって、SOA が 0~1 の範囲に入る企業に絞って回帰分析を行ったところ、ほぼ同じ結果が得られた。つまり (a) SOA と LOWN の間に正の関係が観察され、(b) classical tax system を採用する国に位置する企業ほど配当を平準化させるが、この傾向は partial imputation system 採用国、full imputation system 採用国に位置する企業の順に小さくなることが確認できた。

配当平準化に対する支配株主の影響に関しては、その株主のタイプによって影響の程度が左右される可能性がある。例えば個人や非金融企業の場合、少数株主の富を収奪するような配当政策を採用するであろう。反対に支配株主のタイプが機関投資家であれば、プルーデンス・ルールに則って投資を行う必要が高いため、少数株主から富を収奪することは難しくなる。これらの可能性を踏まえ、LOWN と支配株主のタイプを表すダミー変数 (非金融企業、機関投資家、個人投資家、銀行、政府の 5 タイプ) の交差項を加えた推計を実施した。この推計結果は掲載していないが、LOWN が SOA に与える限界効果が支配株主

のタイプによって異なるという考えは支持されなかった。

また仮説 1 を検証するために最大株主の持株比率を採用しているが、最大株主の持株比率が相対的に低ければ、最大株主は経営者に対して効率的なモニタリングを行えないと考えられる。仮説 1 は支配力の強い支配株主を想定していることから、LOWN10 (LOWN20) という変数を採用した。LOWN10 (LOWN20) は支配株主の持株比率が 10% (20%) 以上となる場合を 1 とし、それ以外を 0 とするダミー変数である。これらのダミー変数を使用した分析結果についても、集中的な株式の所有構造と SOA の間に正の関係が観察された。

$$DPS_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$EPS_{i,t} = \alpha_2 + \gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

これまでの分析は、配当平準化の尺度として SOA を代理変数として用いた。Leary and Michaely (2011) は SOA とは別に、Relative Volatility (RV) を配当平準化の代理変数として定義している。RV は以下の 2 つの回帰式 ((5)、(6)) から平均平方誤差を推計し、その比率をとることで計算される ($\sigma(\cdot)/\sigma(\cdot)$)。この比率は、配当が収益に対しどのくらい一定的に支払われているかを表している。ここで *DPS* は 1 株当たり配当額を、*EPS* は 1 株当たり利益を意味し、*t* はトレンド項を指している。

RV を従属変数とした回帰分析の結果は、表 4-8 に提示されている。これまで示した結果と同様に、LOWN の係数は有意に正であった。また D_FI と D_PI の係数も有意に正で、D_FI の係数のほうが絶対値ベースで高くなっていた。したがって、配当の平準化として RV を用いた場合も、配当に税制上の優遇があるか否かが配当平準化に影響するという考えと整合的な結果が得られたことになる。また表 4-5 の結果と同様に、統計的に有意ではないものの、AvROA の係数の符号は正であった。さらに表 4-8 において CASH は有意にプラスの係数であり、表 4-5 のパネル A の結果と一致していた。Revised-ADRI の係数は表 4-8 のほとんどのモデルでマイナスであり、この結果は、投資家保護法制の強い国に位置する企業ほど配当を平準化させる傾向にあることを示唆している。なお LEVER と RV については有意に負の関係がみられているが、表 4-5 のパネル A に注目すると SOA と LEVER の間に有意な正の関係があることを確認できる。よって LEVER が配当平準化に及ぼす効果については、明確な結論が得られなかった。

表 4-8

Relative Volatility に関する回帰分析の結果

表 4-8 は、RV (配当性向の Relative Volatility) を従属変数とした回帰分析の結果である。なお RV に関しては、上下 1% を異常値と見なし削除している。t 値は、国別に計算した clustering standard error に基づいて算出している。配当課税に関する情報を利用できない国については、本章の分析から外している。変数の定義は、表 4-1 に提示している。

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
LOWN	0.60***	3.05					0.60***	3.01
INSTOWN			-0.08	-0.45			-0.03	-0.19
BANKOWN					-0.13	-0.40	0.08	0.35
D_PI	0.31**	2.44	0.44***	3.44	0.44***	3.67	0.31**	2.15
D_FI	0.43**	2.60	0.51***	3.03	0.49***	2.96	0.43**	2.44
Revised-ADRI	-0.23***	-4.32	-0.29***	-5.84	-0.29***	-5.88	-0.23***	-4.05
LnASSET	-0.02	-0.75	-0.02	-0.86	-0.02	-0.78	-0.02	-0.81
LEVER	-0.53***	-7.61	-0.53***	-7.98	-0.53***	-7.80	-0.53***	-7.34
CASH	1.09***	4.85	1.11***	5.15	1.11***	4.97	1.09***	5.06
SALESGROW	-0.00	-0.59	-0.00	-0.62	-0.00	-0.62	-0.00	-0.58
AvROA	0.35	0.93	0.33	0.85	0.33	0.87	0.35	0.94
ROARISK	0.32	0.80	0.33	0.81	0.32	0.80	0.32	0.81
TANGIBLE	0.16	1.47	0.18	1.61	0.18	1.65	0.16	1.46
Constant	1.73***	5.10	2.16***	6.16	2.14***	6.09	1.74***	5.08
Industry dummy	Yes		Yes		Yes		Yes	
Adj.R2	0.07		0.07		0.07		0.07	
N	4,723		4,723		4,723		4,723	

