



ID	JJF00305
----	----------

論文名	わが国企業による配当平準化と株主層
	The shareholder base and dividend smoothing in Japan
著者名	齋藤巡友
	Junyu Saito
ページ	80-104

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第35巻第1.2合併号
	Vol.35 / No. 1.2.
発行年月	2015年12月
	Dec. 2015
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

わが国企業による配当平準化と株主層*

齋藤 巡友
(一橋大学大学院)

要 旨

本稿の目的は、わが国における配当平準化と株主層の関係を検証することにある。分析の結果、株主層の規模を表す株主数が少ない企業ほど配当が平準であること、株主層の構成に関しては、株式持合比率が高い企業ほど配当が平準であることが確認されたが、機関投資家持株比率と配当平準化の間に有意な関係は確認できなかった。

キーワード：ペイアウト、配当平準化、株主数、株主構成

1 はじめに

企業は配当政策を決定する際、配当実施の有無や配当水準の設定に加えて、配当を長期間安定的に続けること特に減配を行わないことにも大きな関心を払っている。例えば Brav et al. (2005) は、アンケートに回答した有配企業のうち 8 割以上の企業が配当の流列をあまり変化させない安定的な配当政策を重視することを報告している。企業が一定の配当を維持することは、配当平準化 (dividend smoothing) または配当平準化政策と呼ばれ古くから研究の対象とされてきた。Lintner (1956) によると、企業は利益の変化に応じて現在の配当水準を目標とする配当水準に調整するが、その調整には時間を要するために配当平準化が生じるとされる。

配当平準化はわが国企業においても実施されている可能性が高い。例えば、わが国企業の配当政策についてアンケート調査を行った花枝・芹田 (2008) は、配当政策を決定する際の目標として半数以上の企業が配当性を挙げているのに対し、目標となる指標は存在しないと回答した企業は 6% に満たなかったことを報告している。この結果は企業が目標となる配当水準を有している可能性を示唆してい

* 本稿の作成にあたっては、小西大先生(一橋大学)、花崎正晴先生(一橋大学)にご指導いただいた。また日本金融学会 2014 年度春季大会の発表における討論者であった山口聖先生(甲南大学)にも貴重なコメントを頂いた。さらに本誌の編集委員長である城下賢吾先生(山口大学)ならびに 2 名の匿名レフェリーからのコメントにより、本稿の内容は大きく改善された。ここに記して感謝申し上げたい。勿論、本稿における誤りはすべて筆者に帰するものである。

る。また、約 84%の企業が一株当たり配当額を低下させないことを重要であると回答しており、米国企業と同様に減配を避け安定した配当を重視する傾向にあることがわかる。このように、実務家を対象にしたアンケート調査からは配当平準化の存在を示唆する結果が得られている。

先行研究を見ると、企業にとって配当平準化が重要な財務政策となっていることが推察される。Brav et al. (2005) は、経営者が減配を避けるため正の NPV を有するプロジェクトへの投資を控えることや外部資金を利用することを報告しており、同様の傾向はわが国企業についても確認されている(芹田・花枝, 2008)。このように、わが国においても配当平準化は存在し、企業にとって重要な財務政策となっている可能性が高いにもかかわらず、わが国における学術分野での研究は数が限られており、配当平準化の実態について未だに明らかになっていない点が多い。

先行研究では、配当平準化の決定要因を明らかにするため種々の企業属性をとりあげて検証を行っているが、依然としてその詳細が明らかになっていないとはいえない。近年の実証研究を概観すると、企業内部者と外部者との間に存在する企業価値や業績についての情報の非対称性(以下、単に「情報の非対称性」と記す)やエージェンシー問題が配当平準化に影響を与えている可能性が高い(Aivazian, Booth, and Cleary, 2006; Leary and Michaely, 2011; Michaely and Roberts, 2012)。これらの要因と深く関わりがあると考えられる企業属性の一つとして企業の株主層(shareholder base)が挙げられる。企業金融の領域で株主層の構成に着目した研究は数多く行われており、株主構成は情報の非対称性の程度やエージェンシー問題を左右する重要な企業属性であると考えられている。また、実務上の関心に比べると学術分野の研究において焦点を当てられることは株主構成よりも少ないが、株主層全体の規模を表す株主数も Rozeff(1982)や Holmström and Tirole(1993)で指摘されているように、情報の非対称性の程度やエージェンシー問題と深く関連しているであろう。以上を踏まえると、株主の数や構成といった企業の株主層が配当平準化と関連している可能性が考えられる。

配当平準化と株主構成の関係について検証している研究としては、支配株主に着目した Gugler(2003)や機関投資家に着目した Leary and Michaely(2011)などが存在するが、Leary and Michaely(2011)は機関投資家持株比率を数ある説明変数のうちの1つとして取り上げているにすぎない。また、筆者の知る限り株主数と配当平準化の関係を検証している研究はこれまで行われておらず、両者の関係は今のところ明らかにされていない。しかし、上述のとおり株主数は配当平準化を説明する上で重要な要因となっている可能性が考えられるため、株主構成だけでなく株主数も考慮した分析の必要性は高いと思われる。

本稿の目的は、企業の株主数および株主構成が配当平準化とどのような関係にあるのかを実証的に分析することにある。株主構成については特に機関投資家の株式保有と株式持合に焦点を当てる。双方とも情報の非対称性の程度やエージェンシー問題との関わりが深いと考えられるためである。具体的な分析内容は次のとおりである。まず、2005年から2013年までの9年間で東証第一部および第二部上場企業を対象に配当平準化の程度を表す二つの指標を推計する。そして、推計した配当平準化の指標を被説明変数、株主数および機関投資家持株比率と株式持合比率を主要な説明変数として回帰分析を行っている。回帰分析においては、株主数と配当平準化の純粋な関係を捉えるために、企業規模などの株主数と強い相関が疑われる企業属性の影響を調整した株主数の指標を用いている。また、同様の分析を配当に自社株買いを加えた総利益還元の平準化についても行っている。

本稿で得られた結果は以下のとおりである。まず、株主層全体の規模が小さい企業、すなわち株主数が少ない企業ほど配当の平準化が強いことが確認された。この結果は、株主数が少ない企業ほど外部資

金調達コストが高いため、好業績時においてもあまり増配を行わず利益を留保している可能性を示唆する。株主構成に関しては、機関投資家持株比率と配当平準化の間に有意な関係は確認できなかった一方、株式持合比率が高い企業ほど配当の平準化が強いことが確認された。この結果は、株式持合により経営者の規律付けが弱まることで、配当政策が経営者の便益のために利用される可能性を示唆する。また、総利益還元は配当に比べると平準化されていないことも確認された。

本稿の貢献としては次のことが挙げられる。まず、本稿は株主構成に加えてこれまでの研究では着目されていなかった株主数に焦点を当てて配当平準化との関係を検証することで両者の関係を明らかにし、配当平準化の実施理由について新たな知見をもたらしている。また、株式持合比率が配当平準化と正の関係にあるという結果は、経営者の規律付けが弱まることで株主価値の最大化に資さないペイアウト政策が行われる可能性を示唆しており、コーポレート・ガバナンスとペイアウト政策の関係を検証した先行研究に対する追加的な証拠となる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、次節で配当平準化に関する研究を中心に先行研究を概観した後、本稿で検証する仮説を導出する。第 3 節では、本稿で扱う配当平準化の指標について説明する。そして第 4 節でデータについて説明した後、第 5 節で実証分析の結果の提示および解釈を行う。最後に、第 6 節で主要な結果を要約したうえで今後の研究課題について述べる。

2 先行研究と仮説の導出

(1) 先行研究

配当平準化に関する研究の嚆矢とされる Lintner (1956) は、企業の配当政策に関する調査結果から経営者は配当の安定性を重視していることを見出し、この発見事実に基づいて企業の配当行動に関する分析を行っている。そして、企業は現在の配当水準を目標とする配当水準に近づけようとするが、その調整には長い期間を要するため配当平準化が生じることを明らかにした。また Fama and Blahnik (1968) は、Lintner (1956) が提示した配当の部分調整モデル（以下リントナー・モデルと記す）が企業の配当政策を適切に説明しているかどうかを検証し、依然としてリントナー・モデルの説明力は高く、配当平準化が存在することを報告している。

このように配当平準化に関する研究は古くから存在しており、後に続く研究では配当平準化の説明を次の二つの観点から試みている。一つ目は、情報の非対称性の観点から配当平準化の説明を試みている。経営者と株主・投資家の間に情報の非対称性が存在するような状況においては、配当は将来利益に関するシグナルとして利用される可能性がある (Bhattacharya, 1979; John and Williams, 1985; Miller and Rock, 1985)。いくつかの先行研究では、配当を通じた将来利益に関するシグナルの効果が大きいと考えられる企業ほど配当を平準化させることを指摘しており、シグナルの効果に影響を与える企業属性として利益の変動性 (Kumar, 1988)、株式のリスク (Kumar and Lee, 2001)、投資機会 (Guttman, Kadan, and Kandel, 2010) といった企業属性をとりあげている。Fudenberg and Tirole (1995) は、経営者と株主の間に情報の非対称性が存在する場合、経営者が機会主義的な行動をとることで配当平準化が生じることを理論的に示している。彼らによると、株主が直近の報告利益や配当実績を重視して期待将来利益について判断する場合、経営者は解雇されるリスクを下げるために好業績時は利益を過少に報告するとともに配当支払いも抑制するが、業績悪化時には利益を過大に報告するとともに配当支払いを

増加させるため配当平準化が生じるとされる。また、情報の非対称性が外部資金調達コストの増大につながり、企業の現金保有のインセンティブが強くなることが指摘されている (Almeida, Campello, and Weisbach, 2004; Bates, Kahle, and Stulz, 2009)。このような状況では、外部資金調達コストが相対的に高い企業はたとえ業績が好調であっても増配を行わないため、配当が平準になることが予想される。

