



| | |
|----|----------|
| ID | JJF00278 |
|----|----------|

| | |
|-----|---|
| 論文名 | 配当の情報効果と利益持続性，利益調整行動に関する実証分析 |
| | The information content of dividends, earnings persistence, and earnings management |
| 著者名 | 青木康晴 |
| | Yasuharu Aoki |
| ページ | 35-55 |

| | |
|------|---------------------------|
| 雑誌名 | 経営財務研究 |
| | Japan Journal of Finance |
| 発行巻号 | 第31巻第1号 |
| | Vol.31 / No. 1 |
| 発行年月 | 2011年6月 |
| | Jun. 2011 |
| 発行者 | 日本経営財務研究学会 |
| | Japan Finance Association |
| ISSN | 2186-3792 |

配当の情報効果と利益持続性，利益調整行動に関する実証分析*

青木 康晴
(名古屋商科大学)

要 旨

本稿では、配当政策と利益持続性の関係、およびその背後にある経営者の会計的裁量行動（利益調整）について分析を行った。その結果、①有配企業は無配企業よりも利益持続性が高く、②有配企業の中でもとりわけ増配企業の利益持続性が高く、③増配企業の利益持続性の一部は利益調整によって一時的に高められている、という証拠が得られた。

キーワード：配当政策 配当の情報効果 利益持続性 利益調整 裁量的会計発生高

1 はじめに

本稿の目的は、配当政策と利益持続性の関連性、およびその背後にある経営者の会計的裁量行動（利益調整）に関する仮説を設定し、検証することである。具体的には、 $t-1$ 期と t 期の配当金額に基づいて企業の配当政策を分類し、 t 期から $t+1$ 期にかけての利益持続性および $t+1$ 期における利益調整について分析を行う。

Skinner and Soltes (2011) は、配当の持つ情報伝達機能と保守性を踏まえて、有配企業と無配企業で利益持続性がどのように異なるかを検証している。その結果、米国においては、有配企業の利益は無配企業の利益よりも持続性が高いという証拠を得ている。Denis and Osobov (2008) や野間 (2010) が指摘しているように、日本は他の先進諸国に比べて有配企業の比率が高い。したがって、日本企業を対象とした分析においては、配当を支払っているか否かだけでなく、より細かく企業の配当政策を分類することが可能である。そこで本稿では、有配企業を 4 つ（増配、配当開始、安定配当、減配）に分類し、利益持続性を比較する。その結果、有配企業は無配企業よりも利益持続性が高く、有配企業の中でもとりわけ増配企業の利益持続性が高いという証拠が提示される。

* 本稿は、一橋大学大学院商学研究科を中核拠点としたグローバル COE プログラム（『日本企業のイノベーション－実証的経営学の教育研究拠点』）から、研究活動支援経費の支給を受けて進められた研究成果の一部である。同プログラムからの経済的な支援にこの場を借りて感謝したい。また、本稿の執筆にあたり、中野誠（一橋大学）、野間幹晴（一橋大学）、佐々木寿記（名古屋商科大学）の各氏、さらに本誌の翟林瑜編集委員長および 2 名のレフェリーの方から有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げます。

つづいて本稿では、利益持続性の背後にある利益調整について分析を行う。現行の発生主義会計の下では、利益計算の前提となる会計手続きの選択や見積りに関して、経営者にある程度の裁量の余地が与えられている。したがって経営者は、自身が目標とする利益を達成するために、利益を恣意的に操作する可能性がある。

増配企業の経営者は、増配によって上昇した株価の下落を防ぐため減益を回避しようとする一方で、更なる増配要求を回避するため大幅な増益も好ましくないと考えている可能性がある。そこで本稿では、裁量的会計発生高によって利益調整の程度を測定し、配当政策と利益調整の関係を分析する。その結果、増配企業は、利益調整によって、増配した翌期 ($t+1$ 期) の利益を増配期 (t 期) の水準に近づけようとするという証拠が提示される。こうした検証結果は、増配直後における利益持続性の一部が、経営者の会計的裁量行動によって一時的に高められている可能性を示唆している。

筆者の知る限り、増配企業は有配企業の中でもとりわけ利益持続性が高い点、およびその背後に利益調整が潜んでいる可能性については、いずれも先行研究で指摘されていない。これらの点に関する実証的証拠を提示したことは、本稿の貢献といえるだろう。本稿の構成は次の通りである。第 2 節では、先行研究を踏まえて仮説を設定する。第 3 節では、サンプルの抽出と分析手法について説明する。第 4 節では、実証結果を詳述する。第 5 節では、結論と今後の研究課題について述べる。

2 仮説の設定

本稿ではまず、配当政策と利益持続性の関係について 2 つの仮説を設定する。最初の仮説は、主として Skinner and Soltres (2011) に基づいている。配当政策は、経営者の将来利益に対する見通しを、投資家に伝達する機能を有する。こうした配当の情報効果は、Miller and Modigliani (1961) によって初めて指摘され、Miller and Rock (1985) においてより詳細な議論が行われている (Allen and Michaely 2003)。Skinner and Soltres (2011) によれば、この効果の最も一般的な解釈は企業の配当変化が将来の利益変化に関する情報を提供するというものであるが、これを裏付ける強固な実証的証拠は得られていない。

Skinner and Soltres (2011) は、この要因の 1 つとして、企業の配当政策は変化が小さく、保守的であることを挙げている。Damodaran (2006) は、1989 年から 2003 年における米国企業の配当政策を調査し、企業が配当を頻繁には変更しないことを明らかにしている。経営者は、高い配当水準を維持するだけの好業績を将来にわたって達成し続けることに不安を感じていれば、なかなか増配しようとはしないと考えられる。また、株価の下落を招く可能性があるため、減配も回避したいであろう。こうした理由によって、配当は「硬直的 (sticky)」になる (Damodaran 2006, p.452)。

Skinner and Soltres (2011) は、こうした配当の特性を考慮して、配当が提供するのは将来利益の変化に対する情報ではなく、利益持続性 (earnings persistence) に関する情報ではないか、という観点から仮説を構築している。そして、1974 年から 2005 年における米国企業のデータを用いて検証した結果、 t 期に配当を実施した企業 (有配企業) は、実施しなかった企業 (無配企業) よりも t 期から $t+1$ 期にかけての利益持続性が高いという証拠を得ている¹。

配当の硬直性は、日本でも確認されている (野間・本多 2005)。そこで本稿では、Skinner and Soltres (2011) と同様の仮説 1 を、日本企業のデータを用いて検証する。

仮説 1：t 期に配当を実施した企業（有配企業）は、実施しなかった企業（無配企業）よりも、t 期から t+1 期にかけての利益持続性が高い。

つづいて、有配企業の中でも増配を実施した企業に注目し、利益持続性に関する 2 つめの仮説を設定する。Brav et al. (2005) は、米国企業を対象として、ペイアウト政策に関するサーベイ調査を行っている。そこでは、回答者の 8 割が配当の情報効果を認めている。また、回答者（有配企業に限定）の 71.9% が、配当政策に影響を与える重要な要因として、将来利益の安定性（stability of future earnings）を挙げている。日本企業を対象とした花枝・芹田（2008）による調査でも、「増配は、投資家に対して、将来の利益増大という経営者の持っている内部情報の伝達効果を持つ」という命題に対して、回答者の約 6 割が賛同している。また、回答者の約 8 割が、配当を決定する際、純利益の長期的に持続可能な変化が重要だと考えている²。

こうしたサーベイ調査の結果や前述した Damodaran（2006）の議論を踏まえると、経営者は、高い配当水準を維持するだけの利益を将来にわたって計上できるという確信を得て初めて、増配に踏み切ると考えられる。したがって、t 期に増配を実施した企業（増配企業）は、有配企業の中でもとりわけ t 期から t+1 期にかけての利益持続性が高いと予想される。

配当の情報効果を考慮すると、同額の配当を継続的に支払う、いわゆる安定配当企業の方が、利益持続性が高いと予想することもできる。しかし、Brav et al. (2005) によれば、経営者は市場からの評価に関して、増配と減配の間に非対称性が存在すると考えているという。すなわち、経営者は増配による報奨よりも、減配によるペナルティの方が大きいという認識を持っているのである。安定配当企業の中には、将来利益の見通しとは無関係に、減配による株価の下落を回避したいという理由で配当を続けている企業が含まれている可能性がある。だとすれば、そういった企業の利益持続性は、増配企業に比べて低いと考えられる。

以上の議論を踏まえて、仮説 2 を設定する。

仮説 2：t 期に増配を実施した企業（増配企業）は、他の有配企業や無配企業よりも、t 期から t+1 期にかけての利益持続性が高い。

3 つめの仮説は、利益持続性の背後にある利益調整に関するものである。利益調整（earnings management）は、「一般に認められた会計基準の範囲内において、経営者が特定の目的を達成するた

-
- 1 Skinner and Soltres (2011) より以前に配当政策と利益持続性の関係を検証した研究に、Kormendi and Zarowin (1996) がある。彼らは、企業の配当行動に関する永続利益（permanent earnings）モデルをベースとした実証分析を実施し、配当反応係数（dividend response coefficients：期待外利益に対する配当変化の程度）と利益持続性の間に、正の相関関係があるという証拠を得ている。こうした実証結果は、企業の経営者が、長期的な利益推移を踏まえて配当政策を決定していることを示唆している。
 - 2 花枝・芹田（2008）は、配当に関する情報効果以外の仮説（フリーキャッシュフロー仮説、ペッキングオーダー仮説、ライフサイクル仮説）についてもサーベイ調査を実施しているが、それらを支持する十分な回答は得られていない。そこで本稿では、日本企業の多くの経営者は配当の情報効果を認識したうえで配当政策を決定している、という前提に立って仮説を構築する。