*** : 1%水準で有意 ; ** : 5%水準で有意 ; * : 10%水準で有意

表 4-9

回帰分析の結果 (米国、日本のサンプルを除く)

表 4-9 は SOA (パネル A : SOA_{Lintner}、パネル B : SOA_{LM}) を従属変数とした回帰分析の結果である。モデル (1) は分析から米国企業を外したのに対し、モデル (2) は日本企業を外している。モデル (3) は米国及び日本企業の両方を分析から除いている。なお SOA に関しては、上下 1% を異常値と見なし削除した。t 値は、国別に計算した clustering standard error に基づいて算出した。変数の定義は、表 4-1 に提示している。

パネル A: SOA _{Lintner} を従属変数とした回帰分析の結果						
	Non-US		Non-Japan		Non-US and Japan	
	(1)		(2)		(3)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
LOWN	0.09**	2.12	0.22***	3.72	0.05	0.97
INSTOWN	0.02	0.31	-0.14**	-2.68	-0.07	-1.22
BANKOWN	0.01	0.21	-0.25**	-2.46	-0.09	-1.09
D _{PI}	0.11**	2.10	0.12	1.36	-0.05	-0.88
D _{FI}	0.17**	2.78	0.26***	3.15	0.06	0.90
Revised-ADRI	-0.12***	-6.25	0.00	0.08	-0.05*	-1.78
LnASSET	-0.03***	-4.61	-0.02***	-3.21	-0.02**	-2.23
LEVER	0.05*	1.72	0.10*	2.07	0.03	0.63
CASH	0.06	1.40	0.19**	2.64	0.17**	2.29
SALESGROW	0.00***	9.89	0.00***	3.74	0.00***	9.42
AvROA	0.46***	3.68	0.12***	3.01	0.40***	2.90
ROARISK	0.12**	2.24	0.02	0.42	0.12*	1.73
TANGIBLE	0.04	0.78	0.07	1.03	0.10	1.26
Constant	1.42***	8.60	0.74***	4.29	1.11***	7.17
Industry dummy	Yes		Yes		Yes	
Adj.R2	0.13		0.13		0.09	
N	3,961		2,923		1,949	

*** : 1%水準で有意 ; ** : 5%水準で有意 ; * : 10%水準で有意

表 4-9

回帰分析の結果 (続き)

パネル B: SOA _{LM} を従属変数とした回帰分析の結果						
	Non-US		Non-Japan		Non-US and Japan	
	(1)		(2)		(3)	
LOWN	0.14***	3.15	0.21***	3.95	0.11*	1.84
INSTOWN	0.06	1.19	-0.08*	-1.96	-0.02	-0.44
BANKOWN	0.06	0.98	-0.15*	-1.85	-0.02	-0.23
D_PI	0.07*	2.03	0.08	1.29	-0.04	-1.02
D_FI	0.15***	4.49	0.22***	4.07	0.07*	2.03
Revised-ADRI	-0.08***	-4.96	0.02	0.59	-0.02	-1.04
LnASSET	-0.01	-1.61	-0.01	-1.19	-0.00	-0.36
LEVER	-0.03	-0.56	-0.05	-1.18	-0.11**	-2.33
CASH	0.03	0.42	0.07	0.88	-0.00	-0.05
SALESGROW	0.00***	7.44	0.00	1.50	0.00***	8.00
AvROA	0.89***	3.42	0.20***	3.36	0.60***	3.04
ROARISK	0.28***	2.95	0.03	0.49	0.18	1.67
TANGIBLE	0.03	0.72	0.02	0.50	0.02	0.34
Constant	0.70***	5.54	0.40***	3.00	0.62***	4.39
Industry dummy	Yes		Yes		Yes	
Adj.R2	0.19		0.14		0.10	
N	3,947		2,916		1,928	

*** : 1%水準で有意 ; ** : 5%水準で有意 ; * : 10%水準で有意

また表 4-2 から明らかなように、日本とアメリカの企業数が本章で使ったサンプルのうち大きな部分を占めている。したがって、これまでの推計結果がこれらのサンプルの影響を受ける可能性があると考えられる。そこで本節では、日本とアメリカのサンプルを除いた推計も追加的に行った。この分析結果は、表 4-9 に提示している。表 4-9 の結果が示すように、日本またはアメリカのどちらか一国を推計から外した場合、LOWN の係数は有意に正を示していた。しかしながら両国を一緒に除外した場合、LOWN は有意性を満た

さなかった。表 4-2 に改めて注目すると、日本とアメリカの両国は分散した所有構造を持っていることを確認できる。この点を考慮すれば分散した所有構造が SOA に与えるインパクトは、特にアメリカおよび日本とその他の国の配当平準化の差に反映されていると解釈できる。同様に両国を削除した推計では、配当課税ダミー (D_PI と D_FI) の係数の大きさが絶対値ベースで小さくなっており、D_PI にいたっては有意性を失っていた。最後にコントロール変数について検討すると、すべてのモデルで AvROA の係数は有意にプラスとなっていた。

