

2014－2015年度特別プロジェクト 「日本企業のディスクロージャーにおける利益 の平準化とその抑制」最終報告

Report of the Special Project for the FY 2014-2015
“Income Smoothing and Disclosure Policy in Japan”

特別プロジェクト代表

國村道雄（名古屋市立大学）

主査

吉田和生（名古屋市立大学）

委員

吉田靖（東京経済大学）

山田哲弘（中央大学）

市原啓善（小樽商科大学）

棚橋則子（東北学院大学）

加藤千雄（大阪経済大学）

久保暢（(株)TMMC）

会社法配当規制と利益平準化行動の抑制

Does Dividend Restriction Drive Earnings Smoothing? Empirical Evidence from Japan

市原 啓 善 (小樽商科大学准教授)

Ichihara Hiroyoshi (Associate Professor, Otaru University of Commerce)

論文要旨

企業経営者による利益平準化行動の動機の一つとして、株主からの信頼の獲得を目的とした安定配当の実現が指摘されている。本稿は、配当行動と利益平準化行動の関係性について分析するものである。これまでの実証研究では、減配を回避したい企業経営者は、わが国会社法配当規制で規定される配当財源を確保するべく、利益増加型の報告利益管理を行っていることが指摘されている。そこで本稿では、國村(2014)の分析モデルを拡張して、会社法配当規制がもつ利益平準化行動の抑制効果について分析を行う。分析の結果、前期配当の維持に必要な配当財源が不足した企業では、安定配当を目的とした利益平準化行動を積極的にやっていることを示す結果が析出されている。ただし配当財源が不足した企業のうちでも、配当規制の遵守(配当維持を諦め減配の実施)を決定した企業においては、利益平準化行動が有意に減少する結果が析出されている。

Summary

This paper examines the earnings-smoothing behavior affected by dividend policy. Hepworth (1953) contends that the stable dividend policy which level earnings facilitate does nothing to lessen satisfactory stockholder relations. In prior studies which empirically analyze Japanese firms, managers who want to avoid dividend cuts engage earnings management for meeting the expected distributable-amount under Companies Act. To examine the relationship between dividend policy and earnings-smoothing behavior, this study uses the model developed by Kunimura (2014) which investigates the factor of interfering with earnings-smoothing. As a result, I find that managers who want to maintain the level of DPS, in response to distributable-amount shortfall, smooth earnings aggressively. In addition, when managers must cut dividends required by Companies Act as a consequence of distributable-amount shortfall, earnings-smoothing behavior is interfered.

1. はじめに

本稿は國村(2014)で提起された検証仮説「行き過ぎた利益調整は、広義の制度(enforcement)、つまり法律(law)や自己規律(self-disciplining)により抑制される」に基づき、配当行動の観点から利益平準化行動の抑制要因について分析を行うものである¹⁾。

Brav et al. (2005)による配当行動に関するサ

ーベイ調査では、多くのCFOが「1株当たり配当額を低下させないようにする(93.8%)」、「減配はネガティブな結果をもたらすと考えている(88.1%)」、「新規の投資計画を行うためには、減配を行うよりも、新たな資金調達を行いたい(65.4%)」と回答し、減配の回避を強く意識している事実が報告されている。わが国におけるサーベイ調査でも同様の結果が得られている。企業経営者が、安定配当を志向する理由としては、株式市場

謝辞：本稿は日本ディスクロージャー研究学会2014年度特別プロジェクト「日本企業のディスクロージャーにおける利益の平準化とその抑制(國村道雄委員会)」における研究成果の一部であり、第13回研究大会(2016年5月28日)における報告論文になります。あわせて本件研究は、(独)日本学術振興会科学研究費補助金(課題番号15K17154)の支援を受けて実施しています。ここに記して心より感謝申し上げます。なお本稿に含まれる内容・表現等あり得べき誤謬はすべて筆者の責に帰すものであります。

連絡先：市原 啓 善 〒047-8501 北海道小樽市緑三丁目5番21号 小樽商科大学商学部
電話：0134-27-5340 Email: ichihara-h@res.otaru-uc.ac.jp

への影響を考慮したものと考えられている。これまでの実証研究では、減配公表時に株価が大幅に下落すること、さらに、増配時の反応度とは非対称であり、増配よりも減配に対して株価は大きく下落することが一貫して析出されている。減配に対する株式市場のこうした反応は、企業経営者に配当を平準化させるインセンティブを与えていると考えられている。

Watts and Zimmerman (1986) は、減配回避を志向する企業経営者には、利益増加型の報告利益管理を行う動機を有していることを指摘している。会社法配当規制や債務契約における配当制限条項がある場合、当期の業績の悪化等により前期と同額の配当を支払うために必要な配当財源を有していない際には、企業経営者は減配の実施を要求されることとなる。ここに減配回避を目的として配当原資の捻出を行おうとする報告利益管理の誘因が生じると考えられている。実際に、Daniel et al (2008) などでは、有配企業において当期利益が目標配当額に達するように、裁量的会計発生高を増加させていることを示唆する証拠が析出されている。