めに行う会計的裁量行動」と定義される（首藤 2010, 1 頁）。現行の利益計算の体系は、発生主義会計と呼ばれている。発生主義とは「現金の受払いとは関係なく、収益または費用をその発生を意味する経済的事実に基づいて計上する基準」（飯野 1993, 11-12 頁）を指し、現金収支に基づいて利益を計算する現金主義と対比される。発生主義会計の下では、利益計算の前提となる会計手続きの選択や見積もりに関して、経営者にある程度の裁量の余地が与えられている。したがって経営者は、自身が目標とする利益を達成するために、利益を恣意的に操作する可能性がある³。

先行研究では、企業は増配を公表することによって、プラスの異常リターンを享受するという証拠が示されている（Pettit 1972; Benartzi et al. 1997; 諏訪部 2006; 石川 2009 など）。これは、株式市場が増配を将来業績に対する経営者の自信と捉え、高く評価したためだと考えられる。しかしそれは同時に、増配実施後にこうした企業の利益が減少した場合、株式市場が失望し、株価が大幅に下落する危険があることを示唆している。増配企業の経営者が配当の情報効果、そして増配に対する株式市場の反応を認識しているとすれば、それは利益調整の動機となり得る。すなわち、増配時の利益水準を維持できると確信して増配を実施したものの、大幅な減益になりそうな場合、株価の下落を恐れて増加型の利益調整を実施する可能性がある。

一方で増配企業は、増配実施後の大幅な増益を避けるインセンティブを持つと考えられる。これには 2 つの理由がある。1 つは、更なる増配要求を回避するためである。増配実施後に大幅な増益を達成してしまうと、株主がより多くの配当を要求してくるかもしれない。経営者が将来利益の見通しに不安を感じていれば、増配要求を回避するために、利益調整によって増配期に近い水準まで利益を引き下げると予想される。

いま 1 つは、将来の業績悪化に備えて直近の利益を減少させる可能性である。本稿で利益調整の尺度に用いる裁量的会計発生高は、将来的に反転するという性質を持っている（岡部 2004）。すなわち、直近の決算でマイナスの裁量的会計発生高を計上すれば、将来期間にそれが反転し、プラスの裁量的会計発生高として利益の増加をもたらす。増配企業は、増配した翌期の利益が増配期の利益を大きく上回りそうな場合には、将来の業績悪化に備えて利益を引き下げることがある。

以上の議論を踏まえると、仮説 2 で予想された増配企業における高い利益持続性の背後に、経営者による会計的裁量行動が潜んでいる可能性がある。Benartzi et al. (1997) や諏訪部 (2006) では、増配企業が（増配後に）増益を達成する確率は、配当を変更しなかった企業に比べて高いという証拠が提示されている。しかし、こうした現象と利益調整の関連性については分析されていない。また青木 (2011) は、増益下で増配を実施した企業が利益調整を通じて減益を回避し、かつ当期純利益を前期（増配期）の水準に近づけようとするという証拠を提示している。しかし青木 (2011) では、利益ヒストグラム分析⁴によって利益調整の有無は確認されているものの、その具体的な手法や程度については検討されていない。そこで本稿では、これまでの議論を踏まえて仮説 3 を設定し、裁量的会計発生高を

3 代表的な利益ベンチマークとして、赤字回避や減益回避、アナリストもしくは経営者自身による予想利益の達成が挙げられる（Burgstahler and Dichev 1997; Brown 2001; 首藤 2000; 野間 2004 など）。

4 利益ヒストグラム分析とは、利益額や利益変化額の分布図を作成し、ゼロ付近で異常な形状がみられた場合に、利益調整が行われていると判断する手法を指す。これは、Burgstahler and Dichev (1997) で初めて用いられた利益調整の分析手法である。

利益調整の尺度に用いて検証を行う。

仮説 3：t 期に増配を実施した企業（増配企業）は、裁量的会計発生高を利用して、増配した翌期（t+1 期）の純利益を増配期（t 期）の水準に近づけようとする。

3 リサーチ・デザイン

3.1 サンプルの抽出

本稿で使用するデータは、日経 NEEDS より入手する。大きく 2 つの理由から、連結決算中心主義に移行後の期間のみを分析期間とする。1 つは、連結キャッシュフロー計算書において開示される、営業活動によるキャッシュフローを分析に用いるためである。いま 1 つは、連結決算中心主義への移行前後における、利益調整行動の変化の影響 (Shuto 2009) を回避するためである。そしてサンプルとして、全上場企業⁵のうち以下の条件を満たし、検証に必要な財務データがすべて入手可能なものを抽出する。

- ① 金融、証券、保険業を除く一般事業会社。
- ② 連結財務諸表を作成している。
- ③ 決算月数が 12 ヶ月。
- ④ 発行済株式数変化率が 0.8 以上 1.2 以下。
- ⑤ 各年につき 10 社以上の企業が含まれる業種（日経業種中分類）に属する。

条件①は、財務諸表の構成が他業種と大きく異なる業種に属する企業を除くためのものである。また、有配企業における前期配当額（青木 2008）など、連結財務諸表と個別財務諸表では利益ベンチマークが異なる可能性があるため、条件②を付す。条件③は、決算月数の違いが財務データに及ぼす影響を回避するためのものである。条件④は、石川（2007）と同様、株式分割による実質的な増配の影響を緩和するためのものである。条件⑤は、本節 3.4 で詳述する、非裁量的会計発生高の推定モデルの安定性を確保するために付されるものである。

これらの条件に加えて、分析に用いられる各変数の上下 1%（有利子負債比率および持株比率については上位 1% のみ）を外れ値とみなし、サンプルから除外する。その結果、本稿の分析期間は 2000 年 3 月期から 2009 年 9 月期まで、サンプル数は 18,395 となった。

3.2 配当政策に基づくサンプルの分類方法

本稿では、2 期間（t 期と t-1 期）の 1 株当たり配当金額（以下、DPS）に基づいて、サンプルを分類する。まず、サンプル全体を t 期に配当を支払っているか否かに基づいて有配企業と無配企業に分類する。さ

5 東京、大阪、名古屋証券取引所のいずれかに上場している企業、さらに新興市場（ジャスダック、マザーズ、ヘラクレス）に上場している企業も含む。

6 石川（2007）によれば、「記念配当にも、普通配当ほどではないが、相当程度の『拘束性』が備わっている」という（233 頁）。そこで本稿では、記念配当も含んだ 1 株当たりの配当金額を分析に用いることとする。

らに、有配企業を 4 つのグループ（増配、配当開始、安定配当、減配）に、無配企業を 2 つのグループ（配当停止、連続無配）にそれぞれ分類する⁶。本稿では、これら 6 つのグループを配当グループと呼ぶことにする。各配当グループの定義は以下の通りである。

- (A) 有配： $DPS_t > 0$
 - a) 増配： $DPS_t > DPS_{t-1} > 0$
 - b) 配当開始： $DPS_t > DPS_{t-1} = 0$
 - c) 安定配当： $DPS_t = DPS_{t-1} > 0$
 - d) 減配： $DPS_{t-1} > DPS_t > 0$
- (B) 無配： $DPS_t = 0$
 - e) 配当停止： $DPS_{t-1} > DPS_t = 0$
 - f) 連続無配： $DPS_{t-1} = DPS_t = 0$

表 1 には、本稿で用いるサンプルの内訳が示されている。これをみると、サンプル全体に占める有配企業の割合は 87% であり、いずれの年においても約 8 割から 9 割の企業が配当を実施していることがわかる。これは、先行研究（Denis and Osobov 2008; 野間 2010）とも整合的な水準である。有配企業の中で最も多いのは安定配当（サンプル全体の 45%）であり、それに増配（同 30%）、減配（同 10%）、配当開始（同 3%）が続いている。無配企業はサンプル全体の 13% を占めるが、そのほとんどは 2 年連続で配当を実施しておらず（同 10%）、配当停止はサンプル全体の 3% を占めるにとどまる。

表 1 分析サンプルの内訳

| 年 | 有配 | | | | 無配 | | 合計 |
|------|-------------|----------|-------------|-------------|----------|-------------|--------|
| | 増配 | 配当開始 | 安定配当 | 減配 | 配当停止 | 連続無配 | |
| 2000 | 393 (22%) | 62 (4%) | 848 (48%) | 162 (9%) | 58 (3%) | 230 (13%) | 1,753 |
| 2001 | 423 (20%) | 53 (3%) | 1,025 (49%) | 235 (11%) | 70 (3%) | 269 (13%) | 2,075 |
| 2002 | 268 (13%) | 47 (2%) | 1,023 (48%) | 380 (18%) | 130 (6%) | 274 (13%) | 2,122 |
| 2003 | 415 (20%) | 109 (5%) | 1,082 (51%) | 201 (9%) | 40 (2%) | 272 (13%) | 2,119 |
| 2004 | 671 (32%) | 116 (6%) | 930 (44%) | 141 (7%) | 34 (2%) | 198 (9%) | 2,090 |
| 2005 | 867 (43%) | 68 (3%) | 781 (39%) | 129 (6%) | 23 (1%) | 143 (7%) | 2,011 |
| 2006 | 852 (41%) | 55 (3%) | 809 (38%) | 208 (10%) | 35 (2%) | 143 (7%) | 2,102 |
| 2007 | 877 (40%) | 54 (2%) | 854 (39%) | 212 (10%) | 35 (2%) | 138 (6%) | 2,170 |
| 2008 | 684 (35%) | 38 (2%) | 851 (44%) | 215 (11%) | 47 (2%) | 118 (6%) | 1,953 |
| 合計 | 5,450 (30%) | 602 (3%) | 8,203 (45%) | 1,883 (10%) | 472 (3%) | 1,785 (10%) | 18,395 |