6. 結論と要約

本章では、①日本においても米国と同様の配当平準化が観察されるか、②なぜ米国のように日本でも配当平準化がみられるかという点について分析を行った。先行研究では、米国企業は長期の目標配当水準に向けて緩やかに現在の配当水準を近づけていく傾向があると報告されている。しかし配当平準化が普遍的な現象なのか否かについて明らかになっていないだけでなく、どのような要因が配当平準化に関係しているかに関する詳細な分析も行われていない。さらに日本企業は従来から低位安定配当政策を採用していると指摘されてきたが、このことが Lintner (1956) 型の配当平準化政策と同様なのかという問題についても先行研究では明確にされていない。この問題を検証するため、本章は 24 ヶ国約 5,000 社を対象に、SOA や relative volatility (RV) に関して、株式の所有構造や各国の配当税制の違いの観点から分析を行った。我々が知る限り、本章は世界 24 ヶ国を対象に配当平準化を検証した初めての研究である。

本章の分析結果は、全世界を通して配当平準化に差異があることを示唆していた。また日本では米国に次いで、配当を平準化させる傾向が観察された。この傾向は、国際的にみれば米国企業について指摘される Lintner (1956) 型の配当平準化政策が日本でも採用されていることを意味している。また支配株主による株式保有の割合と SOA (配当平準化) の間に正 (負) の関係が確認された。特に目標配当水準が前年の配当水準を下回る場合において、支配株主が存在する企業は配当の調整スピードを速くしていた。この結果から配当平準化に対して、エージェンシー理論に基づいた説明が可能であるとともに、支配株主が企業の継続に強く関心を持つという考えを支持しているとも解釈できる。第 2 に配当税制のうち classical tax system を採用する国に位置している企業は partial imputation system や full imputation system を採用している国の企業よりも目標配当性向を低くしており、目標配当性向の低い企業ほど配当を平準化させる傾向が観察された。これらの結果を要約すれば、各国の株式の所有構造や配当税制の違いが配当平準化に有意なインパクトをもたらしてい

ると判断できる。最後に、業績が好調な企業は高い目標配当水準を掲げ、現在の配当水準を速く調整していた。

本章はいくつかの点で、先行研究に対する重要な貢献を行っている。これまでの研究では、米国以外の企業が米国企業ほど配当平準化を行わない傾向にあるという結果が報告されている (Andres et al., 2009; Chemmanur et al., 2010; Kahn, 2006 など)。本章は広範な国際データの使用によってこの結果に対する追加的な証拠を提示したと同時に、米国企業が配当を平準化する理由に関する合理的な説明を提供している。つまり、分散化した所有構造や classical tax system の影響が配当平準化に関係していると考えられる。一方、近年の実証研究をみると国際データを用いた分析が多くなされ、各国の投資家保護法制や配当税制が配当政策に関係していると報告している (Alzharani and Lasfer, 2012; Blockman and Unlu, 2009; Byrne and O'Connor, 2012; Ferris et al., 2009; La porta et al., 2000)。本章は、国際データを使用した分析を Lintner (1956) が主張した配当平準化に拡張している。

第5章 本論文の要約とインプリケーション

Black (1976) の指摘した「配当パズル」は現在でも解決されておらず、この問題に関連した分析は数多くなされている。具体的には、次の5つの観点(①シグナリング理論、②コーポレート・ガバナンス、③ケータリング理論、④ペイアウト手段の選択、⑤配当課税)に基づいた研究がなされている。

本論文はこれらの観点に基づいた「配当パズル」の研究の中でも日本企業の特性和関係の深い部分に焦点を当て、実証分析を行った。1990年のバブル崩壊後、日本企業の株価やROEなどのパフォーマンスを表す指標が低下したと言われている。この原因の1つとして、経営者のバブル期に行った過大投資が株主価値の毀損につながったと考えられている。このため、日本企業の経営者は1990年以降、コーポレート・ガバナンスに対して従来よりも注意を向けるようになり、その一環として株主価値を意識したペイアウト政策に重きを置くようになった。また1994年の商法改正に伴い、自社株買いによるペイアウトの実施が可能となった。この結果、日本の経営者は配当と自社株買いによるペイアウト手段の選択ができるようになった。他方、日本企業は従来から低位安定配当政策を採用していると言われることが多く、十分な実証分析の蓄積はされていないものの、日本企業の経営者は米国企業と同様にLintner (1956) 型の配当平準化を行ってきた可能性がある。これらの国とは別に、相対的に配当を平準化していない国も多く存在するとも言われている。これまでの研究をみる限りにおいて、日本企業や米国企業が配当平準化政策を採用する理由については十分な検証がなされていない。以上を整理すると日本企業のペイアウト政策を分析するにあたって、(1) ペイアウト手段の選択、(2) コーポレート・ガバナンスとペイアウト政策の関係、(3) 配当平準化について考察することが重要であると考えられる。