またHepworth (1953) では、安定配当の志向が利益平準化行動の動機の一つになりうることを指摘している。須田・花枝 (2008) のサーベイ調査では、利益平準化を行う効果として「配当を安定的に維持できる」と考える企業が62.51%にものほり、利益平準化を行うにあたり、配当行動が強く意識されていることが明らかになっている。ただしあわせて「日本企業の経営者は、米国企業よりも利益平準化について消極的である」ことも指摘しているが、その原因についてはいまだ解明されていない。

本稿の構成は以下のとおりである。まず2.においてこれまでの先行研究を概観し、3.において利益平準化行動の抑制要因に関する検証仮説を提起する。つぎに4.において仮説検定の為の分

析方法を説明する。そして5.において分析結果を提示し、最後に6.において結語と本稿の課題について言及する。

2. 先行研究と検証仮説

2.1. 利益平準化行動を抑制する要因に関する研究

利益平準化行動を抑制する要因に関する研究として、富田 (2004)、國村 (2014) があげられる。まず富田 (2004) は、利益平準化行動を抑制する要因を規制要因と呼び、通常状態で発生するような一般的な規制要因として監査制度をあげ、強引な利益平準化行動を抑制させることを説明している。またこの他にも、個々の企業がある特定の状況になった時にのみ発生するような個別事情的な規制要因として、ビッグバスや損失回避、財務制限条項への抵触回避をあげ、利益平準化行動が抑制された結果生じる行動の一つであることを説明している。さらに1979年から1991年までのわが国主要5業種6,032企業・年において、小規模な監査人が監査不能な大規模被監査会社に対して、大規模監査法人が一定の監査品質を保っていることを示し、意図的な利益平準化行動にとって監査制度（法律-law）が抑制要因となっていることを明らかにしている。

次に國村 (2014) では、経営者による業績予想制度が利益平準化行動に及ぼす影響について、操作前実績利益変化額、予想利益の改訂、両者の交差項の3要素をベースに抑制型利益平準化モデルを構築し、自己規律（self-disciplining）の観点から抑制要因についての検証がなされている。2003年から2010年までの金融業を除くわが国一般事業会社を対象とした分析の結果、操作前実績利益変化額と裁量的会計発生高との間に負の関係がある一方で、予想利益の改訂と裁量的会計発生高との間に正の関係があることを析出している。

すなわち、経営者予想改訂が利益平準化を補完するという抑制効果が働いていることが析出されている。

2.2. 配当行動と報告利益管理行動に関する研究

配当行動と報告利益管理行動に関する初期の実証研究は、債務契約において配当制限条項を有している企業を対象として行われてきた。配当制限条項では一般的に、配当金累計額が配当可能資金有高等を超えるような配当を禁止している(Kalay, 1982)。DeAngelo et al.(1994)では、配当制限条項に抵触し減配を強いられたと思われる企業において、負の会計発生高が析出されている。これを発展させDeFond and Jiambalvo(1994)では、Jonesモデルを用いて、会計発生高から裁量的会計発生高を抽出し、検証の結果、配当制限条項抵触の前年度から抵触年度にかけて、正の裁量的会計発生高、すなわち利益増加型の報告利益管理行動を示唆する証拠を析出している。ところが近年では、起債時に財務制限条項を設定する企業はほとんど見られなくなっているだけでなく、中村(2011)によると、融資契約における財務制限条項の抵触コストは減少していることも指摘がされている。

そこで、株式市場の観点から配当行動と報告利益管理行動の関係を検証した研究がなされ主なものにKasanen et al. (1996)、Daniel et al. (2008)、Liu and Espahbodi (2014)などがある。まず、Kasanen et al. (1996)は、1970年から1989年におけるフィンランド企業722企業・年サンプルについて裁量的会計発生高を測定したところ、企業は配当を維持するための目標利益を達成するために利益増加型の報告利益管理を行っていることを示唆する結果を得ている。ここでは支配的株主である銀行の意志によって、企業は配当維持を行っている」と指摘している。Daniel et al. (2008)では、1992年から2005年にかけて配当を実施した米国

企業7,872企業・年を対象として、当期の報告利益が前期配当額（なお留保利益からの配当は考慮されていない）に達するように、利益増加型の会計的裁量行動が行われていることが析出されている。損失回避、減益回避、利益予想値未達回避といった利益ベンチマークの達成を目的とした利益増加型の報告利益管理研究において、減配回避という4つ目の動機の存在を指摘した研究となる。Liu and Espahbodi (2014)では、1992年から2009年における米国企業13,826企業・年を対象として、裁量前利益で増益（減益）となる有配企業では、その他の企業よりも利益減少型（増加型）の報告利益管理を行う傾向があることが析出されている。企業の配当行動が利益平準化行動に影響を及ぼしていることを指摘した研究となる。ただし、配当行動の観点から利益平準化行動を抑制する要因について検証した実証研究は米国やわが国ではまだ行われていない状況である。