(注) 配当政策は、1株当たり配当金額 (DPS) に基づいて次のように定義されている。有配： $DPS_t > 0$ 、増配： $DPS_t > DPS_{t-1} > 0$ 、配当開始： $DPS_t > DPS_{t-1} = 0$ 、安定配当： $DPS_t = DPS_{t-1} > 0$ 、減配： $DPS_{t-1} > DPS_t > 0$ 、無配： $DPS_t = 0$ 、配当停止： $DPS_{t-1} > DPS_t = 0$ 、連続無配： $DPS_{t-1} = DPS_t = 0$ 。

3.3 利益およびキャッシュフローの持続性分析

本稿ではまず、配当政策の違いによって利益持続性がどのように異なるかを分析する。利益持続性は、(1) 式の α_1 で推定される (Dichev and Tang 2009)。ここで、 E_t は t 期の純利益を、 A_t は t 期の総資産をそれぞれ表す。

$$E_{t+1}/A_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_t/A_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

α_1 が 1 に近いほど、 $t+1$ 期の利益に対する t 期の利益の説明力が高く、利益持続性が高いといえる。本稿では、有配企業と無配企業、そして配当グループ間で α_1 の大きさを比較する。本稿の仮説によれば、有配企業は無配企業よりも利益持続性が高く (仮説 1)、とりわけ増配企業の利益は有配企業の中でも持続性が高い (仮説 2) と予想される。

利益持続性の差の検定は、Dichev and Tang (2009) と同様の手法によって行う。すなわち、たとえば A グループと B グループの利益持続性の差を検定する場合、両グループに含まれるサンプルを対象として、以下の (2) 式を推定する。ここで $ADUM_t$ は、A グループに含まれるサンプルであれば 1、そうでなければ 0 となるダミー変数を表す。そして、交差項の係数 α_3 が有意な値であれば、両グループの持続性の差は有意であると判断される。

$$E_{t+1}/A_t = \alpha_0 + \alpha_1 ADUM_t + \alpha_2 E_t/A_t + \alpha_3 ADUM_t * E_t/A_t + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

前述のように、発生主義に基づく会計利益は、経営者による会計的裁量行動 (利益調整) の影響を受ける可能性がある。そこで本稿では、利益持続性の違いがどの程度、利益調整の影響を受けないキャッシュフローの持続性の違いによるものかを分析するため、(3) 式の β_1 によってキャッシュフロー持続性を推定する。ここで、 OCF_t は t 期の営業活動によるキャッシュフローを、 A_t は t 期の総資産をそれぞれ表す。

$$OCF_{t+1}/A_t = \beta_0 + \beta_1 OCF_t/A_t + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

もし (配当政策によって伝達される) 経営者の将来利益に対する見通しがキャッシュの裏付けを持つのであれば、キャッシュフロー持続性についても、利益持続性と同様の結果が得られると期待される。すなわち、有配企業は無配企業よりもキャッシュフロー持続性が高く、とりわけ増配企業のキャッシュフローは有配企業の中でも持続性が高いと予想される。なお、キャッシュフロー持続性の差についても、上述した利益持続性の差と同様の方法で検定を行う。

3.4 利益調整の測定方法

発生主義に基づいて利益計算を行うことによって、会計利益とキャッシュフローは必ずしも一致しなくなる。両者の差額は会計発生高 (accruals) と呼ばれ、発生主義会計の下で不可避免的に生じる非裁量的会計発生高 (non-discretionary accruals) と、経営者の利益調整によって生じる裁量的会計発生高 (discretionary accruals) の 2 つに分解される。本稿では、後者の裁量的会計発生高を利益調整の尺度に用いるが、その算出のために、まず会計発生高を以下のように計算する。

会計発生高 = 税引後経常利益 - 営業活動によるキャッシュフロー⁷

(ここで、税引後経常利益 = 当期純利益 ± 少数株主損益 - 特別利益 + 特別損失)

つづいて、回帰モデルを用いて非裁量的会計発生高の予測値を推定する。推定のためのモデルにはいくつか種類があるが、本稿ではその中でも近年、開発された手法である Kothari et al. (2005) の regression-based approach を用いる⁸。これは、Dechow et al. (1995) の提唱する修正ジョーンズモデルをベースとし、業績の影響を考慮するため総資産利益率 (ROA) を説明変数に加えたモデルである。具体的には、以下の (4) 式を年次・業種別に推定する⁹。

$$ACC_{t+1}/A_t = \delta_0 + \delta_1(1/A_t) + \delta_2(\Delta S_{t+1} - \Delta REC_{t+1})/A_t + \delta_3 PPE_{t+1}/A_t + \delta_4 ROA_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

ACC：会計発生高 A：総資産 ΔS：売上高増減額 ΔREC：売上債権増減額

PPE：償却性固定資産 ROA：税引後経常利益 ÷ 期首総資産

非裁量的会計発生高は、推定された回帰式に各企業のデータを入れることによって求められる。そして、会計発生高から非裁量的会計発生高を控除したものが、裁量的会計発生高である。裁量的会計発生高がプラスであれば増加型の利益調整を、マイナスであれば減少型の利益調整を行っていると解釈される。本稿では、純利益から裁量的会計発生高を控除した利益を裁量前利益と呼び、さらに以下のように裁量前差額を定義する。

-
- 7 貸借対照表項目から会計発生高を求める方法もあるが、測定エラーの影響を受ける可能性があるため (Hribar and Collins 2002)、本稿では連結キャッシュフロー計算書の営業活動によるキャッシュフローを用いて会計発生高を計算する。
 - 8 代表的な非裁量的会計発生高の推定モデルとして、ジョーンズモデル (Jones 1991) や修正ジョーンズモデル (Dechow et al. 1995) が挙げられる。しかし、これらのモデルは会計発生高と相関するとされる業績の影響を考慮していないため、大きな測定誤差をもたらす可能性がある。そこで Kothari et al. (2005) は、業績の影響を考慮するための手法として、本稿で採用する regression-based approach と、matched-firm approach の 2 つを提唱している。後者は、ある企業の裁量的会計発生高からコントロール企業 (同年・同業種で ROA が最も近い企業) の裁量的会計発生高を控除した値を、当該企業の裁量的会計発生高とみなす方法である。本稿で実施する重回帰分析では、裁量的会計発生高を、ROA 以外の、裁量的会計発生高に影響を与え得る変数に回帰する。matched-firm approach を用いて裁量的会計発生高を算出すると、被説明変数と説明変数の対応関係が失われてしまう。そこで本稿では、regression-based approach を採用する。
 - 9 本稿では、t 期から t+1 期にかけての利益持続性と t+1 期における利益調整の関連性を分析する。こうした分析目的との整合性を図るため、(4) 式の添え字は t+1 期をベースにしている。非裁量的会計発生高の推定モデルの嚆矢であるジョーンズモデル (Jones 1991) では、不均一分散 (heteroskedasticity) を緩和するため、 $ACC_{t+1} = \delta_1 + \delta_2 \Delta S_{t+1} + \delta_3 PPE_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$ の両辺を総資産で除した $ACC_{t+1}/A_t = \delta_1(1/A_t) + \delta_2 \Delta S_{t+1}/A_t + \delta_3 PPE_{t+1}/A_t + \varepsilon_{t+1}$ によって非裁量的会計発生高が推定される。Jones (1991) 以降、利益調整研究では総資産で除された切片 ($\delta_1(1/A_t)$) が用いられてきたが、Kothari et al. (2005) は、総資産でデフレートするだけでは緩和されない不均一分散に対処する、定式化の問題を緩和するなどの理由により、さらに定数項 (δ_0) を含めて非裁量的会計発生高を推定している。

裁量前差額_{t+1} = 裁量前利益_{t+1} - 純利益_t

(ここで、裁量前利益_{t+1} = 純利益_{t+1} - 裁量的会計発生高_{t+1})

裁量前差額がプラス（マイナス）であれば、それは利益調整前の利益が前期純利益を上回って（下回って）いることを意味する。

3.5 裁量的会計発生高の分析

本稿では、裁量的会計発生高を用いて 2 つの分析を実施する。まず平均値・中央値分析では、サンプル全体を裁量前差額の符号に基づいて 2 つに分類し、有配企業と無配企業、および配当グループ間の裁量的会計発生高を比較する。仮説 3 によれば、増配グループに含まれるサンプルは、裁量前差額がプラスの場合には、他のサンプルよりも大規模な減少型の利益調整を行っていると予想される。一方、裁量前差額がマイナスの場合には、他のサンプルよりも大規模な増加型の利益調整を行っていると予想される。