(1) の観点について先行研究では、配当は現在の水準を維持していくという意味で投資家に対するコミットメントを強く持つのに対し、自社株買いは経営者の裁量で実施できるため、コミットメントの性格は弱いと考えられている。このような違いがペイアウト政策に影響するか否かについて、先行研究は営業キャッシュフローのボラティリティから分析を行っている。結果として、キャッシュフローのボラティリティの低い企業ほどコミットメントの強い配当を選択する傾向にあることが明らかにされている (Chay and Suh, 2009; Jagannathan et al., 2000)。しかしボラティリティの低い企業が実際にどのような資金を使って配当を支払うかについては、これまで詳細な分析が行われていない。同様に DeAngelo et al. (1992) の報告のように業績不振に直面した企業が減配するとは限らないとされている点についても、どのような資金調達手段を用いて配当を行っているのか明らかになっていない。そこで第2章では、これらのリサーチ・ギャップを埋めるために企業の財務状況(業

績不振時と通常時)に焦点を当て、配当の原資としての留保利益とペイアウト政策の関係を検証した。分析の結果、DeAngelo et al. (2006) の Life-cycle 仮説の可能性をコントロールしても、業績不振時に留保利益水準と減配・無配を実施する確率との間に負の関係が観察されたとともに、留保利益率の高い企業が自社株買いよりも配当を選択していた。同様に Life-cycle 仮説の可能性をコントロールしても、通常時から留保利益を多く保有する企業は自社株買いよりも配当を選択する傾向がみられた。

(2) の観点に関しては、第 3 章でコーポレート・ガバナンスの一つであるストックオプションに着目し、配当政策との関係を検証した。米国企業を対象とした先行研究は、配当支払いは企業の純資産の減少を招き、株価を下落させることから、ストックオプション付与は配当に負の効果を与えると指摘されている。しかし、情報の非対称性をもとにした理論 (エージェンシー問題の緩和、シグナリング) をベースに考えれば、先行研究とは反対に配当によって高株価を実現できると考えられる。この側面は、株主価値を重視した配当政策を採用してこなかった日本企業では特に強くなると考えられる。よって日本企業のような状況を考えれば、ストックオプションが配当に正の影響をもたらすという先行研究とは対照的な傾向がみられると予想される。分析の結果、ストックオプションを採用する企業は増配を行う可能性が高く、本章の考え方と一致した結果が得られた。

(3) の観点については、日本においても米国と同様の配当平準化が観察されるか、またなぜ米国企業や日本企業で配当平準化がみられるかに関する分析を実施している。筆者の知る限りこれらの観点に基づいた分析はなされておらず、この意味で先行研究に対する貢献があると考えられる。そこで第 4 章では世界 24 ヶ国約 5,000 社を含む国際データを使用し米国・日本と諸外国の企業を比較する形で、これらのリサーチ・クエスチョンに対する分析を行った。その結果、全世界を通して配当平準化に差異があることが明らかとなり、特に日本は米国に次いで配当を平準化させる傾向が観察された。また支配株主による株式保有の割合と SOA (配当平準化) の間に正 (負) の関係が確認された。特に、目標配当水準が前年の配当水準を下回る場合に、支配株主が存在する企業は配当を調整していた。この結果が示唆するように、配当平準化がエージェンシー理論だけではなく、支配株主が企業の継続に強く関心を持つという考えからも説明できる。第 2 に配当税制のうち classical tax system を採用する国に位置している企業は partial imputation system や full imputation system を採用している国の企業よりも目標配当水準を低くしており、目標配当水準の低い企業ほど配当を平準化させる傾向が観察された。これらの結果を要約すれば、各国の株式の所有構造や配当税制の違いが配当平準化に有意なインパクトをもたらしていると判断できる。最後に、業績が好調な企業は高い目標配当水準を掲げ、現在の配当水準を速く調整

していた。

最後に、本研究のインプリケーションを述べることにする。第1に日本企業を対象に資金調達手段と財務状況の関係という先行研究とは異なる観点から分析を行っても、ペイアウト手段の間に差異が確認されただけではなく、経営者がペイアウト手段を選択する傾向にあったという点である。これらの結果は、日本においてペイアウト政策の変更が米国企業と同様に株主価値にインパクトをもたらす可能性があることを意味している。具体的にはこれまで配当を継続していた企業が配当を減額する代わりに自社株買いを実施すれば、投資家が減配を否定的にとらえ株主価値が低下する可能性がある。バブル崩壊以降、株主価値を意識した経営が重要視されている現在の状況において、経営者は安易にペイアウト政策を変更せず、株主にとって最適なペイアウト政策を慎重に考える必要がある。

第2に日本のように株主価値を重視した配当政策を行ってこなかった国では、ストックオプションが配当に正の影響を与え、ガバナンス機能を果たすことである。前述したように近年の実証研究では、ストックオプションを付与された経営者が財務諸表を虚偽記載する可能性が指摘されている。この点は、ストックオプションが負の側面を持つということの意味している (Burns and Kedia, 2006; Denis et al., 2006; Efendi et al., 2007; Peng and Roell, 2008)。しかし日本企業についてみれば、伝統的に株主価値を考慮したペイアウト政策が採用されてこなかった結果、多くの現金を企業内部に保有している可能性が高いと考えられる。このことは、経営者が過大投資を引き起こす可能性があることを示唆している。このような状況においてストックオプションが増配を促進するのであれば、過大投資問題を抑制し株主価値を創造することが可能となる。すなわち第3章の実証結果は、ストックオプションの正の側面を指摘したものとなっている。