そして二つ目は、経営者と株主の間に生じる利害対立に伴うエージェンシー問題の観点から配当平準化の説明を試みている。Easterbrook (1984) および Jensen (1986) は、高水準で継続的な配当支払いが企業のフリー・キャッシュフローを削減するため、過剰投資が抑制されエージェンシー・コストの軽減につながることを指摘している。このことはつまり、配当平準化がエージェンシー問題と関連する可能性を示唆している。また、Allen, Bernardo, and Welch (2000) は、機関投資家による株式保有と配当平準化の関係について理論的に分析している。彼らによると、経営の監督能力に優れるとされる機関投資家は税制や受託者責任などの理由から自社株買いよりも配当を選好するため、エージェンシー・コストの軽減を図る企業は配当を実施することによって機関投資家を引き付けようとするが、一度配当が実施されると減配時に機関投資家から制裁 (議決権の行使や株式売却等) を受ける可能性があるためそれを恐れる企業は配当を平準にする。

次に挙げる研究では、上述の二つの要因に関連する企業属性と配当平準化の関係について実証的に分析している。Dewenter and Warther (1998) は、米国企業と日本企業の配当の調整速度を比較し、系列に属する企業は米国企業や非系列の日本企業と比べると情報の非対称性による問題やエージェンシー問題が軽微であるため、減配に消極的ではなく配当平準化が弱い傾向にあることを示している。Gugler (2003) は、オーストリアの企業を対象にして支配株主の違いが配当平準化に与える影響について分析を行い、国有企業は同族企業に比べてエージェンシー問題が深刻であるため配当を平準にすることを報告している。また、Aivazian, Booth, and Cleary (2006) は、社債依存型企業は銀行借入依存型企業に比べて情報の非対称性による問題やエージェンシー問題が深刻なため、これらの問題に対処する目的で配当を平準にすることを示している。Michaely and Roberts (2012) は、英国のデータを用いて上場企業と非上場企業で配当平準化が異なるかどうかを検証している。そして、上場企業は非上場企業よりも配当の調整速度が遅いことを見出し、公開資本市場からの評価の目が配当平準化に影響を与える重要な要因であることを明らかにした。

以上の先行研究から、情報の非対称性の程度やエージェンシー問題が配当平準化を説明するうえで重要な要因となっていることが示唆される。次節では、上述の二つの観点を踏まえて本稿で検証する仮説を導出する。

(2) 仮説の導出

株主が多く存在する企業ほど、世間からの認知度が高く潜在的な資金提供者が多いため外部資金調達コストが低くなる (Merton, 1987)。また Holmström and Tirole (1993) よると、株主数が多いほど株式取引が増加して投機家による情報収集が活発に行われるようになるため、経営者と投資家の間の情報の非対称性が緩和される結果、外部資金調達コストが低下する。Bodnaruk and Östberg (2013) は、上述の理由から株主数が少ない企業ほど外部資金調達コストが高くなり、資金を留保するために配当を減らす傾向にあることを示している。このことを踏まえると、株主数が少ない企業は外部資金調達コストが高く手元資金を増やそうとする動機が強いため、たとえ業績が好調であっても増配を行わず、結果

的に配当が平準になっている可能性がある。また、株主数が少なく外部資金調達コストが高い企業は配当水準が低いことが予想され、業績悪化時において減配を行ったとしても手元資金の保持効果は小さいであろう。さらに、減配が市場に与えるネガティブな影響が増配によるポジティブな影響よりも大きい可能性を踏まえると、株主数が少ない企業は業績が好調でない時であっても外部資金調達コストの更なる増加を回避することを優先し、配当をできるだけ維持しようとするのが予想される¹。以上のことから次の仮説が成り立つ。

仮説 1：株主数が少ない企業ほど配当が平準である。またこの傾向は特に配当水準が低い企業において強く見られる。

株主の中でも機関投資家の存在は、情報の非対称性の程度やエージェンシー問題を大きく左右するとされる。Barclay and Smith (1988) および Brennan and Thakor (1990) で指摘されているように、機関投資家はその他の株主に比べて情報収集能力に優れるため企業内部者との間の情報の非対称性の程度は小さいと考えられる。つまり、機関投資家持株比率が高い企業においては、シグナルとして配当平準化を実施する必要性は低くなる。この場合、機関投資家持株比率と配当平準化は負の関係にあると考えられる。

一方、Allen, Bernardo, and Welch (2000) の理論モデルでは、企業は機関投資家の監督能力を利用するために配当を実施して機関投資家を呼び込むが、機関投資家の存在は企業にとって減配を避ける誘因となるため配当平準化が生じるとされる。この場合、先程とは逆に機関投資家持株比率と配当平準化は正の関係にあることが予想される。

また、Easterbrook (1984) および Jensen (1986) で指摘されているようにエージェンシー・コストが配当平準化によって軽減されるのであれば、機関投資家によるモニタリングがエージェンシー問題に影響を与えることを通じて配当平準化に影響を与えている可能性が考えられる。機関投資家によるモニタリングと配当平準化は、La Porta et al. (2000) で提唱されたコーポレート・ガバナンスと配当政策に関する二つの関係と類似した関係にあると考えられる。一つ目は、機関投資家のモニタリングによりエージェンシー問題が緩和されるため配当平準化を実施する必要がなくなるという考えで、この場合両者は負の関係にある。二つ目は、機関投資家が経営者を規律付けるために配当平準化を求めるというもので、この場合両者は正の関係にある。先行研究を見ると、わが国において機関投資家は配当政策をエージェンシー・コストの軽減手段と見なしている可能性が高い(芹田・花枝・佐々木, 2010; 佐々木, 2010)。機関投資家が配当平準化をエージェンシー・コストの軽減のために要求している場合、機関投資家のモニタリングが強い企業ほど配当は平準になっていることが予想される。この場合も、Allen, Bernardo, and Welch (2000) の示唆と同様に機関投資家持株比率と配当平準化は正の関係にある。以上のことから、機関投資家と配当平準化の間には正負両方向の関係が存在すると考えられる。本稿ではこの点を検

1 Grullon, Michaely, and Swaminathan (2002) の米国企業を対象にした分析では、増配または減配時の配当変化率がそれぞれ 30% の増加と 45% の減少であるのに対して、株価の変化率はそれぞれ 1.3% の上昇と 3.7% の下落であることが示されており、減配が株価に与える影響は増配による影響よりも大きい可能性を示唆している。また Brav et al. (2005) は、減配によるネガティブな影響のほうが増配によるポジティブな影響よりも大きいと経営者が認識していることを報告している。

証するために次の帰無仮説を設定する。

仮説 2：機関投資家持株比率と配当平準化の間に関係性はない。

一方、株主の中でも持合株主は、敵対的買収の防衛や投資先企業との事業上の関係を強める目的で株式を保有している場合が多く、経営に対して不干渉で経営者に対する規律付けを弱めている可能性が考えられる。例えば萩島 (2001) では、純粋な株式の持合を表す相互保有比率が企業価値に負の影響を与えていることを報告しており、株式持合比率 (相互保有比率) が高い企業ほど経営者の規律付けが機能していない可能性を示唆している。また、久保・齋藤 (2009) は、経営者の持株比率が高い企業では他の株主による規律付けが機能せずエントレンチメントが生じる結果、経営者は自己の便益のために他の株主にとって望ましくない配当政策を行うことを指摘している。Hu and Kumar (2004) は、ペイアウトの実施確率や水準が経営者のエントレンチメントの水準と有意に正の関係にあることを示し、経営者がエントレンチメントを維持または強化するためにペイアウト政策を利用することを指摘している。この点を踏まえると、株式持合比率が高く経営者のエントレンチメントが生じている企業では、経営者はエントレンチメントの維持または強化のために安定的な配当政策を実施することで他の株主からの経営への介入を避けようとするであろう。つまり、株式持合比率が高い企業ほど配当を平準にすることが予想される。これは次の仮説としてまとめられる。

仮説 3：株式持合比率が高い企業ほど配当が平準である。

3 配当平準化の指標

本稿では、頑健な分析結果を得るために配当平準化の代理変数として二つの指標を用いる。一つ目の指標は配当の調整速度 (SOA : speed of adjustment) である。ただし、従来の配当平準化に関する研究で主に用いられてきたリントナー・モデルによる SOA (以下 Lintner-SOA と記す) はバイアスを持つことが指摘されているため、Leary and Michaely (2011) が提示した代替的な SOA (以下 LM-SOA と記す) を用いる。以下では、Lintner-SOA とその問題点について説明した後、LM-SOA の具体的な推計手法について説明する。

Lintner (1956) は、企業は利益に応じて目標とする配当額を定めてはいるものの、目標配当額と実際の配当額との差は 1 期では完全に調整されないことを指摘した。これを式で表すと以下ようになる。

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

ここで、 s_i は企業 i による配当の調整速度を表す。また、 t 期の目標一株当たり配当 $D_{i,t}^*$ は、次式が示すとおり t 期の一株当たり利益 $E_{i,t}$ と目標配当性向 TPR_i の積で表される。

$$D_{i,t}^* \equiv TPR_i * E_{i,t} \quad (2)$$

(2)式を(1)式に代入すると、以下の推計式が得られる。

$$\Delta D_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i} * D_{i,t-1} + \beta_{2,i} * E_{i,t} + u_{i,t} \quad (3)$$

Lintner-SOA は(3)式における $-\hat{\beta}_{1,i}$ として推計される。また、目標配当性向 TPR_i も $-\hat{\beta}_{2,i} / \hat{\beta}_{1,i}$ として