つづいて、裁量的会計発生高を被説明変数とした重回帰分析を実施する。後述の先行研究でも指摘されているように、配当政策以外の様々な要因が裁量的会計発生高に影響を与えられと考えられる。配当政策と利益調整の関係を厳密に検証するためには、そうした要因を考慮する必要がある。そこで本稿では、裁量前差額がプラスのサンプルとマイナスのサンプルそれぞれについて、以下の (5) 式を推定する。

$$\begin{aligned} DAC_{t+1} / A_t = & \gamma_0 + \gamma_1 DIVDUM_t + \gamma_2 NDGAP_{t+1} / A_t + \gamma_3 OCF_{t+1} / A_t + \gamma_4 SIZE_{t+1} \\ & + \gamma_5 GROWTH_{t+1} + \gamma_6 LEV_{t+1} + \gamma_7 FINOWN_{t+1} + \gamma_8 FRNOWN_{t+1} + \gamma_9 OTHOWN_{t+1} \\ & + YEARDUM_t + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (5)$$

DAC：裁量的会計発生高 A：総資産 DIVDUM：配当ダミー（有配全体ダミー、増配ダミー、配当開始ダミー、安定配当ダミー、減配ダミー、配当停止ダミー、連続無配ダミー）NDGAP：裁量前差額 = 裁量前利益 - 前期純利益（なお、裁量前利益 = 当期純利益 - 裁量的会計発生高）OCF：営業活動によるキャッシュフロー SIZE：売上高（百万円）の自然対数 GROWTH：売上高成長率 LEV：有利子負債比率 FINOWN：金融機関持株比率 FRNOWN：外国法人等持株比率 OTHOWN：その他法人持株比率 YEARDUM：年次ダミー

説明変数は次の通りである。まず、各配当政策に該当するサンプルであれば 1、そうでなければ 0 となる配当ダミー (DIVDUM) を用いる。具体的には、有配全体ダミー、増配ダミー、配当開始ダミー、安定配当ダミー、減配ダミー、配当停止ダミー、連続無配ダミーのうち 1 つを含めて別々に推定する。仮説 3 によれば、増配ダミーの係数は、裁量前差額がプラスのサンプルではマイナスに、裁量前差額がマイナスのサンプルではプラスになると予想される。

また、裁量前利益が前期純利益と大きく乖離している企業ほど、純利益を前期の水準に近付けるために大規模な利益調整を実施すると考えられる。この影響を考慮するため、裁量前差額 (NDGAP) を説明変数に加える。さらに、キャッシュフローの多寡も、裁量的会計発生高と関連している可能性がある (Ayers et al. 2006)。たとえば、広告宣伝費や研究開発費の削減など、キャッシュフローを直接操作する実体的裁量行動¹⁰を実施している企業は、裁量的会計発生高を通じた会計的裁量行動については

消極的であるかもしれない。本稿では、営業活動によるキャッシュフロー（OCF）を説明変数に加えることによって、こうした影響をコントロールする。

つづいて、規模の代理変数として売上高の自然対数（SIZE）を説明変数に用いる。Watts and Zimmerman（1986）によれば、規模の大きい企業ほど、政治コスト回避のために減少型の利益調整を行うとされる。したがって、同変数の係数はマイナスになると予想される。また、成長性の高い企業は、ベンチマーク未達成による株価下落のコストが高いため、増加型の利益調整を行うと考えられる（野間 2009）。したがって、売上高成長率（GROWTH）の係数はプラスになると予想される。DeFond and Jiambalvo（1994）では、財務制限条項に抵触しそうな企業ほど、増加型の利益調整を行う証拠が提示されている。そこで本稿では、有利子負債比率（LEV）を説明変数に加えることによって、その影響をコントロールする。

さらに、野間（2002）や首藤（2006）では、株式所有構造が利益調整に影響を与えるという証拠が提示されている。両者の検証結果は必ずしも一貫していないが、金融機関は経営者の会計的裁量行動を抑制するのに対して、外国人投資家や一般事業法人はそうした行動を助長する可能性が指摘されている。こうした影響を考慮するため、本稿では金融機関持株比率（FINOWN）、外国法人等持株比率（FRNOWN）、その他法人持株比率（OTHOWN）を説明変数に加える。最後に、年次の影響を緩和するためのダミー変数（YEARDUM）を加えて推定を行う。

4 実証結果

4.1 持続性分析の結果

表 2 には、サンプル全体を有配企業と無配企業に分類し、利益持続性（パネル A）とキャッシュフロー持続性（パネル B）を比較した結果が示されている。まずパネル A をみると、利益持続性（ α_1 ）は有配企業で 0.657、無配企業で 0.220 となっており、両者の差は 1% 水準で有意である。つづいてパネル B をみると、キャッシュフロー持続性（ β_1 ）は有配企業で 0.376、無配企業で 0.268 であり、こちらも両者の差は 1% 水準で有意である。

表 2 の結果から、次の 2 点を指摘することができる。まず、有配企業は無配企業に比べて利益持続性が高いということである。これは、仮説 1 を支持するものであり、米国企業を対象とした Skinner and Soltes（2011）とも整合的である。またこうした傾向は、キャッシュフロー持続性についても同様に確認することができる。いま 1 つは、有配企業は、無配企業に比べて利益持続性とキャッシュフロー持続性の差（ $\alpha_1 - \beta_1$ ）が大きいということである。これはキャッシュフロー持続性だけでなく、それ以外の利益の構成要素、すなわち会計発生高が、有配企業の利益持続性を引き上げている可能性を示唆している。

表 3 には、同様の分析を各配当グループで実施し、増配グループとの間で持続性の差を検定した結果が示されている。まずパネル A をみると、増配グループの利益持続性（ α_1 ）は 0.821 であり、配当開始（0.543）、安定配当（0.554）、減配（0.527）、配当停止（0.161）、連続無配（0.221）に比べて高いことがわかる。ここで、増配グループとその他の配当グループの持続性の差は、いずれも 1% 水準

10 実体的裁量行動については、Roychowdhury（2006）や岡部（2008）に詳しい。

表 2 持続性の比較（有配企業と無配企業）

パネル A 利益持続性： $E_{t+1}/A_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_t/A_t + \varepsilon_{t+1}$

| | サンプル数 | α_0 | α_1 | α_1 の差 | 調整済 決定係数 |
|----|--------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------|
| 有配 | 16,138 | 0.005 (17.41) *** | 0.657 (83.54) *** | | 0.302 |
| 無配 | 2,257 | -0.002 (-1.78) * | 0.220 (11.44) *** | 0.437 (26.03) *** | 0.055 |

パネル B キャッシュフロー持続性： $OCF_{t+1}/A_t = \beta_0 + \beta_1 OCF_t/A_t + \varepsilon_{t+1}$

| | サンプル数 | β_0 | β_1 | β_1 の差 | 調整済 決定係数 |
|----|--------|----------------------|----------------------|---------------------|-------------|
| 有配 | 16,138 | 0.032 (61.58) *** | 0.376 (52.08) *** | | 0.144 |
| 無配 | 2,257 | 0.027 (24.13) *** | 0.268 (12.72) *** | 0.108 (4.95) *** | 0.067 |

(注) Eは純利益を、OCFは営業活動によるキャッシュフローを、Aは総資産を表す。有配（無配）企業とは、t期に配当を実施している（していない）企業を指す。カッコ内はt値。***：1%水準で有意、*：10%水準で有意。

で有意である。つづいてパネル B をみると、増配グループのキャッシュフロー持続性（ β_1 ）は 0.397 であり、配当開始（0.255）、安定配当（0.356）、減配（0.342）、配当停止（0.245）、連続無配（0.272）に比べて高いことがわかる。ここで、増配グループとその他の配当グループの持続性の差は、いずれも 1% 水準もしくは 5% 水準で有意である¹¹。

表 3 の結果から、次の 2 点を指摘することができる。1 つは、ひとえに有配企業といっても、増配企業とその他の有配企業（配当開始、安定配当、減配）では、利益持続性が大きく異なるということである。これは、米国企業を対象とした Skinner and Soltes（2011）でも指摘されていない点であり、新たな発見事項であるといえる。またこうした傾向は、キャッシュフロー持続性についても同様に確認することができる。いま 1 つは、利益持続性とキャッシュフロー持続性の差についてである。配当グループごとに両者の差を計算すると、増配グループでは 0.424 であり、6 つの配当グループの中で最も大きい。ここから、会計発生高が増配企業の利益持続性を大きく引き上げている可能性を指摘することができる。

以上のように、持続性分析の結果は、いずれも本稿の仮説を支持するものである。すなわち、t 期の有配企業は無配企業よりも t 期から t+1 期にかけての利益持続性が高く（仮説 1）、有配企業の中でも

11 表 3 には示されていないが、その他の有配企業（配当開始、安定配当、減配）間の利益持続性の差、および無配企業（配当停止、連続無配）間の利益持続性の差は、いずれも統計的に有意ではない。キャッシュフロー持続性については、配当開始と安定配当、そして配当開始と減配の間でその差が有意である（それぞれ 5% 水準、10% 水準）が、安定配当と減配、および無配企業（配当停止、連続無配）の間では統計的に有意ではない。

表 3 持続性の比較 (配当グループ間)