第3のインプリケーションとして、配当税制や所有構造の違いが配当平準化政策に影響を及ぼすことが指摘できる。第4章の分析から、日本企業の配当の調整スピードはアメリカに次いで低い値を示す一方で、classical tax system 採用国にある企業は目標配当水準を低くし、目標配当水準の低い企業ほど配当を平準化させることがわかった。また日本企業や米国企業の支配株主の持株比率は低く、支配株主による株式保有の割合が配当平準化に負の影響を与えることも明らかとなった。これらの結果を踏まえると、日本企業で配当平準化が観察される理由として、米国のように分散化した所有構造や配当課税に対する優遇措置のないことが関係していると考えられる。

参考文献

- Aharony, J. and I. Swary (1980) “Quarterly dividend and earnings announcements and stockholders’ returns: An empirical analysis”, *Journal of Finance* 35, 1–12.
- Aivazian, V. A., L. Booth and S. Cleary (2006) “Dividend smoothing and debt ratings”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 41, 439–453.
- Allen, F., A. E. Bernardo and I. Welch (2000) “A Theory of Dividends Based on Tax Clienteles”, *Journal of Finance* 55, 2499–2536.
- Allen, F. and R. Michaely (2003) “Payout policy”, In: Elsevier (ed.) *Handbook of the Economics of Finance*. Elsevier Science (加藤英明監訳『金融経済ハンドブック1』丸善, 367-457.)
- Almeida, H., M. Campello and M. S. Weisbach (2004) “The cash flow sensitivity of cash”, *Journal of Finance* 59, 1777–804.
- Alzahrani, M. and M. Lasfer (2012) “Investor protection, taxation, and dividends”, *Journal of Corporate Finance* 18, 745–762.
- Andres, C., A. Betzer, M. Goergen and L. Renneboog (2009) “Dividend policy of German firms: A panel data analysis of partial adjustment models”, *Journal of Empirical Finance* 16, 175–187.
- Asquith, P. and D.W. Mullins Jr. (1983) “The impact of initiating dividend payments on shareholders’ wealth”, *Journal of Business* 56, 77–96.
- Baba, N. (2009) “Increased presence of foreign investors and dividend policy of Japanese firms”, *Pacific-Basin Finance Journal* 17, 163–174.
- Baker, M. and J. Wurgler (2004a) “A Catering Theory of Dividends”, *Journal of Finance* 59, 1125–1165.
- Baker, M. and J. Wurgler (2004b) “Appearing and disappearing dividends: The link to catering

incentives”, *Journal of Financial Economics* 73, 271 – 288.

Barclay, M. J., C. G. Holderness and D.P. Sheehan (2009) “Dividends and corporate shareholders”, *Review of Financial Studies* 22, 2423 – 2455.

Bates, T., K. Kahle and R. Stulz (2009) “Why do U. S. firms hold so much more cash than they used to?”, *Journal of Finance* 64, 1985 – 2021.

Benartzi, S., R. Michaely and R. Thaler (1997) “Do Changes in Dividends Signal the Future or the Past?”, *Journal of Finance* 52, 1007 – 1034.

Bhattacharya, S. (1979) “Dividend Policy, and ‘The Bird in the Hand’ fallacy”, *Bell Journal of Economics* 10, 259 – 270.

Black, F. (1976) “The Dividend Puzzle”, *Journal of Portfolio Management* Special Issue (1996), 8 – 12.

Blau, B. M. and K. P. Fuller (2008) “Flexibility and dividends”, *Journal of Corporate Finance* 14, 133 – 152.

Boulton, T. J., Braga-Alves, M. V. and Shastri, K. (2012) “Payout policy in Brazil: Dividends versus interest on equity”, *Journal of Corporate Finance* 18, 968 – 979.

Brav, A., J. R. Graham, C. R. Harvey, and R. Michaely (2005) “Payout policy in the 21st Century”, *Journal of Financial Economics* 77, 483 – 527.

Brav, A., J. R. Graham, C. R. Harvey, and R. Michaely (2008) “Managerial Response to the May 2003 Dividend Tax Cut”, *Financial Review* Winter, 644 – 624.

Brennan, M. J. and A. V. Thaker (1990) “Shareholder Preferences and Dividend Policy”, *Journal of Finance* 45, 993 – 1018.

Brockman, P. and E. Unlu (2009) “Dividend policy, creditor rights, and the agency costs of debt”, *Journal of Financial Economics* 92, 276 – 299.

Brown, J. R., Liang, N. and S. Weisbenner (2007) “Executive Financial Incentives and Payout Policy: Firms Responses to the 2003 Dividend Tax Cut”, *Journal of Finance* 62, 1935 – 1965.

Burns, S. and S. Kedia (2006) “The impact of performance-based compensation on misreporting”, *Journal of Financial Economics* 79, 35 – 67.

Byrne, J. and T. O’Connor (2012) “Creditor rights and the outcome model of dividends”, *Quarterly Review of Economics and Finance* 52, 227 – 242.

Chae, J., S. Kim and E. J. Lee (2009) “How corporate governance affects payout policy under agency problems and external financing constraints”, *Journal of Banking & Finance* 33, 2093 – 2101.

Chay, J. B. and J. Suh (2009) “Payout policy and cash-flow uncertainty”, *Journal of Financial Economics* 93, 88 – 107.