3. 検証仮説

Hepworth (1953)は、安定配当の志向が利益平準化行動の動機の1つになりうることを指摘している。企業経営者にとって、報告利益が変動した場合、配当水準の維持を志向すれば配当性向の変動を受け入れなければならない、他方で配当性向の維持を志向すれば配当水準の変動を受け入れなければならない。このことから、配当水準や配当性向のボラティリティを抑えたい有配企業では、報告利益の平準化は行われやすいと考えられている(Liu and Espahbodi, 2014)。また、利益のボラティリティが高い場合、企業経営者が高配当を志向しても、配当水準を低めに抑えざるを得なくなることから、報告利益の平準化が好まれることも指摘されている(Gorden, 1964、Beidleman, 1973)。これまでの実証研究では、

Beattie et al. (1994), Gassen et al. (2006) において、高配当企業では利益平準化の程度が高いことを、Skinner and Soltes (2011) において、有配企業では利益の持続性が高いことも明らかとされている。

会社法配当規制があるわが国では、当期の業績の悪化等により、前期と同額の配当を支払うために必要な分配可能額を有していない場合には、企業経営者は減配の実施を要求されることになる。しかしこれまでの先行研究で指摘されているとおり、企業経営者は減配の実施に対して強い抵抗感をいただいていると考えられている。そこで、会社法配当規制への抵触が予期される場合に、企業経営者は減配を実施するのではなく、前期と同額の配当を支払うのに不足する配当財源を捻出するために、利益増加型の報告利益管理を行おうとする動機をもつことが考えられる。そしてその手段として、裁量的会計発生高を利用していることが推測される。そこでまず次の仮説を設定する。

仮説1：企業経営者は、前期配当の維持が可能となる配当財源（分配可能額）が不足した場合、裁量的会計発生高を増加させ利益平準化を行う。

一方で、前期配当の維持が可能となる配当財源が不足した企業のうちでも、会社法配当規制を遵守するために、配当維持をあきらめ、減配の実施を決定した企業においては、報告利益管理のインセンティブを強く有さなくなることが考えられる。会社法配当規制は、個々の企業の個別事情や各利害関係者間との個別の契約関係を考慮せず、一律すべての企業にその遵守を要求するというものである。すなわち、配当財源が不足した企業のうち、減配予定の企業においては、利益平準化行動が抑制され、裁量的会計発生高が減少すること

が考えられる。そこで次の仮説を設定する。

仮説2：減配実施という配当行動の決定は、裁量的会計発生高の計上額を減少させ利益平準化行動を抑制させる。

4. 分析方法

4.1. サンプルの選択

本稿の分析対象期間は、2000年度から2007年度（2001年3月から2008年3月期決算）までの8年間である。分析対象企業は、金融・保険業を除いた東京証券取引所上場企業で、決算月数が12カ月の3月決算企業である。なお、株式分割等による実質増配の影響等を緩和するために、石川（2007）に依拠し、発行済株式数の変化率が直近の配当異動公表時点と比べて±20%未満の企業に限定している。また、各情報変数すべてについて標準偏差基準法により外れ値を除外している（除外基準値は平均値±3標準偏差）。以上のことから、最終的な分析サンプルは、1,405社の延べ10,259企業-年となっている。分析に必要なデータは、日経財務データ DVD版（一般事業会社）から収集している。なお、本分析は配当データを利用するため、親会社単独個別財務諸表データによる分析を行っている。

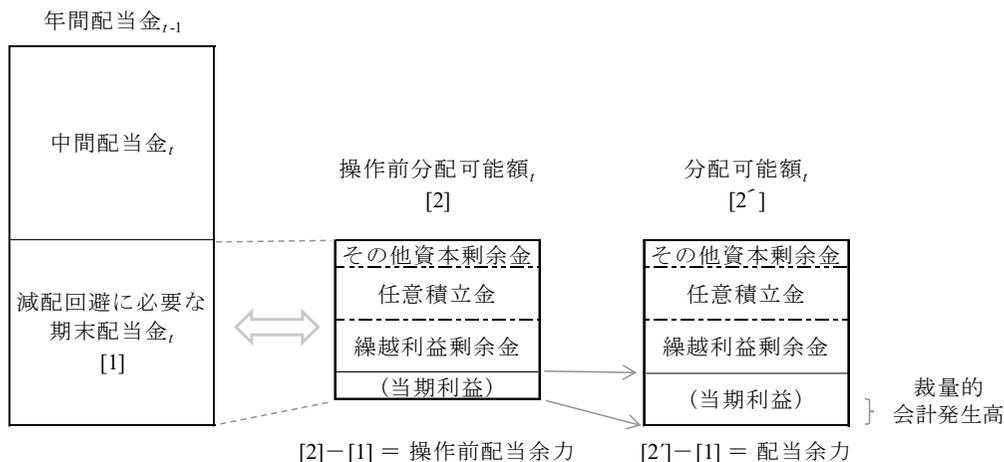
4.2. 変数の説明

Kalay (1982) に依拠し、減配回避を目的とした報告利益管理のベンチマーク指標（前期配当の維持が可能となる分配可能額）を、配当余力（dividend slack）として次のように定義する。

$$\text{配当余力}_t = \text{分配可能額}_t - (\text{年間配当金}_{t-1} - \text{中間配当金}_t) \quad (1)$$