パネル A 利益持続性: $E_{t+1}/A_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_t/A_t + \varepsilon_{t+1}$

| | | サンプル数 | α_0 | α_1 | α_1 の差 | 調整済 決定係数 |
|----|------|-------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------|
| 有配 | 増配 | 5,450 | 0.003 (3.98) *** | 0.821 (57.14) *** | | 0.375 |
| | 配当開始 | 602 | <0.001 (0.10) | 0.543 (8.90) *** | 0.278 (5.69) *** | 0.115 |
| | 安定配当 | 8,203 | 0.005 (12.17) *** | 0.554 (43.58) *** | 0.267 (13.60) *** | 0.188 |
| | 減配 | 1,883 | 0.007 (8.11) *** | 0.527 (26.62) *** | 0.294 (13.00) *** | 0.273 |
| 無配 | 配当停止 | 472 | -0.007 (-2.46) ** | 0.161 (3.49) *** | 0.660 (18.92) *** | 0.023 |
| | 連続無配 | 1,785 | -0.001 (-0.96) | 0.221 (9.88) *** | 0.600 (25.40) *** | 0.051 |

パネル B キャッシュフロー持続性: $OCF_{t+1}/A_t = \beta_0 + \beta_1 OCF_t/A_t + \varepsilon_{t+1}$

| | | サンプル数 | β_0 | β_1 | β_1 の差 | 調整済 決定係数 |
|----|------|-------|----------------------|----------------------|---------------------|-------------|
| 有配 | 増配 | 5,450 | 0.035 (33.72) *** | 0.397 (32.28) *** | | 0.16 |
| | 配当開始 | 602 | 0.033 (12.03) *** | 0.255 (6.31) *** | 0.142 (3.41) *** | 0.061 |
| | 安定配当 | 8,203 | 0.031 (43.92) *** | 0.356 (33.56) *** | 0.041 (2.56) ** | 0.121 |
| | 減配 | 1,883 | 0.035 (25.52) *** | 0.342 (16.49) *** | 0.055 (2.32) ** | 0.126 |
| 無配 | 配当停止 | 472 | 0.027 (11.36) *** | 0.245 (4.46) *** | 0.152 (2.89) *** | 0.039 |
| | 連続無配 | 1,785 | 0.027 (21.19) *** | 0.272 (11.86) *** | 0.125 (4.81) *** | 0.073 |

(注) Eは純利益を、OCFは営業活動によるキャッシュフローを、Aは総資産を表す。配当政策は、1株当たり配当金額(DPS)に基づいて次のように定義されている。
 有配: $DPS_t > 0$, 増配: $DPS_t > DPS_{t-1} > 0$, 配当開始: $DPS_t > DPS_{t-1} = 0$,
 安定配当: $DPS_t = DPS_{t-1} > 0$, 減配: $DPS_{t-1} > DPS_t > 0$, 無配: $DPS_t = 0$,
 配当停止: $DPS_{t-1} > DPS_t = 0$, 連続無配: $DPS_{t-1} = DPS_t = 0$ 。差の検定は、いずれも増配グループとの間で実施している。カッコ内はt値。***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意。

とりわけ増配企業の利益は持続性が高い(仮説2)。一方で、これらの企業で確認される高い利益持続性は、キャッシュフロー持続性のみで説明できるわけではなく、会計発生高が大きな影響を与えている可能性がある。こうした点については、次項からの裁量的会計発生高を用いた分析を通じて詳しく検証する。

4.2 裁量的会計発生高の平均値・中央値分析の結果

表 4 には、裁量前差額がプラスのサンプル（パネル A）とマイナスのサンプル（パネル B）のそれぞれについて、有配企業と無配企業の裁量的会計発生高の平均値および中央値、さらに両者の差を検定した結果が示されている。まずパネル A をみると、裁量的会計発生高の平均値（中央値）は有配企業で -0.025 (-0.020)、無配企業で -0.018 (-0.014) であり、両者の差はいずれも 1% 水準で有意である。これは、t+1 期の裁量前利益が t 期の純利益を上回っている場合、有配企業の方が無配企業よりも積極的に減少型の利益調整を行うことを示唆している。つづいてパネル B をみると、裁量的会計発生高の平均値（中央値）は有配企業で 0.023 (0.018)、無配企業で 0.023 (0.020) といずれもプラスであるが、両者の差は有意ではない。

表 5 には、同様の分析を各配当グループで実施し、増配グループとの間で裁量的会計発生高の平均値および中央値の差を検定した結果が示されている。まずパネル A をみると、裁量的会計発生高の平均値および中央値は、いずれのグループにおいてもマイナスになっていることがわかる。しかし、増配グループとの間で差がマイナスで有意になっているのは、安定配当、配当停止、連続無配の 3 グループのみである。一方のパネル B では、いずれのグループにおいても、裁量的会計発生高の平均値および中央値はプラスになっている。しかし、増配グループとの差がプラスで有意なのは配当開始グループと安定配当グループのみであり、増配グループと配当停止グループの差は、仮説 3 とは逆にマイナスで有意になっている。

このように、平均値・中央値分析からは、仮説を支持する一貫した結果は得られない。この原因の 1 つとして、裁量的会計発生高が配当政策以外の様々な要因の影響を受けることが挙げられる。前述のように、配当政策が利益調整に与える影響を厳密に検証するためには、その他の諸要因をコントロールした重回帰分析を実施する必要がある。

表 4 裁量的会計発生高の比較（有配企業と無配企業）

| パネルA 裁量前差額>0のサンプル | | | | | |
|-------------------|-------|--------|----------------------|--------|-----------------------|
| | サンプル数 | 平均値 | 平均値の差 (t値) | 中央値 | 中央値の差 (z値) |
| 有配 | 8,158 | -0.025 | | -0.020 | |
| 無配 | 1,340 | -0.018 | -0.007 (-7.38)*** | -0.014 | -0.006 (-7.863)*** |
| パネルB 裁量前差額<0のサンプル | | | | | |
| | サンプル数 | 平均値 | 平均値の差 (t値) | 中央値 | 中央値の差 (z値) |
| 有配 | 7,960 | 0.023 | | 0.018 | |
| 無配 | 916 | 0.023 | <0.001 (-0.57) | 0.020 | -0.001 (-0.951) |

(注) 有配（無配）企業とは、t 期に配当を実施している（していない）企業を指す。裁量前差額 = 当期裁量前利益 - 前期純利益。なお、当期裁量前利益 = 当期純利益 - 裁量的会計発生高。平均値の差は t 検定に、中央値の差はウィルコクソンの順位和検定に基づいている（両側検定）。***：1% 水準で有意。

表 5 裁量的会計発生高の比較（配当グループ間）

パネルA 裁量前差額>0のサンプル

| | | サンプル数 | 平均値 | 平均値の差 (t値) | 中央値 | 中央値の差 (z値) |
|----|------|-------|--------|----------------------|--------|----------------------|
| | 増配 | 2,694 | -0.026 | | -0.021 | |
| 有配 | 配当開始 | 299 | -0.025 | -0.001 (-0.62) | -0.022 | 0.001 (-0.30) |
| | 安定配当 | 4,143 | -0.024 | -0.002 (-3.31)*** | -0.019 | -0.002 (-4.38)*** |
| | 減配 | 1,022 | -0.025 | -0.001 (-0.98) | -0.021 | <0.001 (-1.32) |
| 無配 | 配当停止 | 331 | -0.015 | -0.011 (-6.52)*** | -0.011 | -0.010 (-7.38)*** |
| | 連続無配 | 1,009 | -0.019 | -0.007 (-6.34)*** | -0.015 | -0.006 (-6.55)*** |

パネルB 裁量前差額<0のサンプル

| | | サンプル数 | 平均値 | 平均値の差 (t値) | 中央値 | 中央値の差 (z値) |
|----|------|-------|-------|----------------------|-------|----------------------|
| | 増配 | 2,753 | 0.024 | | 0.019 | |
| 有配 | 配当開始 | 302 | 0.018 | 0.006 (2.73)*** | 0.014 | 0.005 (2.04)** |
| | 安定配当 | 4,045 | 0.022 | 0.002 (1.76)* | 0.018 | 0.001 (1.07) |
| | 減配 | 860 | 0.023 | 0.001 (0.75) | 0.02 | -0.001 (-0.01) |
| 無配 | 配当停止 | 141 | 0.032 | -0.008 (-2.99)*** | 0.032 | -0.013 (-3.46)*** |
| | 連続無配 | 775 | 0.022 | 0.002 (1.47) | 0.018 | 0.001 (0.92) |

(注) 配当政策は、1株当たり配当金額（DPS）に基づいて次のように定義されている。
 有配： $DPS_t > 0$ ，増配： $DPS_t > DPS_{t-1} > 0$ ，配当開始： $DPS_t > DPS_{t-1} = 0$ 。
 安定配当： $DPS_t = DPS_{t-1} > 0$ ，減配： $DPS_{t-1} > DPS_t > 0$ ，無配： $DPS_t = 0$ 。
 配当停止： $DPS_{t-1} > DPS_t = 0$ ，連続無配： $DPS_{t-1} = DPS_t = 0$ 。
 裁量前差額 = 当期裁量前利益 - 前期純利益。なお、当期裁量前利益 = 当期純利益 - 裁量的会計発生高。差の検定は、いずれも増配グループとの間で実施している。
 平均値の差は t 検定に、中央値の差はウィルコクソンの順位和検定に基づいている（両側検定）。***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。