Chemmanur, T. J., J., He, G. Hu and H. Liu (2010) “Is dividend universal? New insights from a comparative study of dividend policies in Hong Kong and the US”, *Journal of Corporate Finance* 16, 413 – 430.

Chen, C. R., W., Guo and V. Mande (2003) “Managerial ownership and firm valuation: Evidence from Japanese firms”, *Pacific-Basin Finance Journal* 11, 267 – 283.

Chen, D., M. Jian and Xu, M. (2009) “Dividends for tunneling in a regulated economy: The case of China”, *Pacific-Basin Finance Journal* 17, 209 – 223.

Chetty, R. and E. Saez (2005) “Dividend Taxes and Corporate Behavior: Evidence from the 2003 Dividend Tax Cut”, *The Quarterly Journal of Economics* 120, 791 – 833.

- Cuny, C. J., G. S. Martin and J. J. Puthenpurackal (2009) “Stock Options and Total Payout”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44, 391 – 410.
- DeAngelo, H. and L. DeAngelo (1990) “Dividend policy and financial distress: An empirical investigation of troubled NYSE firms”, *Journal of Finance* 45, 1415 – 1431.
- DeAngelo, H., L., DeAngelo and D. J. Skinner (1992) “Dividends and Losses”, *Journal of Finance* 47, 1837 – 1863.
- DeAngelo, H., L., DeAngelo and D. J. Skinner (1996) “Reversal of fortune Dividend signaling and the disappearance of sustained earnings growth”, *Journal of Financial Economics* 40, 341 – 371.
- DeAngelo, H., L., DeAngelo and D. J. Skinner (2004) “Are Dividends Disappearing? Dividend Concentration and the Consolidation of Earnings”, *Journal of Financial Economics* 72, 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, 227 – 254.
- Denis, D. J., D.K. Denis and A. Sarin (1994) “The information content of dividend changes: Cash flow signaling, overinvestment, and dividend clienteles”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29, 567 – 587.
- Denis, D.J., P. Hanouna and A. Sarin (2006) “Is there a dark side to incentive compensation?”, *Journal of Corporate Finance* 12, 467 – 488.
- Denis, D. J. and I. Osobov (2008) “Why do firms pay dividends? International evidence on the determinants of dividend policy”, *Journal of Financial Economics* 89, 62 – 82.
- Dewenter, K. L. and V. A. 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, 879 – 904.

Djankov, S., R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer (2008) “The law and economics of self-dealing”, *Journal of Financial Economics* 88, 430 – 465.

Easterbrook, F.H. (1984) “Two Agency-Cost Explanations of Dividends”, *American Economic Review* 74, 650 – 659.

Efendi, J., A. Srivastava and E.P. Swanson (2007) “Why do corporate managers misstate financial statements? The role of option compensation and other factors”, *Journal of Financial Economics* 85, 667 – 708.

Faccio, M., Larry H. P. Lang and L. Young (2001) “Dividends and Expropriation”, *American Economic Review* 91, 54 – 78.

Fama, E. F. and H. Babiak (1968) “Dividend policy: An empirical analysis”, *Journal of the American Statistical Association* 63, 1132 – 1161.

Fama, E. F. and K. R. French (2001) “Disappearing dividends: Changing firm characteristics or lower propensity to pay?”, *Journal of Financial Economics* 60, 3 – 43.

Fama, E. F. and K. R. French (2002) “Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt”, *Review of Financial Studies* 15, 1 – 33.

Fenn, G.W. and N. Liang (2001) “Corporate payout policy and managerial stock incentives,” *Journal of Financial Economics* 60, 45 – 72.

Ferris, S. P., N. Jayaraman and S. Sabherwal (2009) “Catering effects in corporate dividend policy: The international evidence”, *Journal of Banking and Finance* 33, 1730 – 1738.

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, 125 – 160.

- Graham, J. H. and A. Kumar (2006) “Do Dividend Clienteles Exist? Evidence on Dividend Preferences of Retail Investors”, *Journal of Finance* 61, 1305 – 1336.
- Grinstein, Y and R. Michaely (2005) “Institutional Holdings and Payout Policy”, *Journal of Finance* 60, 1389 – 1426.
- Goergen, M., L. Renneboog and L. Correia da Silva (2005) “When do German firms change their dividends?”, *Journal of Corporate Finance* 11, 375 – 399.
- Grullon, G. and R. Michaely (2002) “Dividends, Share Repurchases, and the Substitution Hypothesis”, *Journal of Finance* 57, 1649 – 1684.
- Grullon, G. and R. Michaely (2004) “The Information Content of Share Repurchase Programs”, *Journal of Finance* 59, 651 – 680.
- Grullon, G., R. Michaely and B. Swaminathan (2002) “Are Dividend Changes a Sign of Firm Maturity?”, *Journal of Business* 75, 387 – 424.
- Grullon, G., R. Michaely, S. Benartzi and R. H. Thaler (2005) “Dividend Changes Do Not Signal Changes in Future Profitability”, *Journal of Business* 78, 1659 – 1682.
- Guay, W. and J. Harford (2000) “The cash-flow permanence and information content of dividend increases versus repurchase”, *Journal of Financial Economics* 57, 385 – 415.
- Guest, P. M. (2008) “The determinants of board size and composition: Evidence from UK”, *Journal of Corporate Finance* 14, 51 – 72.
- Gugler, K. (2003) “Corporate governance, dividend payout policy, and the interrelation between dividends, R&D and capital investment”, *Journal of Banking & Finance* 27, 1297 – 1321.
- Guttman, I., O. Kadan and E. Kandel (2010) “Dividend stickiness and strategic pooling”, *Review of Financial Studies* 23, 4455 – 4495.