右辺の（ ）部は、前期の年度総配当から、当

図1 減配回避を目的とした報告利益管理行動



期中に既に支払い済みの中間配当金を差し引いた金額であり、前期配当を維持するために必要とされる期末配当金の最低水準額を示している。わが国では、配当支払いは会社法（旧商法）配当規制により、分配可能額（配当可能利益）の範囲内でそれが認められていることから、この（ ）部の金額に、当期末の分配可能額が満たない場合（すなわち（1）式が負値となる場合）には、前期配当の維持ができないこととなる（図1）。しかし、企業経営者は減配の実施に対して強い抵抗感をいただいていると考えられている。そこで、減配回避を志向する企業経営者は、減配を実施するのではなく、（1）式の値が0以上になるよう、前期配当の維持が可能となる配当原資の捻出を行うことが考えられる。そしてその手段としては、裁量的会計発生高を計上し、当期利益を増加させることが考えられる。本稿では、有配企業のうち、操作前配当余力（pre-managed dividend slack）が正值であった企業と負値であった企業とで、市場の評価に差異が生じるか否かの検証を行う。なお、操作前配当余力は、次の（2）式のように、配当余力から、報告利益管理の代理変数となる裁量的会計発生高を差し引いたものと定義される。

$$\begin{aligned} \text{操作前配当余力}_t &= \text{配当余力}_t \\ &\quad - \text{裁量的会計発生高}_t \end{aligned} \quad (2)$$

なお、分配可能額は、当該年度の会社法第461条第2項（旧商法第290条第1項）に基づき算定している。例えば（3）式は、2006年会社法創設時の分配可能額の算定式にあたる²⁾。

$$\begin{aligned} \text{分配可能額} &= \text{その他資本剰余金} \\ &\quad + \text{その他利益剰余金} \\ &\quad - \text{自己株式の帳簿価額} \\ &\quad - \text{のれん等調整控除額} \\ &\quad - \text{その他有価証券評価差額金} \\ &\quad \quad (\text{評価損}) \\ &\quad - \text{土地再評価差額金} (\text{評価損}) \\ &\quad - \text{純資産額の300万円規制に基づく} \\ &\quad \quad \text{控除額} \\ &\quad - \text{連結配当規制に基づく控除額} \\ &\quad - \text{準備金積立額} \end{aligned} \quad (3)$$

本稿では利益平準化行動を、報告利益ボラティリティを報告利益管理行動によって本来のボラティリティよりも低下させるような会計行動と定義し、利益平準化の程度を示す代理変数を次

のように算定する。まずHunt et al. (2000) などにに基づき、当期利益 (NI) のボラティリティを、操作前利益 (PNI) のボラティリティで除した値 (σ_{NI}/σ_{PNI}) を算定する。この値が小さいほど利益が平準化されていることを意味する。次にTucker and Zarowin (2006)、Takasu and Nakano (2012) に基づき、産業効果と年次効果の影響をコントロールするため、産業・年別に観測値を上記の変数によって降順に順位付けし、その順位を産業・年別の観測数で除した値を算定する。当該値を利益平準化尺度とし、値が大きいほど利益が平準化されていることを意味する。なおボラティリティは、当期を含む過去5年間の標準偏差を用いる。裁量的会計発生高は、Kasznik (1999) で提示されたCFO修正Jonesモデルに基づき、(4) 式を年度別産業別に推定してその残差として定義する³⁾。なお推定に必要となる会計発生高は (5) 式のように定義する⁴⁾。

$$\begin{aligned}
 TA_t/A_{t-1} = & a_0(1/A_{t-1}) \\
 & + a_1\Delta ADJREV_t/A_{t-1} \\
 & + a_2PPE_t/A_{t-1} \\
 & + a_3\Delta CFO_t/A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)
 \end{aligned}$$

会計発生高 (TA)

$$\begin{aligned}
 = & (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金・預金} - \Delta \text{投資・財務活動に関する流動資産項目}) \\
 & - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{投資・財務活動に関する流動負債項目}) \\
 & - \Delta \text{固定資産から控除される貸倒引当金} \\
 & - \Delta \text{固定負債から控除される引当金} \\
 & - \text{減価償却費実施額} - \text{繰延資産償却額} \quad (5)
 \end{aligned}$$

4.3. 分析モデル

本稿の仮説の検証には、國村 (2014) の分析モデルを拡張した次の回帰モデルを用いる。

利益平準化尺度

$$\begin{aligned}
 = & a_0 + a_1 \text{操作前配当余力} \\
 & + a_2 \text{減配実施ダミー} \\
 & + a_3 \text{減配実施ダミー} * \text{操作前配当余力} \\
 & + \text{Controls}(\Delta \text{操作前利益, 収益性, 規模, 負債, 年度, 産業}) + \varepsilon \quad (6)
 \end{aligned}$$

まず(6)式の第1項 (操作前配当余力) の係数の符号についてである。操作前配当余力が負値となった場合、減配の実施に対して強い抵抗感をいんでいる企業経営者は、配当余力が0以上になるよう、利益増加型の報告利益管理を行い、前期配当の維持が可能となる配当原資の捻出を行うと考えられる。すなわち操作前配当余力が負値になると、利益平準化のための裁量的会計発生高が増えるという関係があり、a1の符号は負になることが期待される。