4.3 重回帰分析の結果

表 6 には重回帰分析に用いられる各変数の記述統計が、表 7 には変数間のピアソンおよびスピアマンの相関係数が示されている。表 7 をみると、裁量前差額（NDGAP）と営業活動によるキャッシュフロー（OCF）、売上高の自然対数（SIZE）と金融機関持株比率（FINOWN）および外国法人等持株比率（FRNOWN）、そして各持株比率（FINOWN, FRNOWN, OTHOWN）間の相関係数が、いずれも無視できない大きさであることがわかる。ここで多重共線性の問題が懸念されるため、VIF（variance

inflation factor) を計算したところ、本稿で推定するすべてのモデルにおいて規準値の10を大きく下回っていた。よって、本稿の検証において多重共線性は重大な問題にならないと考えられる。

表6 記述統計

| | サンプル数 | 平均値 | 中央値 | 最小値 | 最大値 | 標準偏差 |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| DAC | 18,395 | -0.001 | -0.001 | -0.147 | 0.138 | 0.038 |
| NDGAP | 18,395 | 0.001 | 0.002 | -0.213 | 0.228 | 0.053 |
| OCF | 18,395 | 0.050 | 0.050 | -0.123 | 0.209 | 0.048 |
| SIZE | 18,395 | 10.815 | 10.680 | 7.850 | 14.870 | 1.351 |
| GROWTH | 18,395 | 0.021 | 0.019 | -0.337 | 0.448 | 0.105 |
| LEV | 18,395 | 0.225 | 0.200 | 0.000 | 0.754 | 0.182 |
| FINOWN | 18,395 | 0.222 | 0.199 | 0.000 | 0.570 | 0.131 |
| FRNOWN | 18,395 | 0.069 | 0.030 | 0.000 | 0.452 | 0.088 |
| OTHOWN | 18,395 | 0.289 | 0.258 | 0.000 | 0.802 | 0.182 |

(注) 変数の定義は次の通りである。DAC：裁量的会計発生高，NDGAP：裁量前差額＝裁量前利益－前期純利益（なお，裁量前利益＝当期純利益－裁量的会計発生高），OCF：営業活動によるキャッシュフロー，SIZE：売上高（百万円）の自然対数，GROWTH：売上高成長率，LEV：有利子負債比率，FINOWN：金融機関持株比率，FRNOWN：外国法人等持株比率，OTHOWN：その他法人持株比率。DAC，NDGAP，OCFは，期首総資産でデフレートされた値を用いている。

表7 変数間の相関係数

| | DAC | NDGAP | OCF | SIZE | GROWTH | LEV | FINOWN | FRNOWN | OTHOWN |
|--------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| DAC | | -0.769 (<0.001) | -0.674 (<0.001) | -0.036 (<0.001) | 0.007 (0.337) | 0.068 (<0.001) | -0.005 (0.530) | -0.050 (<0.001) | 0.004 (0.602) |
| NDGAP | -0.750 (<0.001) | | 0.621 (<0.001) | 0.041 (<0.001) | 0.175 (<0.001) | -0.060 (<0.001) | 0.029 (<0.001) | 0.040 (<0.001) | -0.001 (0.911) |
| OCF | -0.698 (<0.001) | 0.617 (<0.001) | | 0.090 (<0.001) | 0.240 (<0.001) | -0.149 (<0.001) | 0.105 (<0.001) | 0.223 (<0.001) | -0.047 (<0.001) |
| SIZE | -0.036 (<0.001) | 0.033 (<0.001) | 0.089 (<0.001) | | 0.096 (<0.001) | 0.047 (<0.001) | 0.547 (<0.001) | 0.503 (<0.001) | -0.096 (<0.001) |
| GROWTH | 0.034 (<0.001) | 0.173 (<0.001) | 0.214 (<0.001) | 0.088 (<0.001) | | -0.073 (<0.001) | 0.066 (<0.001) | 0.180 (<0.001) | -0.039 (<0.001) |
| LEV | 0.062 (<0.001) | -0.061 (<0.001) | -0.151 (<0.001) | 0.046 (<0.001) | -0.074 (<0.001) | | 0.056 (<0.001) | -0.274 (<0.001) | -0.004 (0.557) |
| FINOWN | -0.006 (0.420) | 0.025 (0.001) | 0.104 (<0.001) | 0.554 (<0.001) | 0.056 (<0.001) | 0.048 (<0.001) | | 0.429 (<0.001) | -0.423 (<0.001) |
| FRNOWN | -0.057 (<0.001) | 0.044 (<0.001) | 0.204 (<0.001) | 0.479 (<0.001) | 0.135 (<0.001) | -0.221 (<0.001) | 0.378 (<0.001) | | -0.330 (<0.001) |
| OTHOWN | 0.000 (0.994) | 0.004 (0.628) | -0.030 (<0.001) | -0.109 (<0.001) | -0.030 (<0.001) | -0.004 (0.571) | -0.454 (<0.001) | -0.320 (<0.001) | |

(注) 左下三角行列にピアソンの相関係数，右上三角行列にスピアマンの相関係数を示している。カッコ内はp値。変数の定義は次の通りである。DAC：裁量的会計発生高，NDGAP：裁量前差額＝裁量前利益－前期純利益（なお，裁量前利益＝当期純利益－裁量的会計発生高），OCF：営業活動によるキャッシュフロー，SIZE：売上高（百万円）の自然対数，GROWTH：売上高成長率，LEV：有利子負債比率，FINOWN：金融機関持株比率，FRNOWN：外国法人等持株比率，OTHOWN：その他法人持株比率。DAC，NDGAP，OCFは，期首総資産でデフレートされた値を用いている。

表 8 のパネル A には裁量前差額がプラスのサンプルにおける (5) 式の推定結果が、パネル B には裁量前差額がマイナスのサンプルにおける (5) 式の推定結果が、それぞれ示されている。各パネルの上段には、配当ダミー (DIVDUM) に用いた配当政策の種類が示されている。また紙幅の都合上、年次ダミーに関する結果は省略している。

まず有配全体ダミー、すなわち有配企業であれば 1 を示すダミー変数の係数に注目すると、パネル A においては有意なマイナスの値、パネル B においては有意なプラスの値になっていることがわかる。同様の傾向は、4 つの有配グループ (増配、配当開始、安定配当、減配) のうち、増配ダミーにおいてのみ確認することができる。ここから、 t 期に配当を実施した企業 (有配企業) の中でも、とりわけ増配企業において、利益調整を通じて $t+1$ 期の純利益を t 期の水準に近づけようとする傾向が強いことが示唆される。すなわち、裁量的会計発生高に影響を与える様々な要因をコントロールした場合には、仮説 3 を支持する結果が得られたことになる。

配当開始ダミーと安定配当ダミーの係数は、いずれのパネルにおいても有意なマイナスの値になっている。こうした結果の 1 つの解釈として、これらの企業が配当性向を重視している可能性を指摘することができる。花枝・芹田 (2008) のサーベイ調査によれば、回答者の 53.5% が配当性向を配当政策上の目標に挙げており、これは Brav et al. (2005) の調査結果における 28% を上回っている。ここから、日本企業は、米国企業に比べて配当性向を重視する傾向が強いことが示唆される。配当を開始したばかりの企業や安定配当を実施している企業は、裁量前差額がプラスの場合、配当性向の低下を回避するために減少型の利益調整を実施する可能性がある。一方で、裁量前差額がマイナスだったとしても、配当性向の低下を招きうる増加型の利益調整を大規模には実施しないと考えられる。

一方、減配ダミーの係数はパネル B において有意なマイナスの値に、配当停止ダミーの係数はパネル A において有意なプラスの値になっている。また、連続無配ダミーの係数はパネル A において有意なプラスの値に、パネル B において有意なマイナスの値になっている。これらの企業は、上述した t 期の純利益や配当性向とは異なる目的で利益調整を実施している可能性がある。

つづいて、その他のコントロール変数に注目する。裁量前差額 (NDGAP) と営業活動によるキャッシュフロー (OCF)、売上高の自然対数 (SIZE)、売上高成長率 (GROWTH) の係数は、予想通りの符号で有意な値となっている。一方、有利子負債比率 (LEV) の係数については、パネル A とパネル B で一貫した結果が得られていない。これは、有利子負債を多く抱える企業の利益ベンチマークが、 t 期の純利益ではないことを示唆している。各持株比率 (FINOWN, FRNOWN, OTHOWN) の係数は、いずれのパネルにおいてもプラスの値になっており、パネル A のその他法人持株比率 (OTHOWN) を除いてすべて有意である。こうした検証結果は、先行研究 (野間 2002; 首藤 2006) と必ずしも一致しない。この原因として、本稿とこれら 2 つの先行研究では分析期間や非裁量的会計発生高の推定方法が異なることが挙げられる¹²。

パネル A において、増配ダミーの係数は -0.001 であり、配当開始ダミーの -0.004、安定配当ダミーの -0.003 に比べてマイナス幅が小さい。一方、パネル B においては、増配ダミーの係数が 0.005 であ

12 野間 (2002) および首藤 (2006) の分析期間はいずれも 1999 年までであり、本稿 (2000 年以降) とは異なる。また、これらの先行研究では、非裁量的会計発生高を推定する際に業績 (ROA) の影響が考慮されていない。