- Harada, K. and P. Nguyen (2005) “Dividend change context and signaling efficiency in Japan”, *Pacific-Basin Finance Journal* 13, 504 – 522.
- Hatakeda, T. and N. Isagawa (2004) “Stock price behavior surrounding stock repurchase announcements: Evidence from Japan”, *Pacific-Basin Finance Journal* 12, 271 – 290.
- Healy, P. M. and K.G. Palepu (1988) “Earnings information conveyed by dividend initiations and omissions”, *Journal of Financial Economics* 21, 149 – 175.
- Hiraki, T., H. Inoue, A. Ito, F. Kuroki and H. Masuda (2003) “Corporate governance and firm value in Japan: Evidence from 1985 to 1998”, *Pacific-Basin Finance Journal* 11, 239 – 265.
- Hu, A. and P. Kumar (2004) “Managerial entrenchment and payout policy”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39, 759 – 790.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok and T. Vermaelen (1995) “Market underreaction to open market share repurchases”, *Journal of Financial Economics* 39, 181 – 208.
- 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, 355 – 384.
- Jain, R. (2007) “Institutional and individual investor preferences for dividends and share repurchases”, *Journal of Financial Economics* 59, 406 – 429.
- Jensen, M. C. (1986) “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers”, *American Economic Review* 76, 323 – 329.
- John, K. and J. Williams (1985) “Dividend, dilution, and taxes: A signaling equilibrium”, *Journal of Finance* 40, 1053 – 1070.
- Johnson, S., R. La porta, F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer (2000) “Tunneling”, *American Economic Review* 90, 22 – 27.

- Kato, K., U. Loewenstein and W. Tsay (1997) “Voluntary dividend announcements in Japan”, *Pacific-Basin Finance Journal* 5, 167–193.
- Kato, H. K., U. Loewenstein and W. Tsay (2002) “Dividend policy, cash flow, and investment in Japan”, *Pacific-Basin Finance Journal* 10, 443–473.
- Kato., H. K., M. Lemmon, M. Luo and J. Schallheim (2005) “An empirical examination of the costs and benefits of executive stock options: Evidence from Japan”, *Journal of Financial Economics* 78, 435–461.
- Khan, T. (2006) “Company dividends and ownership structure: Evidence from UK panel data”, *Economic Journal* 116, C172 – C189.
- Kooli, M. and J.F. L’Her (2010) “Dividends versus Share Repurchases Evidence from Canada: 1985-2003”, *Financial Review* 45, 57–81.
- Kumar, P. (1988) “Shareholder-manager conflict and the information content of dividends”, *Review of Financial Studies* 1, 111 – 136.
- Kumar, P., and B. Lee (2001) “Discrete dividend policy with permanent earnings”, *Financial Management* 30, 55 – 76.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer (1999) “Corporate ownership around the world”, *Journal of Finance* 54, 471–518.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer and R. W. Vishny (1998) “Law and finance”, *Journal of Political Economy* 106, 1113–1155.
- La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes, A. Shleifer and R. W. Vishny (2000) “Agency problems and dividend policies around the world”, *Journal of Finance* 55, 1–33.
- Lambert, R. A., W. N., Lanen and D. F., Larcker (1989) “Executive stock option plans and

corporate dividend policy,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24, 409–425.

Lang, L. H. P. and R. H. Litzenberger (1989) “Dividend announcements: Cash flow signaling vs. free cash flow hypothesis?”, *Journal of Financial Economics* 24, 181–191.

Leary, M. T. and R. Michaely (2011) “Determinants of dividend smoothing: Empirical evidence”, *Review of Financial Studies* 24, 3198–3249.

Lee, B. S. and J. Suh (2011) “Cash holdings and share repurchases: International evidence”, *Journal of Corporate Finance* 17, 1306–1329.

Lee, Y. T., Y. J. Liu, R. Roll, A. Subrahmanyam (2006) “Taxes and dividend clientele: Evidence from trading and ownership structure”, *Journal of Banking & Finance* 30, 229–246.

Li, W. and E. Lie (2006) “Dividend changes and catering incentives”, *Journal of Financial Economics* 80, 293–308.

Lie, E. (2000) “Excess Funds and Agency Problems: An Empirical Study of Incremental Cash Disbursements”, *Review of Financial Studies* 13, 219–248.

Lintner, J. (1956) “Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings, and Taxes,” *American Economic Review* 46, 97–113.

McConnell, J. J. and H. Servaes (1990) “Additional evidence on equity ownership and corporate value”, *Journal of Financial Economics* 27, 595–612.

McConnell, J. J., and H. Servaes (1995) “Equity ownership and the two faces of debt”, *Journal of Financial Economics* 39, 131–157.

Michaely, R., R. H. Thaler and K. L. Wornack (1995) “Price reactions to dividend initiation and omissions: Overreaction or drift?”, *Journal of Finance* 50, 573–608.