次に第2項 (減配実施ダミー) は、減配・無配実施企業を1、それ以外を0とするダミー変数である。有配企業に対して減配実施企業や無配企業については、配当財源の確保を目的とした報告利益管理のインセンティブを強くは有していないと考えられる。そのため、当該企業では利益平準化のための裁量的会計発生高が減少するという関係があり、a2の符号は負になることが期待される。

そして第3項 (交差項) の係数の符号についてである。操作前配当余力が負値となった企業のうちでも、会社法配当規制を遵守し、配当維持をあきらめ減配を実施すると決めた企業においては、報告利益管理のインセンティブを強くは有していないと考えられる。すなわち減配予定の企業においては、利益平準化行動が抑制され、裁量的会計発生高が減少するという関係があり、a3の交差項の符号は正になることが期待される。これが会社法配当規制の持つ利益平準化行動への抑制効果である。

この他に利益平準化行動に影響を及ぼすと考え

られる要因をコントロールするため、操作前利益変化額、収益性、企業規模、負債、年度、産業を示す変数を含めている。操作前利益変化額については、操作前利益変化額が負値（正值）、すなわち減益（増益）となると、利益平準化のための裁量的会計発生高が増加（減少）するという関係があることから、係数の符号は負になることが期待される。この事実は、國村・久保（2013）などこれまでの多くの実証研究においてすでに確認されている⁵⁾。

5. 分析結果

5.1. 基本統計量

表1は各変数の基本統計量を、表2は分析サンプルを配当動向・配当余力別に分割したものである。

表2(1)は、1株当たり年間配当金額(Dividend Per Share)に基づいて、当期の配当の支払い有無と前期配当水準額との比較から分類したもので

表1 基本統計量

	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル
利益平準化尺度	0.5122	0.5105	0.2891	0.0063	1.0000	10,259
裁量的会計発生高	-0.0014	-0.0006	0.0356	-0.2785	0.3044	10,259
当期利益	0.0185	0.0179	0.0512	-0.7694	0.4795	10,259
分配可能額	0.2243	0.2002	0.2140	-2.2379	1.2027	10,259
配当余力	0.2191	0.1952	0.2119	-2.2379	1.1926	10,259
操作前配当余力	0.2181	0.1933	0.2121	-2.4644	1.0770	10,259

(注) 各変数は前期総資産で基準化している（利益平準化尺度は除く）。

表2 配当動向別での分類

(1) 配当動向別分類

	増配	配当維持		減配		合計
		有配	無配	有配	無配	
サンプル数	3,790 (36.9%)	4,245 (41.4%)	1,079 (10.5%)	911 (8.9%)	234 (2.3%)	10,259 (100.0%)
利益平準化尺度	0.511	0.570	0.349	0.489	0.338	0.512

(2) 利益変化別分類

	増益		利益維持		減益		合計
	黒字	赤字	黒字	赤字	黒字	赤字	
サンプル数	5,613 (54.7%)	336 (3.3%)	5 (0.0%)	0 (0.0%)	2,976 (29.0%)	1,329 (13.0%)	10,259 (100.0%)

(3) 平均値の差の検定

	有配維持・増配 企業群	減配・無配 企業群
サンプル数	8,035	2,224
利益平準化尺度	0.542	0.405
t値	(20.11 ***)	

(注) ***は1%で有意あることを示している。

ある。全体に占める有配企業は8,946企業・年(87.2%)にのぼっている。米国の有配企業割合が約2割から3割で推移していることと比較しても、わが国企業が配当支払いを重視していることがわかる。また、有配企業の中で最も多いのは配当維持企業であり、減配企業は最も少なく11.1%にとどまっている。一方で表2(2)の利益変化別の分類で示す減益企業数は41.9%も占めている。このことから、減配企業数は非常に少なく、企業経営者は減配の実施に対して強い抵抗感を抱いていることが示唆されている。本稿分析サンプルから観察される配当動向の特徴は、日米におけるこれまでの先行研究と整合したものとなっている。

表2(3)は、減配・無配企業群とその他の企業

群との利益平準化尺度について平均値の差の検定結果を示すものである。有配企業に対して、減配実施企業や無配企業については、配当財源の確保を目的とした報告利益管理のインセンティブを強くは有していないと考えられる。そのためこれらの企業では、利益平準化のための裁量的会計発生高が減少することが考えられる。検定結果からも、減配・無配企業群の利益平準化尺度は、その他の企業群と比べ統計的に有意に小さな値となっていることがわかる。

5.2. 多変量回帰モデルの検証

表3は、本稿の仮説の検証に用いる分析モデル(6)式についての推定結果である。分析1では仮

表3 多変量回帰分析の推定結果

	期待 符号	分析1		分析2	
		係数	t値	係数	t値
定数項		0.6598 ***	(12.62)	0.6610 ***	(11.35)
操作前配当余力	(-)	-0.0445 **	(-2.38)	-0.0402 **	(-2.05)
減配・無配企業ダミー	(-)	-0.1708 ***	(-20.40)	-0.1713 ***	(-19.42)
D*操作前配当余力	(+)	0.2424 ***	(8.12)	0.2424 ***	(8.10)
操作前利益変化額	(-)			-0.0952 *	(-1.92)
当期利益	(+/-)			-0.0266	(-0.34)
総資産	(+/-)			-0.0002	(-0.07)
負債	(+/-)			-0.0001 **	(-2.37)
年度ダミー		yes		yes	
産業ダミー		yes		yes	
決定係数		0.052		0.053	
自由度修正済み決定係数		0.049		0.049	
F値		13.766		12.678	
確率(F値)		0.000		0.000	
サンプル		10,259		10,259	