求められる。

しかし、Leary and Michaely (2011) は、Lintner-SOA が一次の自己回帰モデルにおける小標本バイアス (small-sample bias) の影響を受け、真の SOA が低下するにつれてそのバイアスが大きくなることを指摘している。彼らはこのバイアスに対処しうる配当の調整速度の指標として LM-SOA を提案した。LM-SOA は次の手順で推計される。まず、分析期間における各企業の配当性向の中央値を目標配当性向 TPR_i として求め、各時点における目標配当額と前期の実際の配当額との差 $dev_{i,t}$ を得る²。

$$dev_{i,t} \equiv TPR_i * E_{i,t} - D_{i,t-1} \quad (4)$$

そして以下の回帰推計式から推計される $\hat{\beta}_i$ として LM-SOA が得られる。

$$\Delta D_{i,t} = D_{i,t} - D_{i,t-1} = \alpha_i + \beta_i * dev_{i,t} + u_{i,t} \quad (5)$$

次に、二つ目の指標である Relative Volatility (以下 RV と記す) は、利益の変動に対する配当の変動の比率を表したものであり、こちらも Leary and Michaely (2011) で用いられている。彼らは、配当平準化は利益の変動と配当の変動にずれがあるために生じるとする Guttman, Kadan, and Kandel (2010) の指摘を踏まえ、この指標も配当平準化の代理変数として採用している。RV は以下の手順で求められる。初めに、各企業について一株当たり利益 $E_{i,t}$ と分析期間における配当性向の中央値 TPR_i との積を求める。この処理によって RV に対する配当水準の影響をコントロールすることができる³。そして、一株当たり配当 $D_{i,t}$ および TPR_i と $E_{i,t}$ の積を一次および二次のタイムトレンドに回帰する。

$$D_{i,t} = \alpha_{1,i} + \beta_{1,i} * t + \beta_{2,i} * t^2 + u_{i,t} \quad (6)$$

$$TPR_i * E_{i,t} = \alpha_{2,i} + \gamma_{1,i} * t + \gamma_{2,i} * t^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

(6)、(7)式を推計して得られた二つの二乗平均平方根誤差である $\sigma(u_i)$ と $\sigma(\varepsilon_i)$ の比率 $\sigma(u_i)/\sigma(\varepsilon_i)$ を RV とする。(6)、(7)式のようなタイムトレンドを含んだ回帰推計式を想定することで、タイプの異なる配当平準化行動を考慮することができる⁴。

4 データと変数

(1) データ

本稿で用いる財務データは日経 NEEDS-FinancialQUEST、機関投資家持株比率や株式持合比率な

2 普通株式に対する配当総額を当期純利益で除した値を配当性向とする。

3 この処理を行わない場合、同一の利益のボラティリティ (標準偏差) を有し各年の配当変化率も同等である二つの企業では、配当性向が高い企業のほうがより RV が高くなってしまいう可能性がある。

4 一次のタイムトレンド項を入れることで、毎年同額の配当を実施している企業の配当の保守性と毎年ある一定額を増配し続けている企業の配当の保守性は同程度であると捉えることができる。また、二次のタイムトレンドの項があることで、毎年一定の比率で増配し続けている企業の配当の保守性も先ほどの企業と同程度であると捉えることが可能となる。

どの株主構成に関するデータは日経 NEEDS-Cges から取得している。また、配当平準化の指標を推計する際、企業による能動的な調整行動のみを捉えるために株式分割等による株式数の変化を調整した一株当たり配当額や当期純利益額を用いるが、これらの調整には東洋経済新報社『株価 CD-ROM』に収録されている株価調整係数を使用している。分析期間は 2005 年 3 月期から 2013 年 3 月期までの 9 年間とする⁵。サンプルとなる企業は、2013 年 3 月末時点で東証第一部および第二部に上場している非金融業のうち分析期間中決算期を変更していない 3 月期決算企業である⁶。さらに、配当平準化の指標を推計するため、分析期間中 5 年以上配当を実施しており 5 年以上当期純利益が黒字の企業にサンプルを限定している。また、配当平準化の指標を推計する際に目標配当性向として分析期間中の配当性向の中央値を用いているが、この目標配当性向が 0 以下または 1 以上の値をとっている企業はサンプルから除外している。以上の手続きにより 1,265 社が最終的な分析サンプルとして残った。分析で扱う当期純利益は単独財務諸表のものを使用し、その他の財務データは連結財務諸表のものを優先的に使用する。

(2) 変数の設定

本節では分析で扱う変数について説明する。本稿で焦点を当てる企業属性は株主数と株主構成である。分析では株主数の代理変数として単元株主数 (SHAREHOLDERS)、株主構成に関する変数としては機関投資家持株比率 (INST) および株式持合比率 (CROSS) を用いる。ただし、単元株主数は Grullon, Kanatas, and Weston (2004) や Bodnaruk and Östberg (2013) で指摘されているように、企業規模や上場後経過年数などの企業属性と非常に相関が強く、株主数と配当平準化の純粋な関係が回帰分析の結果から正確に読み取れない可能性がある。そのため実際の回帰分析では、単元株主数と強い相関が疑われる変数の影響をコントロールした指標である超過株主数 (EX_SHBASE: excess shareholder base) を単元株主数の代わりに用いる。超過株主数とは、単元株主数と強い相関が疑われる種々の変数に単元株主数を回帰したときに得られる残差のことである。本稿では Bodnaruk and Östberg (2013) にならい、企業規模 (SIZE: LN (ASSETS)), 1 単元当たり株価の逆数 (1/PRICE), 株式流動性 (LIQUIDITY), 上場後経過年数の自然対数値 (LN (LST_AGE)), 株式リターンのボラティリティ (RETURN_VOL), ROE, 株式の過去 1 年間のリターン (PAST_RETURN), 時価簿価比率 (MTB) を説明変数とする。企業規模が大きいかほど一般的に認知度も高くその企業の株式を保有する投資家も多いであろう。この点を考慮して企業規模を推計に加える。また企業の認知度と同様、株式の取引コストも株主数に大きな影響を与えることが考えられる。そこで取引コストをコントロールするために 1 単元当たり株価の逆数 (この変数が大きいほど取引コストは小さいと考えられる) と株式流動性を用いる。各企業のリスクは、上場後経過年数および株式リターンのボラティリティによってコントロールする。また、直近の業績が株主数に与える影響をコントロールするために ROE と過去 1 年間の株式

5 リーマンショックや東日本大震災による経済情勢の変化が分析結果に影響を与える可能性を考慮し、最も影響が大きいと考えられる 2009 年 3 月期および 2012 年 3 月期のデータを除き、目標配当性向や第 5 節の回帰分析に用いる説明変数を算出した。そしてこれらの変数を使用し、以降の分析と同様の分析を行ったものの、結果に大きな違いは見られなかった。

6 マザーズ上場企業もサンプルに加えて分析を行ったが、以降の分析結果との違いは確認できなかった。

リターンも推計に加える。更に、バリューストック投資やグロース株投資といった投資家の投資戦略が株主数に影響を与える可能性を考慮して時価簿価比率も説明変数として用いる。本稿で扱う変数の詳細は、第 5 節の分析で使用するものも含めて表 1 にまとめて示している。

EX_SHBASE の推計に使用した変数の記述統計量は表 2 のとおりである。なお、各年度の各変数に関して分布の上下各 1% 以内の観測値を上下各 1% に相当する観測値に置き換える異常値処理を行っている (winsorization)。

表 1 変数の定義

変数名	内容	定義
SHAREHOLDERS	単元株主数	単元株主の人数
SIZE(LN(ASSETS))	企業規模	簿価総資産の自然対数値 (期末)
PRICE	1単元の株価	当期末から過去1年間の日次株価の中央値×1単元の株式数
LIQUIDITY	株式の流動性	当期末から過去1年間の月間株式売買高の合計÷当期末の発行済株式数
LN(LST_AGE)	上場後経過年数	証券取引所上場日から当期末までの経過年数の自然対数値
RETURN_VOL	株式リターンのリスク	当期末から過去1年間の日次株式リターンの標準偏差 (権利落ち調整済株価に基づく)
ROE	自己資本利益率	当期純利益÷期中平均自己資本
PAST_RETURN	過去の株式リターン	当期末から過去1年間の月次株式リターン (複利)
MTB	時価簿価比率	(簿価総資産 + 株式時価総額 - 簿価株主資本) ÷ 簿価総資産 (期末)
INST	機関投資家持株比率	外国人保有比率 (外国法人は除く) + 生保特別勘定・信託勘定持分比率 (期末)
CROSS	株式持合比率	相互株式保有が可能な公開会社による株式保有比率 (期末)
CASH	現預金比率	(現預金 + 有価証券) ÷ 簿価総資産 (期末)
PR	配当性向	配当総額 ÷ 当期純利益 (期末)
LN(AGE)	社齢	会社設立日から当期末までの経過年数の自然対数値
TANGIBILITY	有形固定資産比率	有形固定資産 ÷ 簿価総資産 (期末)
STD_EBITDA	利益のボラティリティ	当期末から過去5年間のEBITDA比率 (対簿価総資産) の標準偏差
EARNINGS_AR1	利益係数	一株当たり当期純利益の1期ラグ自己回帰モデルを推計した際に得られる回帰係数の値

表 2 超過株主数 (EX_SHBASE) の推計に使用した変数の記述統計量

変数名	観測数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
SHAREHOLDERS	11,170	18,045	6,165	38,464	547	288,480
ASSETS	11,306	342,476	72,521	864,799	1,253	7,198,501
PRICE	10,455	3,317	2,220	3,459	3.18	23,700
LIQUIDITY	11,065	0.812	0.513	0.955	0.012	7.477
LST_AGE	11,158	34.706	40	19.942	1	64
RETURN_VOL	10,609	2.290	2.123	0.855	0.716	6.070
ROE	11,141	0.064	0.059	0.082	-0.456	0.417
PAST_RETURN	10,593	0.056	0.006	0.379	-0.749	2.112
MTB	11,109	1.104	0.999	0.464	0.446	5.655

(注 1) SHAREHOLDERS の単位は人, ASSETS の単位は百万円, PRICE の単位は百円, RETURN_VOL は%表示である。
(注 2) ASSETS および LST_AGE は, それぞれ SIZE (LN (ASSETS)) および LN (LST_AGE) の対数変換前の変数。
(注 3) すべての変数に関して, 分布の上下各 1% 以内の観測値を上下各 1% に相当する観測値に置き換える異常値処理を行っている (winsorization)。