- Miller, M. H. and K. Rock (1985) “Dividend policy under asymmetric information”, *Journal of Finance* 40, 1031–1051.
- Mitton, T. (2004) “Corporate governance and dividend policy in emerging market”, *Emerging Markets Review* 5, 409–426.
- Morck, R. and M. Nakamura (1999) “Banks and corporate control in Japan”, *Journal of Finance* 54, 319–339.
- Morck, R., A. Shleifer and R. W. Vishny (1988) “Management ownership and market valuation: An empirical analysis”, *Journal of Financial Economics* 20, 293–315.
- 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, 187–221.
- Nissim, D. and A. Ziv (2001) “Dividend changes and future profitability”, *Journal of Finance* 56, 2111–2133.
- Officer, M. S. (2011) “Overinvestment, corporate governance, and dividend initiations”, *Journal of Corporate Finance* 17, 710–724.
- Pattenden, K. and G. Twite (2008) “Taxes and dividend policy under alternative tax regimes”, *Journal of Corporate Finance* 14, 1–16.
- Peng, L. and A. Roell (2008) “Executive pay and shareholder litigation”, *Review of Finance* 12, 141–184.
- Pettit, R. R. (1972) “Dividend announcements, security performance, and capital market efficiency”, *Journal of Finance* 27, 993–1007.
- Pinkowitz, L. and R. Williamson (2001) “Bank power and cash holdings: Evidence from Japan”, *Review of Financial Studies* 14, 1059–1082.

Pinkowitz, L., R. Stulz and R. Williamson (2006) “Does the contribution of corporate cash holdings and dividends to firm value depend on governance? A cross-country analysis”, *Journal of Finance* 61, 2725 – 2751.

Rangvid, J., M. Schmelting and A. Schrimpf (2011) “Dividend predictability around the world”, SSRN Working Paper, Available at: <http://ssrn.com/abstract=1565422>.

Sheard, P. (1989) “The main bank system and corporate monitoring and control in Japan”, *Journal of Economic Behavior and Organization* 11, 399 – 422.

Shleifer, A. and R. W. Vishny (1997) “A survey of corporate governance”, *Journal of Finance* 52, 737–783.

Short, H., H. Zhang and K. Keasey (2002) “The link between dividend policy and institutional ownership”, *Journal of Corporate Finance* 8, 105 – 122.

Skinner, D. J. (2008) “The Evolving Relation between Earnings, Dividends, and Stock Repurchases”, *Journal of Financial Economics* 87, 582 – 609.

Smith, C. W. and R. L. Watts (1992) “The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies”, *Journal of Financial Economics* 32, 263 – 292.

Stephens, C. P. and M. S. Weisbach (1998) “Actual Share Repurchases in Open-Market Repurchase Programs”, *Journal of Finance* 53, 313 – 333.

Truong, T. and R. Heaney (2007) “Largest shareholder and dividend policy around the world”, *Quarterly Review of Economics and Finance* 47, 667 – 687.

Uchida, K. (2006) “Determinants of stock option use by Japanese companies”, *Review of Financial Economics* 15, 251 – 269.

Uchida, K. and P. Xu (2008) “US barbarians at the Japan gate: Cross border hedge fund activism”,

Bank of Japan Working Paper 08-E-3.

von Eije, H. and W.L. Megginson (2008) “Dividends and share repurchases in the European union”, *Journal of Financial Economics* 89, 347 – 374.

Vermaelen, T. (1981) “Common stock repurchases and market signaling An Empirical Study”, *Journal of Financial Economics* 9, 139 – 183.

Vermaelen, T. (1984) “Repurchase Tender Offers, Signaling, and Managerial Incentives”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19, 163 – 181.

Yoon, P.S. and L.T. Starks (1995) “Signaling, investment opportunities, dividend announcements”, *Review of Financial Studies* 8, 995 – 1018.

Yoshimori, M. (1995) “Whose company is it?, The concept of the corporation in Japan and the West”, *Long Range Planning* 28, 33 – 44.

石川博行 (2007) 『配当政策の実証分析』中央経済社, 第1版

石川博行 (2010) 『株価を動かす配当政策 コロポレーション効果の実証分析』中央経済社, 第1版

上野陽一・馬場直彦 (2005) 「わ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, No.05-J-6

内田交謹 (2004) 『すらすら読めて奥までわかる コーポレート・ファイナンス』創成社, 初版

岡部光明 (2007) 『日本企業と M&A』東洋経済新報社, 初版

桜井久勝 (2010) 『財務諸表分析』中央経済社, 第4版.

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』第29巻第1・2合併号, 2-31.

畠田敬 (2009) 「自社株買い」花枝英樹・榊原茂樹編『資本調達・ペイアウト政策 (現代の財務経営<3>)』中央経済社, 初版

花枝英樹・芹田敏夫 (2008) 「日本企業の配当政策・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』No. 24, 129-160.

光定洋介・蜂谷豊彦 (2009) 「投資家はなぜ消却を求めるか—金庫株消却からみるエージェントコスト」『証券アナリストジャーナル』5月号, 89-102.

山口聖 (2007) 「わ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』12月号, 104-113.

山口聖 (2009) 「自社株買いと資本市場—株価反応に基づくシグナル仮説の検証—」『証券アナリストジャーナル』8月号, 31-41.