るのに対し、他の有配グループの係数はいずれもマイナスの値となっている。こうした点を踏まえると、増配グループの特徴は、裁量前差額がプラスの状況下での減少型の利益調整よりも、むしろ裁量前差額がマイナスの状況下での増加型の利益調整にあるといえる。すなわち、 t 期に増配を実施した企業は、裁量的会計発生高を利用して $t+1$ 期の大幅な減益を回避するインセンティブがとりわけ強く、それが増配グループの利益持続性を一時的に¹³引き上げていると考えられる。

表 8 重回帰分析の結果

$$DAC_{t+1}/A_t = \gamma_0 + \gamma_1 DIVDUM_t + \gamma_2 NDGAP_{t+1}/A_t + \gamma_3 OCF_{t+1}/A_t + \gamma_4 SIZE_{t+1} + \gamma_5 GROWTH_{t+1} + \gamma_6 LEV_{t+1} + \gamma_7 FINOWN_{t+1} + \gamma_8 FRNOWN_{t+1} + \gamma_9 OTHOWN_{t+1} + YEARDUM_t + \varepsilon_{t+1}$$

パネルA 裁量前差額>0のサンプル

| | 有配 | | | | | 無配 | |
|-------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 有配全体 | 増配 | 配当開始 | 安定配当 | 減配 | 配当停止 | 連続無配 |
| Intercept | 0.027 (12.49)*** | 0.018 (8.60)*** | 0.018 (8.62)*** | 0.019 (9.16)*** | 0.018 (8.54)*** | 0.018 (8.41)*** | 0.017 (7.96)*** |
| DIVDUM | -0.011 (-16.13)*** | -0.001 (-2.27)** | -0.004 (-3.17)*** | -0.003 (-6.79)*** | <0.001 (-0.08) | 0.014 (11.37)*** | 0.008 (10.07)*** |
| NDGAP | -0.402 (-60.60)*** | -0.376 (-57.31)*** | -0.375 (-57.73)*** | -0.376 (-58.07)*** | -0.374 (-57.52)*** | -0.388 (-59.12)*** | -0.385 (-58.80)*** |
| OCF | -0.303 (-51.60)*** | -0.321 (-54.31)*** | -0.324 (-55.71)*** | -0.324 (-55.95)*** | -0.324 (-55.72)*** | -0.314 (-53.76)*** | -0.316 (-54.04)*** |
| SIZE | -0.001 (-6.41)*** | -0.001 (-6.87)*** | -0.001 (-6.98)*** | -0.001 (-6.82)*** | -0.001 (-6.93)*** | -0.001 (-6.91)*** | -0.001 (-6.59)*** |
| GROWTH | 0.066 (29.27)*** | 0.064 (28.30)*** | 0.064 (28.24)*** | 0.064 (28.23)*** | 0.064 (28.24)*** | 0.065 (28.60)*** | 0.065 (28.73)*** |
| LEV | -0.005 (-3.84)*** | 0.002 (1.25) | 0.002 (1.85)* | 0.001 (0.78) | 0.002 (1.54) | <0.001 (0.20) | -0.002 (-1.40) |
| FINOWN | 0.021 (9.59)*** | 0.019 (8.48)*** | 0.019 (8.46)*** | 0.020 (8.87)*** | 0.019 (8.44)*** | 0.019 (8.58)*** | 0.020 (9.13)*** |
| FRNOWN | 0.011 (3.60)*** | 0.012 (4.01)*** | 0.011 (3.72)*** | 0.010 (3.20)*** | 0.012 (3.79)*** | 0.011 (3.74)*** | 0.011 (3.69)*** |
| OTHOWN | <0.001 (0.33) | 0.001 (0.73) | 0.001 (0.76) | 0.001 (0.88) | 0.001 (0.75) | 0.001 (0.74) | 0.001 (0.48) |
| 調整済 決定係数 | 0.539 | 0.526 | 0.527 | 0.528 | 0.526 | 0.532 | 0.531 |

13 Sloan (1996) や Xie (2001) などの先行研究では、会計発生高や裁量的会計発生高の占める割合が高い利益ほど、持続性が低いという証拠が提示されている。増配企業が利益調整を積極的に行っているとすれば、それによって高められた利益持続性は永続するものではなく、将来的には大きく低下する可能性がある。ここで「一時的に」という表現を使っているのは、こうした理由による。

パネルB 裁量前差額<0のサンプル

| | 有配 | | | | | 無配 | |
|-------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 有配全体 | 増配 | 配当開始 | 安定配当 | 減配 | 配当停止 | 連続無配 |
| Intercept | 0.013 (5.91)*** | 0.017 (7.79)*** | 0.017 (7.87)*** | 0.018 (8.03)*** | 0.017 (7.88)*** | 0.017 (7.74)*** | 0.018 (8.16)*** |
| DIVDUM | 0.005 (6.01)*** | 0.005 (11.17)*** | -0.007 (-5.47)*** | -0.001 (-3.09)*** | -0.002 (-2.06)** | <0.001 (-0.02) | -0.005 (-6.40)*** |
| NDGAP | -0.318 (-45.00)*** | -0.314 (-44.47)*** | -0.320 (-45.28)*** | -0.318 (-44.87)*** | -0.320 (-45.12)*** | -0.320 (-45.07)*** | -0.319 (-45.11)*** |
| OCF | -0.353 (-54.85)*** | -0.359 (-55.80)*** | -0.349 (-54.45)*** | -0.351 (-54.54)*** | -0.350 (-54.45)*** | -0.350 (-54.23)*** | -0.352 (-54.81)*** |
| SIZE | -0.001 (-5.88)*** | -0.001 (-6.04)*** | -0.001 (-5.57)*** | -0.001 (-5.54)*** | -0.001 (-5.58)*** | -0.001 (-5.55)*** | -0.001 (-5.89)*** |
| GROWTH | 0.094 (43.13)*** | 0.093 (43.18)*** | 0.094 (43.48)*** | 0.094 (43.44)*** | 0.095 (43.52)*** | 0.094 (43.46)*** | 0.094 (43.18)*** |
| LEV | -0.005 (-3.93)*** | -0.005 (-4.24)*** | -0.007 (-5.33)*** | -0.007 (-5.97)*** | -0.007 (-5.90)*** | -0.007 (-5.80)*** | -0.005 (-3.96)*** |
| FINOWN | 0.017 (7.26)*** | 0.017 (7.31)*** | 0.017 (7.42)*** | 0.018 (7.66)*** | 0.017 (7.42)*** | 0.017 (7.53)*** | 0.017 (7.21)*** |
| FRNOWN | 0.025 (7.53)*** | 0.021 (6.50)*** | 0.024 (7.43)*** | 0.024 (7.29)*** | 0.024 (7.51)*** | 0.025 (7.52)*** | 0.025 (7.55)*** |
| OTHOWN | 0.012 (8.82)*** | 0.012 (8.51)*** | 0.012 (8.53)*** | 0.012 (8.59)*** | 0.012 (8.38)*** | 0.012 (8.55)*** | 0.012 (8.86)*** |
| 調整済 決定係数 | 0.566 | 0.570 | 0.566 | 0.565 | 0.565 | 0.564 | 0.566 |

(注) 各パネルの上段には、配当ダミー (DIVDUM) に用いた配当政策の種類が示されている。配当政策は、1株当たり配当金額 (DPS) に基づいて次のように定義されている。

有配: $DPS_t > 0$, 増配: $DPS_t > DPS_{t-1} > 0$, 配当開始: $DPS_t > DPS_{t-1} = 0$, 安定配当: $DPS_t = DPS_{t-1} > 0$,

減配: $DPS_{t-1} > DPS_t > 0$, 無配: $DPS_t = 0$, 配当停止: $DPS_{t-1} > DPS_t = 0$, 連続無配: $DPS_{t-1} = DPS_t = 0$ 。変数の定義は次の通りである。

DAC: 裁量的会計発生高, A: 総資産, NDGAP: 裁量前差額 = 裁量前利益 - 前期純利益 (なお, 裁量前利益 = 当期純利益 - 裁量的会計発生高), OCF: 営業活動によるキャッシュフロー, SIZE: 売上高 (百万円) の自然対数, GROWTH: 売上高成長率, LEV: 有利子負債比率, FINOWN: 金融機関持株比率, FRNOWN: 外国法人等持株比率, OTHOWN: その他法人持株比率。年度ダミーを説明変数に用いているが、推定結果は省略する。カッコ内はt値。***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。

5 結論と今後の展望

配当政策は、経営者の将来利益に対する見通しを、投資家に伝達する機能を有する (Miller and Modigliani 1961; Miller and Rock 1985)。企業が配当政策を頻繁には変更しないことを考慮すると、配当は利益持続性に関する情報を提供している可能性がある (Skinner and Soltes 2011)。こうした配当の情報効果を踏まえて、本稿ではまず、t-1期とt期の配当金額に基づいて企業を分類し、t期からt+1期にかけての利益持続性について分析した。その結果、有配企業は無配企業よりも利益持続性が高

く、有配企業の中でもとりわけ増配企業の利益持続性が高いという証拠が得られた。増配企業とその他の有配企業（配当開始、安定配当、減配）で利益持続性が異なるという点は、Skinner and Soltes (2011)でも指摘されておらず、本稿の貢献の1つといえる。