表 3 株主数の決定要因に関する回帰分析の結果

被説明変数: LN (SHAREHOLDERS)		
変数	推計値	p 値
SIZE	0.515	0.000
1/PRICE	96.743	0.034
LIQUIDITY	0.271	0.000
LN(LST_AGE)	-0.069	0.009
RETURN_VOL	-0.237	0.000
ROE	-0.674	0.028
PAST_RETURN	-0.358	0.002
MTB	0.357	0.000
市場種別ダミー		YES
産業ダミー		YES
修正 R ²		0.720
年数		9

(注) 各係数の推計値および p 値は Fama-MacBeth (1973) 回帰による結果を示す。

被説明変数に単元株主数の自然対数値 (LN (SHAREHOLDERS)), 説明変数に上述の 8 つの変数と市場種別ダミーおよび産業ダミーを用いてクロスセクションの回帰分析を 2005 年から 2013 年の 9 年間に対象にして 1 年毎に行い, 各回帰係数の時系列平均をとった結果を表 3 に示している⁷。推計結果は LN (LST_AGE) と RETURN_VOL を除き Bodnaruk and Östberg (2013) の結果と類似している。LN (LST_AGE) と RETURN_VOL はどちらも Bodnaruk and Östberg (2013) の結果とは逆の符号と

7 市場種別ダミーは, 東証第一部に上場していれば 1, そうでない場合は 0 をとるダミー変数である。また, 産業は東証 33 業種分類に基づく。

表 4 EX_SHBASEの安定性

年					
	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位
2005 (+0)	100%	100%	100%	100%	100%
	207	207	207	207	207
2006 (+1)	100%	89%	91%	89%	100%
	207	184	189	184	207
2007 (+2)	100%	88%	84%	89%	100%
	207	182	174	184	207
2008 (+3)	98%	88%	84%	89%	100%
	203	182	174	184	207
2010 (+5)	96%	84%	84%	86%	97%
	199	173	174	179	201
2013 (+8)	90%	82%	84%	86%	89%
	187	170	174	179	185

(注) 上段は割合、下段は観測数を示す。

なっている。EX_SHBASE は各年の回帰残差として求められる。第 5 節の回帰分析では、株主数の代理変数としてこの EX_SHBASE を用いる。

Bodnaruk and Östberg (2013) が指摘しているように株主数の多寡が企業の外部資金調達の高難さを表すのであれば、EX_SHBASE は短期間で大きく変化するものではなく安定的な性質を持つことが予想される。この点を確認するため、サンプルを EX_SHBASE の多寡により 5 分割し、2005 年時点の所属グループから時間経過に伴いどの程度所属グループに変化が生じたのかを調べる。結果は表 4 に示している。例えば、2005 年に第 1 五分位であった企業は 207 社存在し、そのうち約 90% にあたる 187 社は 2013 年においても同じく第 1 五分位にあることを示している。表からわかるように、2005 年と 2013 年で同じグループに属している企業の割合はすべての階級で 80% 以上にのぼり、EX_SHBASE は短期間では大きく変化せず安定的であることが見て取れる。

株主数および株主構成と配当平準化の関係を検証するうえで、その他の企業属性による影響をコントロールする必要があるが、その際に用いる代理変数は配当平準化に関する先行研究を参考にして選択している。Leary and Michaely (2011) は、配当平準化に関する包括的な実証研究を行っており、理論的な背景から得られた種々の企業属性に関する代理変数を用いて回帰分析を行っている。彼らは、配当平準化を説明する枠組みとしてエージェンシー問題や配当平準化の情報効果、投資家選好といった概念に着目し、それらに関連する企業属性とその代理変数を提示している。本稿では、主に Leary and Michaely (2011) を参考に以下の変数をコントロール変数として採用する。まず、エージェンシー問題の程度が配当平準化に与える影響を考慮し、投資機会の有無や余剰資金の豊富さに関する代理変数をコントロール変数として推計に加える。投資機会が乏しい企業ほどフリー・キャッシュフローによるエージェンシー・コストが大きくなると考えられる。また余剰資金が豊富な企業ほど一般的にフリー・キャッシュフローが多い傾向にあり、エージェンシー問題が深刻であると考えられる。投資機会の代理変数は時価簿価比率 (MTB)、余剰資金の多寡を表す代理変数としては現預金比率 (CASH) を用いる。また、フリー・キャッシュフローによるエージェンシー・コストが大きい企業は配当水準を高くしていること

が考えられる一方、外部資金調達コストが高い企業においては配当水準を低くしている可能性もある。そのため、配当水準が配当平準化に与える影響をコントロールするために配当性向(PR)も推計に加える。

次に、情報の非対称性の程度が配当平準化に与える影響を考慮するため、企業の規模および成熟度、資産形態をとりあげる。企業内部者と外部者の間に存在する情報の非対称性は大規模な企業や成熟企業ほど小さいと考えられる。また外部投資家による価値評価が容易な有形固定資産を多く保有する企業の方が、無形資産が豊富な企業よりも情報の非対称性の問題は軽微であると考えられる。それぞれの企業属性の代理変数は次のとおりである。規模と成熟度については企業規模(SIZE)と社齢の自然対数値(LN(AGE))、資産形態については有形固定資産比率(TANGIBILITY)を用いる。また、企業全体のリスクや収益のリスクが配当平準化に与える影響を考慮して、株式リターンのボラティリティと利益(キャッシュフロー)の変動性もコントロールする。株式リターンのボラティリティの代理変数として株式リターンの標準偏差(RETURN_VOL)、利益(キャッシュフロー)の変動性の代理変数としてEBITDAの標準偏差(STD_EBITDA)をそれぞれ用いる。また、利益の持続性が配当平準化に与える影響をコントロールするため、一株当たり当期純利益の1期ラグ自己回帰モデルを推計することで得られる回帰係数(EARNINGS_AR1)も推計式に加える。さらに、産業ごとの特性が配当平準化に与える影響をコントロールするために産業ダミーも用いる。

(3) 記述統計量

LM-SOA, RV および説明変数の記述統計量を表5に示している。なお、説明変数には各変数の分析期間の中央値を用いる⁸。また、表2と同様の異常値処理をすべての変数について行っている(上下各1%でのwinsorization)。多重共線性の有無についてはVIFを用いて検証しており、深刻な多重共線性は存在しないことを確認している。LM-SOAの推計結果を見ると、平均値が0.238で中央値が0.185となっている⁹。Leary and Michaely (2011)は、1998年から2007年までの10年間の米国企業のSOAが平均値0.18、中央値0.09であることを報告しており、本稿の結果と比較すると米国企業のほうが配当平準化が強い傾向にあることがわかる。これはDewenter and Warther (1998)の結果とも整合

8 株式持合比率については中央値を用いた場合、すべての期において0であった企業と5期以上0であったが最長で4期は0でなかった企業を同じように持合株主が存在しない企業として捉えることになってしまう。そのため、株式持合比率の変数を作成するにあたり、中央値ではなく平均値を用いることで後者の企業の株式持合比率が0とならないような処置を行った。そして、株式持合比率については分析期間中の平均値に基づく変数を使用して以降と同様の分析を行ったが、結果に違いは見られなかった。

9 結果表は割愛するが、同じサンプルでLintnerSOAを推計したところ、平均値が0.45程度であった。Leary and Michaely (2011)は、シミュレーションにより推計期間が10年間で真のSOAを0.2に設定した場合、LM-SOAの推計値は0.25程度であったのに対してLintnerSOAの推計値は0.45程度になることを報告している。本稿の分析期間が9年間であることを踏まえると、Leary and Michaely (2011)で確認されたLintnerSOAの上方バイアスは、実際のデータを用いた推計の際にも問題になることがわかる。

表 5 記述統計量

変数名	観測数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
LM-SOA	1,265	0.238	0.185	0.229	-0.138	1.035
RV	1,265	0.383	0.293	0.342	0.000	1.975
EX_SHBASE	1,222	0.003	-0.030	0.566	-1.358	1.431
INST	1,265	20.741	16.890	15.633	0.100	61.590
CROSS	1,264	9.247	7.365	8.623	0.000	35.670
MTB	1,265	1.043	0.975	0.370	0.544	3.388
CASH	1,265	0.149	0.124	0.105	0.012	0.560
PR	1,265	0.374	0.344	0.180	0.061	0.906
ASSETS	1,265	338,564	72,519	837,410	5,356	5,647,169
AGE	1,265	59.66	61	22.10	4.50	113
TANGIBILITY	1,265	0.306	0.289	0.176	0.009	0.814
RETURN_VOL	1,233	2.167	2.108	0.565	0.998	3.865
STD_EBITDA	1,265	0.022	0.018	0.017	0.004	0.101
EARNINGS_AR1	1,265	0.244	0.237	0.388	-0.632	1.564

(注1) INST, CROSSとRETURN_VOLは%表示, ASSETSの単位は百万円である。

(注2) ASSETSおよびAGEは, それぞれSIZE(LN(ASSETS))およびLN(AGE)の対数変換前の変数。

(注3) EX_SHBASEからSTD_EBITDAは分析期間中の中央値を示す。

(注4) すべての変数に関して, 分布の上下各1%以内の観測値を上下各1%に相当する観測値に置き換える異常値処理を行っている (winsorization)。

的である¹⁰。

5 分析結果

(1) 配当平準化と株主層

本節では, わが国企業の株主数および株主構成が配当平準化とどのような関係にあるのかを明らかにするため, 仮説 1 から仮説 3 を検証する。まず, 仮説の検証の際に注目する株主層に関する 3 つの変数に基づいて配当平準化の比較を行う。結果は表 6 に示している。パネル A は, EX_SHBASE の多寡でサンプルを 5 分割し, 各グループにおける LM-SOA および RV の平均値を示している。パネル B は INST, パネル C は CROSS を用いた場合の結果をそれぞれ示している。パネル A を見ると, EX_SHBASE が小さいグループほど LM-SOA および RV が小さい傾向にあり, また第 5 五分位と第 1 五分位の平均値は両指標とも有意に異なっている。これは, 株主数が少ない企業ほど配当平準化が強い傾向にあることを示唆している。一方, パネル B からわかるように INST と配当平準化の間には有意な関係は見出せなかった。パネル C を見ると, CROSS が大きいグループほど LM-SOA および RV が小さい傾向にあり, 平均値の差も有意である。このことから, 株式持合比率が高い企業ほど配当平準化が