(注) t値はWhite(1980)のロバスト検定結果を示す。***,**,*はそれぞれ1%,5%,10%で有意であることを示す。

説の検証に用いる主要な変数のみでの推定結果を、分析2では利益平準化行動に影響を及ぼすと考えられるその他の要因をコントロールした上での推定結果を示している⁶⁾。

まず、操作前配当余力の係数は、期待通り負値であり統計的に有意な結果を示している。これは、操作前配当余力が負値となった場合、減配の実施に対して強い抵抗感をいだいている企業経営者は、配当余力が0以上になるよう、利益平準化のための裁量的会計発生高を増加させ、前期配当の維持が可能となる配当原資の捻出を行っていることを示唆するものである。仮説1と整合的な結果である。

次に減配実施ダミーの係数も、期待通り負値であり統計的に有意な結果を示している。これは、有配企業に対して減配実施企業や無配企業については、配当財源の確保を目的とした報告利益管理のインセンティブを強くは有しておらず、利益平準化のための裁量的会計発生高が減少することを示唆する結果である。

そして交差項の係数についても、期待通り正値であり統計的に有意な結果を示している。これは、配当財源（分配可能額）が不足した企業のうち、会社法配当規制を遵守し、配当維持をあきらめ減配を実施すると決めた企業においては、利益平準化のための裁量的会計発生高が減少することを示唆する結果である。会社法配当規制が持つ利益平準化行動への抑制効果に関する仮説2と整合的な結果である。なお分析2に示すように、利益平準化行動に影響を及ぼすと考えられるその他の要因をコントロールした分析モデルの推定においても、係数は期待通りの値であり統計的に有意な結果が得られた。

6. おわりに

本稿では、國村(2014)で提起された検証仮説、すなわち「行き過ぎた利益調整は、広義の制度(enforcement)、つまり法律(law)や自己規律(self-disciplining)により抑制される」に基づき、配当行動の観点から利益平準化行動の抑制要因について仮説を提起し、我が国企業を対象に実証分析を行った。分析の結果、前期配当の維持に必要な配当財源が不足した企業では、安定配当を目的とした利益平準化行動を積極的に行っていることを示す結果が析出された。ただし配当財源が不足した企業のうちでも、会社法配当規制を遵守するために配当維持を諦め減配の実施を決定した企業においては、利益平準化行動が有意に減少することを示唆する結果が析出された。

米国では各州において異なる配当規制が規定されているのに対して、わが国会社法配当規制では、個々の企業の個別事情や各利害関係者間との個別の契約関係を考慮せず、一律すべての企業にその遵守が要求されるという点に特徴がある。会計基準の国際的収斂化が起きる中、わが国固有の会計制度が企業経営者の会計行動に与える影響を明らかにする研究は、ディスクロージャー制度のあり方に何らかの示唆を与えるものとなり得ることが期待されている。本研究の今後の展開としたい。

更に残された課題として、本稿では実体的裁量行動の分析は行われていない。これまでの先行研究では、企業経営者は固定資産の売却や販売費及び一般管理費の削減等を通して、配当財源の捻出を行っていることを示唆する証拠が析出されている。企業の志向する配当政策が、実体的裁量行動も含めた包括的な利益平準化行動に与える影響については、今後の研究課題として稿を改めて検証したい。

《注》

- 1) 報告利益管理の抑制要因に関しては、法の観点から検証したものにCohen et al. (2008) や市原 (2013) がある。Cohen et al. (2008) は、会計不正の防止・検出を目的としたSarbanes-Oxley Act成立後に、裁量的会計発生高が減少したことを、市原 (2013) では、わが国会社法における配当規制の緩和により、減配回避を目的とした裁量的会計行動が減少したことを検出している。
- 2) 分配可能額は、配当規制の改正を反映して年度毎に次の通りに算定している。
2000-2002年度：任意積立金+当期末処分利益-利益準備金要積立額-繰延資産超過額-自己株式-時価評価に伴う純資産増加額、2003-2006年度：その他資本剰余金+任意積立金+当期末処分利益-利益準備金要積立額-繰延資産超過額-自己株式-時価評価に伴う純資産増加額、2007年度：(3)式、なお臨時決算書作成日までに生じた剰余金変動事象の調整計算は、データの制約上含まれておらず、期末時点における分配可能額のみ計算している。
- 3) 産業分類は、東証業種分類(34業種)を基本にして、類似した業種をまとめ、20業種に分類している。回帰式の推定は、2000年度から2007年度までの各年度8期-20業種からなる全160ポートフォリオについて行っている。
各変数の定義は次のとおり。TA：会計発生高、CFO：営業活動によるキャッシュ・フロー=(当期利益+特別損失-特別利益)-TA、ADJREV：REV-REC、REV：売上高、REC：受取手形・売掛金+(一)流動資産から控除される貸倒引当金、PPE：償却対象有形固定資産+無形固定資産+投資不動産+繰延資産、A：総資産
- 4) 会計発生高は、短期発生高(運転資本発生項目)と長期発生高との合計であらわされることから、これらの個別項目を加減算し、さらにわが国独自の引当金項目等を加減して算定される。なお(5)式の左辺中にある各変数の定義は次のとおりである。
投資・財務活動に関する流動資産項目：有価証券+短期貸付金+自己株式+金銭の信託、投資・財務活動に関する流動負債項目：短期借入金+CP+一年内返済の長期借入金+一年内償還の社債・転換社債+設備関係支払手形+設備関係未払金、固定負債から控除される引当金：退職給付(与)引当金+役員退職慰労引当金+その他の長期性引当金、減価償却費実施額：有形固定資産、無形固定資産、投資その他の資産の普通償却実施額
- 5) 収益性(当期利益)については、Archibald (1967)、White (1970)によると、利益の変動は、収益性の低い企業ほど、資本コストや株価に重大な影響を及ぼすため、利益平準化とは負の関係性が析出される。しかし一方でCarlson and Bathala (1997)、Grant et al. (2009)では、収益性の高い企業ほど、利益平準化を行う手段を多く有しており、正の関係性が析出されている。
企業規模(総資産額の数値)については、Moses (1987)、Beattie et al (1994)、Herrmann and Inoue (1996)、