つづいて本稿では、増配企業の利益持続性と、経営者による会計的裁量行動（利益調整）の関係について分析を行った。増配企業の経営者は、株価の下落を防ぐため減益を回避しようとする一方で、更なる増配要求を回避するため大幅な増益も好ましくないと考えている可能性がある。そこで、「増配企業は、利益調整を通じて、増配した翌期の純利益を増配期の水準に近づけようとする」という仮説を設定し、裁量的会計発生高を利益調整の尺度に用いて検証を行った。

検証の結果、裁量的会計発生高の平均値・中央値分析では一貫した証拠は得られなかったものの、裁量的会計発生高に影響を与える諸要因をコントロールした重回帰分析では、仮説を支持する有意な結果が得られた。ここから、他の条件が等しい場合には、 t 期に増配を実施した企業ほど、 $t+1$ 期において t 期の純利益をベンチマークとした利益調整を積極的に実施する傾向が強いといえる。また、重回帰分析の結果は、増配企業の経営者にとって、大幅な増益回避のインセンティブよりも大幅な減益回避のインセンティブの方が強いことを示唆していた。

こうした検証結果は、青木 (2011)と同様、わが国のように個別財務諸表に基づいて配当可能額が算定される状況にあっても、企業の配当政策が連結財務諸表上の利益調整に影響を与えている可能性を示唆している。しかし、前述のように青木 (2011)では、利益ヒストグラム分析によって利益調整の有無は確認されているものの、その具体的な手法や程度については検討されていない。それに対して本稿は、裁量的会計発生高によって利益調整の程度を測定し、増配企業ほど積極的に利益調整を行うという証拠を提示している。配当の情報効果に注目し、配当政策と利益調整の関係をより詳細に分析した点は、本稿のもう1つの貢献といえる。

一方、本稿の検証結果には留意すべき点も存在する。たとえば、裁量的会計発生高の平均値・中央値分析では、仮説を支持する統計的に有意な結果が一部でしか得られなかった。また、重回帰分析では増配ダミーに関して有意な係数が得られたものの、係数の大きさ自体は -0.001 もしくは 0.005 と決して大きくない。したがって、本稿の分析結果は配当政策が経営者による会計的裁量行動の決定要因の1つであることを示唆しているものの、その影響は限定的であると考えられる。

最後に今後の研究課題を挙げて、本稿を締めくくりにする。企業が実施する代表的なペイアウトとして、本稿で注目した配当の他に、自社株買いが挙げられる。いくつかの先行研究 (Guay and Harford 2000; Jagannathan et al. 2000; Skinner and Soltes 2011 など)では、配当を実施した企業と自社株買いを実施した企業の間で、利益やキャッシュフローの持続性が異なることを示唆する証拠が提示されている。しかし、持続性の背後にある利益調整の有無については、必ずしも明らかにされていない。ペイアウト手段の違いは、経営者による会計的裁量行動にどのような影響を与えるのか、今後の研究を通じて明らかにする必要があるだろう。

【参考文献】

- [1] Allen, F. and R. Michaely (2003), "Payout policy," in G. M. Constantinides, M. Harris, and R. Stulz (eds.), *Handbook of the Economics of Finance: Corporate Finance*, North-Holland, pp.337-429.
- [2] Ayers, B., J. Jiang, and P. Yeung (2006), "Discretionary accruals and earnings management: An

- analysis of pseudo earnings targets,” *Accounting Review*, Vol. 81, No.3, pp. 617-652.
- [3] Benartzi, S., R. Michaely, and R. Thaler (1997), “Do changes in dividends signal the future or the past?,” *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 3, pp. 1007-1034.
- [4] Brav, A., J. Graham, C. Harvey, and R. Michaely (2005), “Payout policy in the 21st century,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, No. 3, pp. 483-527.
- [5] Brown, L. (2001), “A temporal analysis of earnings surprises: Profits versus losses,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No. 2, pp. 221-241.
- [6] Burgstahler, D. and I. Dichev (1997), “Earnings management to avoid earnings decreases and losses,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, No. 1, pp. 99-126.
- [7] Damodaran, A. (2006), *Applied Corporate Finance: A User’s Manual*, 2nd edition, John Wiley & Sons.
- [8] Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney (1995), “Detecting earnings management,” *Accounting Review*, Vol. 70, No. 2, pp. 193-225.
- [9] DeFond, M. and J. Jiambalvo (1994), “Debt covenant violation and manipulation of accruals,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, No. 1-2, pp. 145-176.
- [10] Denis, D. and I. Osobov (2008), “Why do firms pay dividends? International evidence on the determinants of dividend policy,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 89, No. 1, pp. 62-82.
- [11] Dichev, I. and V. Tang (2009), “Earnings volatility and earnings predictability,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 47, No. 1-2, pp. 160-181.
- [12] Guay, W. and J. Harford (2000), “The cash-flow permanence and information content of dividend increases versus repurchases,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 57, No. 3, pp. 385-415.
- [13] Hribar, P. and D. Collins (2002), “Errors in estimating accruals: Implications for empirical research,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, No. 1, pp. 105-134.
- [14] Jagannathan, M., C. Stephens, and M. Weisbach (2000), “Financial flexibility and the choice between dividends and stock repurchases,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 57, No. 3, pp. 355-384.
- [15] Jones, J. (1991), “Earnings management during important relief investigation,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, No.2, pp. 193-228.
- [16] Kormendi, R. and P. Zarowin (1996), “Dividend policy and the permanence of earnings,” *Review of Accounting Studies*, Vol. 1, No. 2, pp. 141-160.
- [17] Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley (2005), “Performance matched discretionary accrual measures,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, No. 1, pp. 163-197.
- [18] Miller, M. and F. Modigliani (1961), “Dividend policy, growth, and the valuation of shares,” *Journal of Business*, Vol. 34, No. 4, pp. 411-433.
- [19] — and K. Rock (1985), “Dividend policy under asymmetric information,” *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 4, pp. 1031-1051.
- [20] Pettit, R. (1972), “Dividend announcements, security performance, and capital market efficiency,” *Journal of Finance*, Vol. 27, No. 5, pp. 993-1007.
- [21] Roychowdhury, S. (2006), “Earnings management through real activities manipulation,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 42, No. 3, pp. 335-370.
- [22] Shuto, A. (2009), “Earnings management to exceed the threshold: A comparative analysis of

- consolidated and parent-only earnings,” *Journal of International Financial Management and Accounting*, Vol. 20, No. 3, pp. 199-239.
- [23] Skinner, D. and E. Soltes (2011), “What do dividends tell us about earnings quality?,” *Review of Accounting Studies*, Vol. 16, No. 1, pp. 1-28.
- [24] Sloan, R. (1996), “Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?,” *Accounting Review*, Vol. 71, No. 3, pp. 289-315.
- [25] Watts, R. and J. Zimmerman (1986), *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall. (須田一幸訳 1991, 『実証理論としての会計学』白桃書房。)
- [26] Xie, H. (2001), “The mispricing of abnormal accruals,” *Accounting Review*, Vol. 76, No. 3, pp. 357-373.
- [27] 青木康晴 (2008), 「利益調整のインセンティブと配当行動」『一橋商学論叢』第3巻第2号, 41-54頁。
- [28] —— (2011), 「増益・増配企業の利益平準化行動」『企業会計』第63巻第2号, 337-344頁。
- [29] 飯野利夫 (1993), 『財務会計論』同文館。
- [30] 石川博行 (2007), 『配当政策の実証分析』中央経済社。
- [31] —— (2009), 「配当政策と株式市場－コロボレーション効果の実証分析」『証券アナリストジャーナル』第47巻第8号, 23-30頁。
- [32] 岡部孝好 (2004), 「裁量的発生処理高の反転」『会計』第166巻第4号, 479-495頁。
- [33] —— (2008), 「公表利益を歪める実体的裁量行動の識別と検出」『会計』第174巻第6号, 765-776頁。
- [34] 首藤昭信 (2000), 「日本企業の利益調整行動」『産業経理』第60巻第1号, 128-139頁。
- [35] —— (2006), 「株式所有構造が利益調整および利益の情報量に与える影響」『証券アナリストジャーナル』第44巻第5号, 42-56頁。
- [36] —— (2010), 『日本企業の利益調整』中央経済社。
- [37] 諏訪部貴嗣 (2006), 「株主価値を向上させる配当政策」『証券アナリストジャーナル』第44巻第7号, 34-47頁。
- [38] 野間幹晴 (2002), 「コーポレート・ガバナンスと経営者の裁量的行動－株式保有構造を中心として」『会計』第162巻第5号, 728-742頁。
- [39] —— (2004), 「アクルーアルズによる利益調整－ベンチマーク達成の観点から」『企業会計』第56巻第4号, 529-535頁。
- [40] —— (2009), 「アナリスト・カバレッジと利益調整」一橋大学日本企業研究センター (編) 『日本企業研究のフロンティア 第5号』有斐閣, 127-154頁。
- [41] —— (2010), 「日本企業の競争力はなぜ回復しないのか－配当行動と投資行動をめぐる2つの通説への反駁」『一橋ビジネスレビュー』第58巻第2号, 74-89頁。
- [42] ——・本多俊毅 (2005), 『コーポレートファイナンス入門』共立出版。
- [43] 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』第24巻, 129-160頁。