10 Dewenter and Warther(1998)の分析期間は 1982 年から 1993 年までであるが, この期間の米国企業の LM-SOA と比較しても本稿のサンプルの LM-SOA のほうが高い値を示している。

表 6 配当平準化の比較

パネル A : EX_SHBASE						
	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	t-stat
LM-SOA	0.198	0.222	0.262	0.243	0.260	3.20***
RV	0.359	0.352	0.395	0.390	0.412	1.69*
パネル B : INST						
	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	t-stat
LM-SOA	0.266	0.208	0.246	0.224	0.246	-0.95
RV	0.405	0.348	0.404	0.342	0.418	0.42
パネル C : CROSS						
	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	t-stat
LM-SOA	0.283	0.230	0.248	0.242	0.190	-4.39***
RV	0.517	0.370	0.383	0.357	0.291	-6.80***

(注1) 表中の値は各グループの平均値を表す。

(注2) t-statの列は、第5五分位と第1五分位の平均値の差の検定結果を示す。

(注3) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で統計的に有意であることを示す。

強い傾向にあることが示唆される。

次に、配当平準化に影響を与えると考えられるその他の企業属性をコントロールしてもなお同様の結果が得られるかを確認するため、配当平準化の指標を被説明変数とした回帰分析を行う。推計結果は表 7 に示しており、パネル A は被説明変数に LM-SOA、パネル B は被説明変数に RV を用いた OLS による推計の結果をそれぞれ示している。なお、被説明変数の推計において回帰残差を用いているため回帰式の誤差項が均一であるという仮定は成り立たないと考えられる。そのため、各係数の t 値の計算には不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。また、配当平準化に対する各説明変数の相対的な影響度を見るために説明変数は標準化しており、回帰係数の値は説明変数が 1 標準偏差分変化した場合の LM-SOA または RV への影響の大きさを表している。

表 7 の(1)は、EX_SHBASE とコントロール変数を説明変数とした推計結果を示している。パネル A・B とともに EX_SHBASE は統計的に有意に正の値をとっている。これは株主数が少ない企業ほど配当が平準な傾向にあることを示している。配当平準化に対する影響度は例えば LM-SOA について見ると、EX_SHBASE の 1 標準偏差分の減少は調整速度を 0.02 低下させる。これは、RETURN_VOL や STD_EBITDA と同程度の影響の大きさであり、統計的に有意な値をとっているその他の変数と比較しても小さくない。また、相対的な影響度は小さくなっているもののパネル B の結果に関しても同様のことがいえる。このことは、経済的な意味でも株主数が配当平準化を説明するうえで重要な要因であることを示唆する¹¹。

次に EX_SHBASE と配当平準化の正の関係が配当水準が低い企業において強く見られるかどうかを確認するため、配当性向の大きさをサンプルを 5 分割し最も配当性向が低いグループの場合 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数 (LOW_PR) と EX_SHBASE との交差項を(1)に加えた推計式の推計結

11 EX_SHBASE の経済的な影響度は、元の単元株主数と比べると一般的には小さくなるのが指摘されている (Bodnaruk and Östberg, 2013)。

表 7 配当平準化に関する回帰分析の結果

パネルA：被説明変数がLM-SOAの回帰分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
EX_SHBASE	0.020 *** (3.71)	0.013 ** (2.23)	0.022 *** (3.92)			0.014 ** (2.47)	0.012 ** (1.98)
EX_SHBASE*LOW_PR		0.043 *** (2.70)				0.043 *** (2.77)	0.042 *** (2.67)
EX_SHBASE ²			-0.012 * (-1.87)				
INST				0.008 (0.88)		0.013 (1.38)	
CROSS					-0.014 ** (-2.21)		-0.011 * (-1.76)
MTB	0.010 (0.67)	0.012 (0.81)	0.011 (0.74)	0.010 (0.68)	0.011 (0.75)	0.010 (0.67)	0.012 (0.82)
CASH	-0.006 (-0.57)	-0.006 (-0.60)	-0.005 (-0.53)	-0.012 (-1.17)	-0.011 (-1.13)	-0.009 (-0.86)	-0.007 (-0.73)
PR	-0.026 *** (-3.61)	-0.026 *** (-3.66)	-0.027 *** (-3.74)	-0.024 *** (-3.36)	-0.023 *** (-3.25)	-0.027 *** (-3.73)	-0.026 *** (-3.59)
SIZE	-0.000 (-0.04)	0.001 (0.08)	0.002 (0.20)	-0.007 (-0.67)	-0.002 (-0.23)	-0.010 (-0.89)	-0.001 (-0.06)
LN(AGE)	-0.036 *** (-3.54)	-0.036 *** (-3.57)	-0.037 *** (-3.62)	-0.037 *** (-3.64)	-0.033 *** (-3.24)	-0.037 *** (-3.63)	-0.034 *** (-3.29)
TANGIBILITY	0.009 (0.92)	0.010 (1.08)	0.009 (0.90)	0.009 (0.99)	0.008 (0.82)	0.010 (1.08)	0.009 (0.97)
RETURN_VOL	0.018 * (1.92)	0.017 * (1.84)	0.017 * (1.82)	0.014 (1.60)	0.015 (1.63)	0.017 * (1.81)	0.017 * (1.76)
STD_EBITDA	0.020 * (1.72)	0.018 (1.64)	0.019 * (1.68)	0.026 ** (2.25)	0.023 ** (2.05)	0.016 (1.44)	0.016 (1.46)
EARNINGS_AR1	0.041 *** (5.77)	0.041 *** (5.78)	0.040 *** (5.69)	0.038 *** (5.48)	0.038 *** (5.46)	0.041 *** (5.75)	0.040 *** (5.72)
定数項	0.063 *** (2.60)	0.060 *** (2.63)	0.059 ** (2.33)	0.055 *** (2.65)	0.050 ** (2.53)	0.061 ** (2.42)	0.055 ** (2.51)
観測数	1,222	1,222	1,222	1,233	1,232	1,222	1,222
修正 R ²	0.160	0.164	0.161	0.151	0.153	0.165	0.165

(注1) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で統計的に有意であることを示す。

(注2) カッコ内は、不均一分散に頑健なWhiteの標準誤差から計算したt値を示す。

(注3) 産業ダミーの推計結果は省略している。

果を(2)に示している。結果を見ると、パネルA・Bともに交差項は有意に正の値をとっており、EX_SHBASE 単独の項はいずれも係数の大きさおよび有意性が下がっていることが見て取れる。特にパネルBでは、EX_SHBASE 単独の項は有意性を失っている。以上の結果は、株主数が少ない企業ほど配当平準化が強い傾向にあり、その傾向は特に配当水準が低い企業において顕著であることを示しており、仮説1を支持する結果といえる。

表 7 配当平準化に関する回帰分析の結果 (続き)

パネルB: 被説明変数がRVの回帰分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
EX_SHBASE	0.022 *** (2.61)	0.009 (0.99)	0.025 *** (2.97)			0.011 (1.24)	0.006 (0.66)
EX_SHBASE*LOW_PR		0.080 *** (3.25)				0.082 *** (3.31)	0.080 *** (3.21)
EX_SHBASE ²			-0.022 ** (-2.40)				
INST				0.014 (0.96)		0.021 (1.40)	
CROSS					-0.027 *** (-3.03)		-0.024 *** (-2.75)
MTB	0.101 *** (4.21)	0.105 *** (4.39)	0.103 *** (4.28)	0.100 *** (4.10)	0.102 *** (4.22)	0.102 *** (4.22)	0.106 *** (4.39)
CASH	-0.005 (-0.34)	-0.006 (-0.36)	-0.004 (-0.29)	-0.013 (-0.80)	-0.012 (-0.79)	-0.010 (-0.63)	-0.009 (-0.55)
PR	-0.061 *** (-5.43)	-0.062 *** (-5.54)	-0.062 *** (-5.57)	-0.058 *** (-5.26)	-0.056 *** (-5.14)	-0.062 *** (-5.61)	-0.060 *** (-5.45)
SIZE	0.001 (0.07)	0.003 (0.21)	0.005 (0.38)	-0.011 (-0.64)	-0.002 (-0.16)	-0.014 (-0.81)	0.000 (0.01)
LN(AGE)	-0.068 *** (-4.40)	-0.068 *** (-4.47)	-0.070 *** (-4.49)	-0.069 *** (-4.44)	-0.061 *** (-3.97)	-0.069 *** (-4.53)	-0.062 *** (-4.08)
TANGIBILITY	-0.007 (-0.57)	-0.004 (-0.33)	-0.007 (-0.59)	-0.006 (-0.51)	-0.009 (-0.76)	-0.004 (-0.33)	-0.007 (-0.52)
RETURN_VOL	0.022 (1.61)	0.020 (1.50)	0.020 (1.49)	0.018 (1.41)	0.018 (1.39)	0.019 (1.46)	0.018 (1.37)
STD_EBITDA	0.001 (0.06)	-0.001 (-0.07)	0.000 (0.01)	0.008 (0.48)	0.004 (0.23)	-0.004 (-0.25)	-0.005 (-0.32)
EARNINGS_AR1	0.107 *** (9.75)	0.107 *** (9.75)	0.106 *** (9.63)	0.103 *** (9.50)	0.103 *** (9.46)	0.107 *** (9.72)	0.106 *** (9.68)
定数項	0.087 * (1.85)	0.082 * (1.84)	0.079 (1.62)	0.079 * (1.88)	0.069 * (1.68)	0.082 * (1.80)	0.070 * (1.66)
観測数	1,222	1,222	1,222	1,233	1,232	1,222	1,222
修正 R ²	0.238	0.245	0.241	0.233	0.237	0.246	0.248