Jung et al.(2012)によると、政治コストの観点から、企業規模と利益平準化とは正の関係性が析出される。しかし一方でAlbrecht and Richardson (1990)、Kwak and Lee (2008)では、政府・公衆によるモニター、訴訟コストの観点から、利益平準化とは負の関係性が析出されている。

負債(負債比率)については、Trueman and Titman (1988)により、経営者は債務不履行の確率を低め、負債コストを低く抑えたい動機を持つため、負債が多い企業は利益平準化を行うことが指摘されており、Carlson and Bathala(1997)、LaFond et al. (2007)、Jung et al. (2012)など米国企業を対象とした検証において正の関係を析出している。これに対して日本企業では、Kwak and Lee (2008)において、利益平準化とは負の関係性が析出され、銀行によるモニターが働いていることが指摘されている。産業効果(産業ダミー)については、Belkaoui and Picur (1984)、Ahmed et al. (2006)において、環境の不確実性・競争・製品の耐久性の程度等、産業の特性と利益平準化に関係性があることが析出されている。

- 6) 不均一分散に対処するため、ダミー変数、負債比率、総資産の対数値を除く各説明変数を前期総資産で基準化している。さらに回帰係数のt値は、White (1980)の方法によるロバスト検定結果を示している。また、多変量回帰分析におけるVIF (variance inflation factor) 値は、基準値の10を大きく下回っており、推定において多重共線性も重大な問題となっていない。

《参考文献》

- Ahmed, A., Lobo, G., Zhou, J., 2006. Job security and income smoothing: An empirical test of the Fudenberg and Tirole (1995) Model. Working Paper.
- Albrecht, W. D., Richardson, F. M., 1990. Income smoothing by economy sector. *Journal of Business Finance & Accounting* 17, 713-730.
- Archibald, T. R., 1967. The return to straight-line depreciation: An analysis of a change in accounting method. *Journal of Accounting Research* 5, 164-180.
- Beattie, V., Brown, S., Ewers, D., John, B., Manson, S., Thomas, D., Turner, M., 1994. Extraordinary items and income smoothing: A positive accounting approach. *Journal of Business Finance & Accounting* 21, 791-811.
- Beidleman, C. R., 1973. Income smoothing: The role of management. *The Accounting Review* 48, 653-667.
- Belkaoui, A., Picur, R., 1984. The smoothing of income numbers: Some empirical evidence on systematic differences between core and periphery industrial sectors. *Journal of Business Finance & Accounting* 11, 527-545.
- Brav, A., Graham, J. R., Harvey, C. R., Michaely, R., 2005. Payout policy in the 21st century. *Journal of Financial Economics* 77, 483-527.