(注1) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で統計的に有意であることを示す。

(注2) カッコ内は、不均一分散に頑健なWhiteの標準誤差から計算したt値を示す。

(注3) 産業ダミーの推計結果は省略している。

また Bodnaruk and Östberg (2013) は、株主数とペイアウト政策の関係が単純な線形関係ではなく、株主数が企業のペイアウト水準に与える影響は通減することを報告しているが、株主数と配当平準化に関しても同様の関係が成り立つ可能性が考えられる。この点を考慮して、(1)の推計式に EX_SHBASE の二乗項を加えた推計を行っている。(3)に推計結果を示しているが、EX_SHBASE は(1)の結果から変化はなく有意に正のままである。EX_SHBASE² はパネル A・B ともに符号は負となっており、パネル

A は 10%水準、パネル B に関しては 5%水準で有意な値をとっている。この結果から、株主数が配当平準化に与える影響は逓減的である可能性が示唆される。

(4)および(5)は、機関投資家持株比率と株式持合比率のどちらか一方とコントロール変数を説明変数とした推計結果を示している。パネル A・B ともに INST の符号は正であるものの統計的に有意な値をとっておらず、この結果からは仮説 2 を棄却することはできない。この結果と先行研究の結果を合わせて考えると、日本において機関投資家は余剰資金が豊富で投資機会が乏しいような企業には規律付けの目的で配当水準を高めることを要求するが、配当の流列に関しては特に関心を払っていないといえるであろう。

CROSS の符号は負でパネル A は 5%、パネル B は 1%水準で統計的に有意な値をとっている。これは、株式持合比率が高い企業ほど配当が平準であることを示しており、仮説 3 を支持する結果といえる。(6)と(7)は、(4)と(5)それぞれに EX_SHBASE および EX_SHBASE と LOW_PR の交差項を加えた推計式の結果を示している。EX_SHBASE、EX_SHBASE*LOW_PR、INST、CROSS のいずれに関してもこれまでの推計結果と質的な違いはない。

次にコントロール変数の推計結果について言及する。パネル A では、EARNINGS_AR1 がすべての推計式で、RETURN_VOL、STD_EBITDA が一部の推計式で統計的に有意に正の値をとっており、PR と LN (AGE) はすべての推計式で有意に負の値をとっている。パネル B では、すべての推計式で MTB、EARNINGS_AR1 が有意に正の値をとっており、PR と LN (AGE) は有意に負の値を取っている。これらの結果から、利益の持続性が強い企業、配当水準が高い企業や社齢が高い企業ほど配当が平準な傾向にあることが示唆される。また RETURN_VOL は、パネル B では統計的な有意性はないものの、パネル A の推計結果と符号は同一で t 値も大きいことから、株式リターンのボラティリティが小さい企業ほど配当を平準化させる可能性も考えられる。コントロール変数の中で有意な結果が得られたものは米国における先行研究の結果と概ね類似している。

結果をまとめると次のとおりである。株主数は企業の配当平準化と強く関係しており、株主数が少ない企業ほど配当平準化が強い傾向にある。これは、株主数が少ないほど外部資金調達コストが高くなるために配当平準化を強めている可能性を示唆する。また、株式持合比率が高い企業ほど配当平準化が強い傾向にあるという仮説 3 を支持する結果は得られたが、機関投資家と配当平準化の関係について仮説 2 を棄却する結果は得られなかった。このことは、株式持合により経営者の規律付けが弱まることで、配当政策が経営者の便益のために利用される可能性を示唆している。加えて、日本の機関投資家は配当政策の目標として配当水準を重要視するものの、配当平準化はあまり重要視していないことが推察される。

(2) 自社株買いと総利益還元の平準化

1994 年 10 月の商法改正以降、度重なる制度変更を経て自社株買いは配当とともに一般的な利益還元手段となった。近年配当に自社株買いを加えた総利益還元をパイアウト政策の決定において重視する企業も増加しており、パイアウト政策を考える上で自社株買いの重要性は増している¹²。自社株買いの

12 日本においては、資生堂が 1999 年に初めてパイアウト政策の目標として総利益還元性向(総利益還元を連結当期純利益で除したものを)を導入している。

表 8 自社株買いに基づく平準化の比較

REP_TOTAL	配当のみ		総利益還元	
	LM-SOA	RV	LM-SOA	RV
第1五分位	0.283	0.423	0.300	0.497
第2五分位	0.227	0.359	0.292	0.537
第3五分位	0.226	0.366	0.527	1.829
第4五分位	0.224	0.369	0.568	2.243
第5五分位	0.256	0.420	0.589	2.777
t-stat (第1五分位 - 第5五分位)	-1.30	-0.08	10.70***	9.16***

(注1) 表中の最下段はt統計量、それ以外は各グループの平均値を表す。

(注2) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で統計的に有意であることを示す。

普及により配当平準化に影響が生じている可能性は十分考えられる上に、企業によっては配当ではなく総利益還元に焦点を当てて平準化政策を行っている可能性も考えられる。そこで本節では、わが国企業のペイアウト政策の動学について追加的な知見を得るために、自社株買いの利用が配当平準化に与える影響および総利益還元の平準化に関する分析を行う。

まず、配当および総利益還元の平準化と自社株買いの関係について分析する。一株当たり総利益還元額は、配当総額にネットの自社株買い額を足し合わせたものを株式分割等調整済の期末発行済株式数(自己株式除く)で除すことで算出している¹³。表8では、総利益還元額に占める自社株買い額の割合(REP_TOTAL)に基づきサンプルを5分割し各グループにおける配当平準化と総利益還元の平準化の比較を行っている¹⁴。表からわかるように、自社株買いを多く利用しているグループでは総利益還元の時系列の変動は配当に比べると非常に大きい。また、配当のみの場合はLM-SOA、RVともに第1五分位から第2五分位にかけて低下しているものの、それ以降大きな変化はなく、第4五分位から第5五分位にかけては逆に上昇している。総利益還元について見ると、REP_TOTALが増加するにつれてLM-SOAおよびRVも増加していることがわかる。また、第1五分位と第5五分位の平均値の差は総利益還元の平準化では有意であるが配当平準化では有意となっていない。以上の結果より、自社株買いの利用は総利益還元の平準化には大きな違いをもたらしている一方、配当平準化にはあまり影響を与えていないことがわかる¹⁵。

次に、総利益還元の平準化と企業属性の関係について分析を行う。被説明変数に総利益還元の平準化の指標(LM_SOAおよびRV)を用いて表7の(3)、(6)、(7)と同様の推計を行った結果を表9の(1)から(3)

13 ネットの自社株買い額は、キャッシュフロー計算書の項目の自己株式の取得による支出から自己株式の処分による収入を差し引いたものに-1を乗じたものである。なお、総利益還元額が負となる場合は0に置き換えている。

14 本節の分析では、目標総利益還元性向(総利益還元性向の分析期間中の中央値)が0以下または1以上の値をとる企業はサンプルから除外している。

15 自社株買いの割合ではなく、自社株買い額(対簿価総資産)を使用して同様の分析を行ったが、結果に違いは見られなかった。

表 9 総利益還元の平準化に関する回帰分析の結果

パネル A : 被説明変数が LM-SOA (総利益還元) の回帰分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EX_SHBASE	0.001 (0.09)	-0.011 (-0.94)	-0.018 (-1.54)	-0.004 (-0.35)	-0.013 (-1.21)	-0.021 * (-1.87)
EX_SHBASE*LOW_PR		0.077 *** (2.93)	0.077 *** (2.94)		0.064 *** (2.60)	0.065 *** (2.60)
EX_SHBASE ²	-0.001 (-0.09)			-0.002 (-0.21)		
INST		0.041 ** (2.54)			0.038 ** (2.48)	
CROSS			-0.020 * (-1.79)			-0.025 ** (-2.32)
MTB	0.068 *** (2.95)	0.067 *** (2.89)	0.073 *** (3.20)	0.067 *** (3.04)	0.065 *** (2.95)	0.071 *** (3.26)
CASH	0.043 *** (2.75)	0.034 ** (2.15)	0.040 ** (2.54)	0.032 ** (2.15)	0.024 (1.59)	0.028 * (1.89)
TOTAL_PR	-0.020 (-1.53)	-0.019 (-1.49)	-0.018 (-1.39)	-0.050 *** (-3.91)	-0.049 *** (-3.87)	-0.048 *** (-3.77)
SIZE	0.023 * (1.82)	-0.010 (-0.53)	0.021 * (1.68)	0.003 (0.21)	-0.028 (-1.56)	0.000 (0.01)
LN(AGE)	0.008 (0.61)	0.007 (0.48)	0.013 (0.93)	0.004 (0.34)	0.003 (0.22)	0.010 (0.79)
TANGIBILITY	-0.006 (-0.37)	-0.004 (-0.23)	-0.005 (-0.31)	-0.011 (-0.75)	-0.009 (-0.61)	-0.011 (-0.74)
RETURN_VOL	0.006 (0.44)	0.004 (0.28)	0.004 (0.25)	-0.024 * (-1.65)	-0.026 * (-1.78)	-0.027 * (-1.83)
STD_EBITDA	-0.015 (-0.97)	-0.021 (-1.33)	-0.019 (-1.20)	-0.016 (-1.05)	-0.022 (-1.39)	-0.021 (-1.35)
EARNINGS_AR1	0.042 *** (3.34)	0.040 *** (3.24)	0.041 *** (3.26)	0.035 *** (2.91)	0.034 *** (2.83)	0.034 *** (2.82)
REP_TOTAL				0.112 *** (10.39)	0.110 *** (10.35)	0.112 *** (10.42)
定数項	-0.007 (-0.07)	-0.024 (-0.19)	-0.017 (-0.15)	0.005 (0.04)	-0.010 (-0.08)	-0.004 (-0.04)
観測数	0.058	0.070	0.067	0.146	0.155	0.154
修正 R ²	1.197	1.197	1.197	1.197	1.197	1.197

(注1) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で統計的に有意であることを示す。

(注2) カッコ内は、不均一分散に頑健なWhiteの標準誤差から計算したt値を示す。

(注3) 産業ダミーの推計結果は省略している。

表 9 総利益還元の平準化に関する回帰分析の結果 (続き)

パネルB: 被説明変数がRV(総利益還元)の回帰分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EX_SHBASE	0.043 (0.54)	-0.085 (-1.16)	-0.106 (-1.45)	-0.001 (-0.02)	-0.109 (-1.56)	-0.132 * (-1.91)
EX_SHBASE*LOW_PR		0.644 ** (2.53)	0.645 ** (2.53)		0.523 ** (2.29)	0.523 ** (2.28)
EX_SHBASE ²	-0.072 (-0.71)			-0.086 (-0.93)		
INST		0.171 (1.42)			0.141 (1.27)	
CROSS			-0.015 (-0.18)			-0.066 (-0.81)
MTB	0.841 *** (4.51)	0.849 *** (4.45)	0.875 *** (4.64)	0.816 *** (4.73)	0.819 *** (4.67)	0.841 *** (4.83)
CASH	0.253 ** (2.04)	0.209 * (1.66)	0.242 * (1.96)	0.151 (1.34)	0.115 (1.01)	0.136 (1.21)
TOTAL_PR	-0.533 *** (-5.10)	-0.520 *** (-5.08)	-0.520 *** (-5.09)	-0.830 *** (-7.32)	-0.813 *** (-7.30)	-0.811 *** (-7.31)
SIZE	0.060 (0.61)	-0.087 (-0.60)	0.047 (0.49)	-0.131 (-1.44)	-0.254 * (-1.92)	-0.148 * (-1.69)
LN(AGE)	-0.019 (-0.16)	-0.024 (-0.21)	-0.014 (-0.12)	-0.059 (-0.53)	-0.061 (-0.56)	-0.040 (-0.37)
TANGIBILITY	-0.037 (-0.28)	-0.014 (-0.11)	-0.013 (-0.10)	-0.087 (-0.73)	-0.068 (-0.57)	-0.073 (-0.60)
RETURN_VOL	-0.120 (-1.14)	-0.130 (-1.26)	-0.127 (-1.23)	-0.412 *** (-3.88)	-0.414 *** (-3.96)	-0.417 *** (-3.94)
STD_EBITDA	-0.469 *** (-3.73)	-0.493 *** (-3.89)	-0.470 *** (-3.76)	-0.469 *** (-4.05)	-0.487 *** (-4.19)	-0.478 *** (-4.16)
EARNINGS_AR1	0.417 *** (4.35)	0.413 *** (4.31)	0.419 *** (4.34)	0.354 *** (4.04)	0.353 *** (4.01)	0.355 *** (4.00)
REP_TOTAL				1.062 *** (9.48)	1.048 *** (9.47)	1.053 *** (9.52)
定数項	0.959 * (1.69)	0.905 * (1.84)	0.951 * (1.72)	1.080 * (1.73)	1.052 * (1.87)	1.079 * (1.77)
観測数	0.098	0.107	0.105	1.195	0.236	0.235
修正 R ²	1.195	1.195	1.195	0.230	1.195	1.195

(注1) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で統計的に有意であることを示す。

(注2) カッコ内は、不均一分散に頑健なWhiteの標準誤差から計算したt値を示す。

(注3) 産業ダミーの推計結果は省略している。

に示している¹⁶。なお、ここでは配当性向 (PR) の代わりに総利益還元額を当期純利益で除した総利益還元性向 (TOTAL_PR) をコントロール変数として用いる¹⁷。主要な変数の係数の有意性は表 7 に比べ低下しているが、統計的に有意な値をとっている係数の全てが表 7 と同一の符号であることを踏まえると、前節と同様の解釈を総利益還元の平準化についても与えることができるであろう。ただし表 8 の結果に加え、パネル A・B とともに表 7 と比較するとモデルの説明力が 10% 程度低下していることを考慮すると、企業が配当ほど総利益還元については時系列の一貫性を重視していないことが推察される。INST がパネル A のみ有意な値をとっているが、これは機関投資家持株比率が高い企業ほどボラティルな自社株買いを実施していることを意味し、一時的な利益が生じた場合には自社株買いを実施することでペイアウトを調整するように機関投資家が要求している可能性が考えられる。(4)から(6)は、(1)から(3)に表 8 で用いた REP_TOTAL を加えた推計式の結果を示している。REP_TOTAL は有意に正の値をとっており他の変数と比べても大きいことがわかる。また、決定係数はパネル A・B とともに(1)から(3)に比べて 10% 前後上昇している。以上より、総利益還元の平準化は自社株買いの利用に大きく左右され、自社株買いを実施している企業の特性が分析結果に影響を与えていることが考えられる。

以上の結果をまとめると、自社株買いの普及により企業のペイアウト政策に変化が生じてはいるものの、配当平準化に大きな影響を与えているとは言い難い。また、企業は配当ほど総利益還元の平準化には関心を払っておらず、総利益還元の平準化と株主層に関連する変数の関係は配当平準化のときほど強くはない。

(3) 分析結果の頑健性の確認

本節では、これまでの分析結果の頑健性を確認するために以下の分析を行っている。企業ごとの配当平準化の指標を正確に推計するためには長期の時系列データを使用することが望ましいとされる。本稿では、配当平準化の指標として LM-SOA や RV を用いることで短期の時系列データを扱う際に生じる小標本バイアスに対処しているが、期間を延長することにより分析結果の頑健性および信頼性を確認することの意義は大きいと考えられる。そこで、分析期間を延長しても表 7 と同様の結果が得られるかどうかを確認する。ただし利用するデータソースの関係上、機関投資家持株比率および株式持合比率に関するデータを遡って入手することが困難であるため、ここでは EX_SHBASE に関してのみ表 7 と同様の分析を行う。分析期間は、1997 年 6 月の株式消却特例法により取締役会の決議のみで自社株買いが実施可能となり、自社株買いを実施する企業が増加し始めた 1998 年 3 月期から 2013 年 3 月期までの 16 年間とする。なお、ここではサンプル抽出における有配および黒字年数の条件は 8 年以上としている。結果を表 10 に示している。(1)および(4)を見ると、EX_SHBASE は LM-SOA および RV の両指標で有意に正の値をとっている。また(2)と(5)から、LM-SOA に関しては有意ではないものの LOW_PR

16 総利益還元の RV は、分布の上 1% に相当する観測値が 35.837 で配当の RV の 1.975 に比べて非常に大きい値をとるため、RV についてのみ上 2% に相当する観測値で置き換えを行っている。

17 連結ベースのキャッシュフロー計算書しか開示していない企業が存在するため、当期純利益もこれに合わせ連結ベースのものを使用している。

表10 分析結果の頑健性の検証

	被説明変数：LM-SOA			被説明変数：RV		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EX_SHBASE	0.016 *** (3.69)	0.014 *** (3.15)	0.016 *** (3.68)	0.020 ** (2.04)	0.004 (0.38)	0.021 ** (2.08)
EX_SHBASE*LOW_PR		0.008 (0.67)			0.082 ** (2.46)	
EX_SHBASE ²			-0.000 (-0.02)			-0.004 (-0.32)
MTB	0.005 (0.48)	0.005 (0.47)	0.005 (0.48)	0.094 *** (4.00)	0.094 *** (3.96)	0.094 *** (4.00)
CASH	-0.006 (-0.99)	-0.006 (-1.03)	-0.006 (-0.99)	0.060 *** (3.71)	0.058 *** (3.58)	0.060 *** (3.73)
PR	-0.030 *** (-6.14)	-0.030 *** (-6.14)	-0.030 *** (-6.13)	-0.089 *** (-7.75)	-0.089 *** (-7.82)	-0.090 *** (-7.76)
SIZE	-0.001 (-0.14)	-0.000 (-0.09)	-0.001 (-0.13)	0.014 (1.12)	0.016 (1.34)	0.015 (1.14)
LN(AGE)	0.011 ** (2.11)	0.011 ** (2.03)	0.011 ** (2.09)	-0.001 (-0.06)	-0.004 (-0.34)	-0.001 (-0.10)
TANGIBILITY	-0.003 (-0.40)	-0.003 (-0.40)	-0.003 (-0.40)	0.010 (0.66)	0.010 (0.64)	0.010 (0.67)
RETURN_VOL	0.021 *** (3.52)	0.021 *** (3.54)	0.021 *** (3.51)	0.024 * (1.84)	0.026 ** (1.97)	0.024 * (1.83)
STD_EBITDA	0.032 *** (4.28)	0.032 *** (4.26)	0.032 *** (4.28)	0.049 ** (2.33)	0.045 ** (2.24)	0.049 ** (2.33)
EARNINGS_AR1	0.029 *** (5.98)	0.029 *** (5.99)	0.029 *** (5.95)	0.084 *** (7.98)	0.086 *** (8.17)	0.084 *** (7.90)
定数項	0.120 *** (5.22)	0.120 *** (5.18)	0.120 *** (5.22)	0.265 *** (5.88)	0.261 *** (5.59)	0.264 *** (5.90)
観測数	1,009	1,009	1,009	1,009	1,009	1,009
修正 R ²	0.279	0.279	0.278	0.323	0.331	0.322

(注1) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で統計的に有意であることを示す。

(注2) カッコ内は、不均一分散に頑健なWhiteの標準誤差から計算したt値を示す。

(注3) 産業ダミーの推計結果は省略している。

と EX_SHBASE の交差項の係数も正である。これらの結果は係数の大きさも含め表 7 の結果と類似している。ただし、(3)および(6)を見ると EX_SHBASE² の符号は表 7 と同じく負であるものの統計的に有意ではなくなっており、EX_SHBASE の影響が逡減する点に関しては頑健な結果とは言いがたい。コントロール変数についても表 7 とは多少の違いが見られるものの大きく異なるとはいえず、表 7 の結果が分析期間を延長しても頑健であることがわかる。

次に、分析に使用する変数を変えても結果に違いが生じないかを確認する。花枝・芹田(2008)は、連結決算開示企業の 44.2% は単独決算、45.6% は連結決算の財務諸表を配当決定時に重要視していることを報告しており、近年では配当の決定に連結財務諸表を重視する企業が増加傾向にある。表 7 の

分析では、当期純利益は単独決算のものを使用していたが、この点を考慮し、連結の財務諸表を開示している企業については連結財務諸表の当期純利益を使用して配当平準化を推計した。そして、表 7 と同様の分析を行ったが、分析結果に大きな違いは確認できなかった。また、企業の一時的な利益増加を反映すると考えられる記念配当や特別配当を含めた一株当たり配当額を用いて配当平準化の指標を推計し同様の分析を行ったが、こちらも結果に大きな違いは生じなかった。

最後に、異なる推計手法を用いても結果が頑健であるかどうかを確認する。SOA は実際に推計すると 0 未満または 1 を超える値をとりうるが、概念上は 0 以上 1 以下の値に収まる。この点を考慮して、下限を 0 上限を 1 としてトービット・モデルで推計を行ったが、OLS で推計した表 7 の結果と大きく異なることはなかった。

6 結論

本稿は、わが国における配当平準化の実態や実施理由について新たな知見を得るため、特に企業の株主層に着目して分析を行った。得られた結果は以下のとおりである。まず、株主層全体の規模を表す株主数に関しては、株主数が少ない企業ほど配当平準化が強い傾向にあることが確認された。次に株主構成については、機関投資家持株比率と配当平準化の間には有意な関係が確認できなかった一方で、株式持合比率が高い企業ほど配当平準化が強い傾向にあることを確認した。また、自社株買いを考慮して分析を拡張したところ、自社株買いを積極的に利用している企業ほど総利益還元（配当に自社株買いを加えたもの）の変動が大きい傾向にあるが、配当平準化とは関連がないことが見出された。回帰分析からは、総利益還元の平準化についても配当平準化と同様の説明が一部については可能ではあるが、全体的に説明力が低下していること、機関投資家の存在が大きい企業ほど自社株買いを機動的に実施し、総利益還元の調整を速めていることが確認された。

配当平準化に関する研究は、わが国においてはこれまで殆ど行われてきておらず今後さらなる研究の進展が望まれる。配当平準化の研究に関して例えば以下の拡張が考えられる。一つ目は、企業が目標とする配当水準として違う指標を用いることである。本稿では、目標配当性向として期間中の配当性向の中央値を使用しているが、この指標では真の目標水準を捉えられていない可能性もある。この点を考慮して、目標とする配当性向や総利益還元性向を公表している企業にサンプルを限定し、公表している目標値を用いて配当平準化の指標を推計する方法も考えられる。二つ目は、配当平準化と他の企業行動との関係についてである。本稿は、配当平準化の実態や実施理由を明らかにすることを目的としていたため、配当平準化が他の企業行動に影響を与えるか否かについては検証していないが、配当平準化は他の企業行動とも密接に関連している可能性が高い。例えば Brav et al. (2005) では、配当平準化が企業の投資や資金調達とも関連している可能性が示唆されているが、投資・資金調達行動以外にも企業の雇用調整などが配当平準化と関連している可能性も考えられる。これらの企業行動と配当平準化の連関について研究することは、企業金融の領域以外の研究の進展にも資する可能性があり非常に重要な研究テーマとなるであろう。以上については、今後の研究課題としたい。

【参考文献】

- [1] 萩島誠治 (2001), 「日本の株式持ち合いと株価」, 『証券アナリストジャーナル』, Vol.39, No.7, 69-91 頁。
- [2] 久保克行・齋藤卓爾 (2009), 「配当政策と経営者持株—エントレンチメントの観点から—」, 『経済研究』,

- Vol.60, No.1, 47-59 頁。
- [3] 佐々木寿記 (2010),「ペイアウト政策と機関投資家持分比率の相互関係」,『証券アナリストジャーナル』, Vol.48, No.12, 102-112 頁。
- [4] 芹田敏夫・花枝英樹・佐々木隆文 (2011),「日本企業のペイアウト政策と株式分割—機関投資家へのサーベイ調査による実証分析—」,『経営財務研究』, Vol.31, No.1, 2-25 頁。
- [5] 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』, Vol.24, 129-160 頁。
- [6] Aivazian, V. A., L. Booth and S. Cleary (2006), “Dividend Smoothing and Debt Ratings,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.41, No.2, pp.439-453.
- [7] Allen, F., A. E. Bernardo and I. Welch (2000), “A Theory of Dividends Based on Tax Clienteles,” *Journal of Finance*, Vol.55, No.6, pp.2499-2536.
- [8] Almeida, H., M. Campello and M. S. Weisbach (2004), “The Cash Flow Sensitivity of Cash,” *Journal of Finance*, Vol.59, No.4, pp.1777-1804.
- [9] Barclay, M. J., and C. W. Smith Jr (1988), “Corporate Payout Policy: Cash Dividends versus Open-Market Repurchases,” *Journal of Financial Economics*, Vol.22, No.1, pp.61-82.
- [10] Bates, T. W., K. M. Kahle and R. M. Stulz (2009), “Why Do U.S. Firms Hold So Much More Cash than They Used To?” *Journal of Finance*, Vol.64, No.5, pp.1985-2021.
- [11] Bhattacharya, S. (1979), “Imperfect Information, Dividend Policy, and ‘the Bird in the Hand’ Fallacy,” *Bell Journal of Economics*, Vol.10, No.1, pp.259-270.
- [12] Bodnaruk, A., and P. Östberg (2013), “The Shareholder Base and Payout Policy,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.48, No.3, pp.729-760.
- [13] Brav, A., J. R. Graham, C. R. Harvey and R. Michaely (2005), “Payout Policy in the 21st Century,” *Journal of Financial Economics*, Vol.77, No.3, pp.483-527.
- [14] Brennan, M. J., and A. V. Thakor (1990), “Shareholder Preferences and Dividend Policy,” *Journal of Finance*, Vol.45, No.4, pp.993-1018.
- [15] 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*, Vol.53, No.3, pp.879-904.
- [16] Easterbrook, F. H. (1984), “Two Agency-Cost Explanations of Dividends,” *American Economic Review*, Vol.74, No.4, pp.650-659.
- [17] Fama, E. F., and H. Blasiak (1968), “Dividend Policy: An Empirical Analysis,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol.63, No.324, pp.1132-1161.
- [18] Fama, E. F., and J. D. MacBeth (1973), “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests,” *Journal of Political Economy*, Vol.81, No.3, pp.607-636.
- [19] Fudenberg, D., and J. Tirole (1995), “A Theory of Income and Dividend Smoothing Based on Incumbency Rents,” *Journal of Political Economy*, Vol.103, No.1, pp.75-93.
- [20] Grullon, G., G. Kanatas and J. P. Weston (2004), “Advertising, Breadth of Ownership, and Liquidity,” *Review of Financial Studies*, Vol.17, No.2, pp.439-461.
- [21] Grullon, G., R. Michaely and B. Swaminathan (2002), “Are Dividend Changes a Sign of Firm

- Maturity?" *Journal of Business*, Vol.75, No.3, pp.387-424.
- [22] Gugler, K. (2003), "Corporate Governance, Dividend Payout Policy, and the Interrelation between Dividends, R&D, and Capital Investment," *Journal of Banking and Finance*, Vol.27, No.7, pp.1297-1321.
- [23] Guttman, I., O. Kadan and E. Kandel (2010), "Dividend Stickiness and Strategic Pooling," *Review of Financial Studies*, Vol.23, No.12, pp.4455-4495.
- [24] Holmström, B., and J.Tirole (1993), "Market Liquidity and Performance Monitoring," *Journal of Political Economy*, Vol.101, No.4, pp.678-709.
- [25] Hu, A., and P. Kumar (2004), "Managerial Entrenchment and Payout Policy," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.39, No.4, pp.759-790.
- [26] Jensen, M. C. (1986), "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Review*, Vol.76, No.2, pp.323-329.
- [27] John, K., and J. Williams (1985), "Dividends, Dilution, and Taxes: A Signalling Equilibrium," *Journal of Finance*, Vol.40, No.4, pp.1053-1070.
- [28] Kumar, P. (1988), "Shareholder-Manager Conflict and the Information Content of Dividends," *Review of Financial Studies*, Vol.1, No.2, pp.111-136.
- [29] Kumar, P., and B. S. Lee (2001), "Discrete Dividend Policy with Permanent Earnings," *Financial Management*, Vol.30, No.3, pp.55-76.
- [30] 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*, Vol.55, No.1, pp.1-33.
- [31] Leary, M. T., and R. Michaely (2011), "Determinants of Dividend Smoothing: Empirical Evidence," *Review of Financial Studies*, Vol.24, No.10, pp.3197-3249.
- [32] Lintner, J. (1956), "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes," *American Economic Review*, Vol.46, No.2, pp.97-113.
- [33] Merton, R. C. (1987), "A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information," *Journal of Finance*, Vol.42, No.3, pp.483-510.
- [34] Michaely, R., and M. R. Roberts (2012), "Corporate Dividend Policies: Lessons from Private Firms," *Review of Financial Studies*, Vol.25, No.3, pp.711-746.
- [35] Miller, M. H., and K. Rock (1985), "Dividend Policy under Asymmetric Information," *Journal of Finance*, Vol.40, No.4, pp.1031-1051.
- [36] Rozeff, M. S. (1982), "Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios," *Journal of Financial Research*, Vol.5, No.3, pp.249-259.