- Carlson, S. J., Bathala, C. T., 1997. Ownership differences and firms' income smoothing behavior. *Journal of Business Finance & Accounting* 24, 179-196.
- Cohen, D. A., Dey, A., Lys, T. Z., 2008. Real and accrual-based earnings management in the pre-and post- Sarbanes Oxley Periods. *The Accounting Review* 83, 757-787.
- Daniel, N. D., Denis, D. J., Naveen, L., 2008. Do firms manage earnings to meet dividend thresholds? *Journal of Accounting and Economics* 45, 2-26.
- DeAngelo, H., DeAngelo, L., Skinner, D. J., 2008. Corporate payout policy. *Foundations and Trends in Finance* 3, 95-287.
- DeFond, M. L., Park, C. W., 2001. The reversal of abnormal accruals and the market valuation of earnings surprises. *The Accounting Review* 76, 375-404.
- Gassen, J., Fülbier, R. U., Sellhorn, T., 2006. International differences in conditional conservatism - The role of unconditional conservatism and income smoothing. *European Accounting Review* 15, 527-564.
- Gordon, M. J., 1964. Postulates, principles and research in accounting. *The Accounting Review* 39, 251-263.
- Grant, J., Markarian, G., Parbonetti, A., 2009. CEO risk-related incentives and income smoothing. *Contemporary Accounting Research* 26, 1029-1065.
- Hepworth, S. R., 1953. Smoothing periodic income. *The Accounting Review* 28, 32-39.
- Herrmann, D., Inoue, T., 1996. Income smoothing and incentives by operating condition: An empirical test using depreciation changes in Japan. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 5, 161-177.
- Hunt, A., Moyer, S. E., Shevlin, T., 2000. Earnings volatility, earnings management, and equity value. Working Paper.
- 市原啓善, 2013. 「減配回避を目的とした報告利益管理行動と配当規制の改正」『年報経営ディスクロージャー研究』第12巻, 19-34.
- 石川博行, 2007. 「配当政策の実証分析」, 中央経済社.
- Jung, B., Soderstrom, N., Yang, Y. S., 2012. Earnings smoothing activities of firms to manage credit ratings. *Contemporary Accounting Research* 30, 645-676.
- Kalay, A., 1982. Stockholder-bondholder conflict and dividend constraints. *Journal of Financial Economics* 10, 211-233.
- Kasanen, E., Kinnunen, J., Niskanen, J., 1996. Dividend-based earnings management: Empirical evidence from Finland. *Journal of Accounting and Economics* 22, 283-312.
- Kasznik, R., 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- 國村道雄, 2014. 「国際的視座からの会計と企業行動：伊藤・中野(2014)を読んで」『日本ディスクロージャー研究学会第9回研究大会特別講演報告資料』.
- 國村道雄・久保暢, 2013. 「わが国における経営者業績予想の改訂について」『彦根論叢』第395号, 34-46.
- Kwak, W., Ho-Young, L., 2008. Income smoothing using reserve accounts by Japanese companies. *Journal of Applied Business Research* 24, 43-54.
- LaFond, R., Lang, M. H., Skaife, H. A., 2007. Earnings smoothing, governance and liquidity: International evidence. Working Paper.
- Liu, N., Espahbodi, R., 2014. Does dividend policy drive earnings smoothing? *Accounting Horizons* 28, 501-528.
- Moses, O. D., 1987. Income smoothing and incentives: Empirical tests using accounting changes. *The Accounting Review* 62, 358-377.
- 中村亮介, 2011. 「融資契約における財務制限条項抵触企業の会計行動」『會計』第179巻第4号, 567-579.
- Skinner, D. J., Soltes, E., 2011. What do dividends tell us about earnings quality? *Review of Accounting Studies* 16, 1-28.
- 須田一幸・花枝英樹, 2008. 「日本企業の財務報告-サーベイ調査による分析-」『証券アナリストジャーナル』第46巻第5号, 51-69.
- Takasu, Y., Nakano, M., 2012. What do smoothed earnings tell us about the future? *The Japanese Accounting Review* 2, 1-32.
- 富田知嗣, 2004. 「利益平準化のメカニズム」, 中央経済社.
- Trueman, B., Titman, S., 1988. An explanation for accounting income smoothing. *Journal of Accounting Research* 26, 127-139.
- Tucker, J. W., Zarowin, P. A., 2006. Does income smoothing improve earnings informativeness? *The Accounting Review* 81, 251-270.
- Watts, R., Zimmerman, J. L., 1986. *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall, Inc.
- White, G. E., 1970. Discretionary accounting decisions and income Normalization. *Journal of Accounting Research* 8, 260-273.
- White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* 48, 817-838.

付記

本投稿論文は、筆者によって編集委員会に提出された原稿について査読プロセスを経ることなく掲載したものである。

群衆的予想改訂による利益平準化効果の抑制

Herding behavior of management forecast revisions and restraint of natural smoothing

山田 哲 弘(中央大学)
Akihiro Yamada (Chuo University)

論文要旨

会計プロセスに組み込まれた利益の平準化効果は natural smoothing とよばれており、会計利益の有用性を高める性質として注目されてきた。しかし、利益の平準化効果は常に生じるわけではなく、短期的な利益調整による発生高の反転によって妨げられる可能性がある。そこで本稿では、利益平準化効果が抑制される要因について、日本企業の特徴的な現象である群衆行動（群衆的予想改訂行動）に注目し分析する。分析では直前に予想改訂を行った同業他社との予想改訂の程度の差異から群衆的予想改訂行動を行う企業群とそれ以外の企業群に区分した。また利益平準化の抑制の程度を計測するために、Dechow and Dichev (2002) のモデルに依拠して会計プロセスによって自然に平準化される目標利益を設定し、部分調整モデルを用いてそれぞれの企業群が目標利益を到達する速度を計測した。分析の結果、群衆的予想改訂を行う企業では、そうではない企業に比べて利益平準化効果が大きく抑制されていることが明らかとなった。

Summary

Variations of accounting incomes become smaller than the cash flows, because accounting processes adjust the recognition of cash flows over periods. The feature of this accounting process called "natural smoothing", it improves the usefulness of accounting information. However, temporary earnings managements may be interfering with natural smoothing. In this paper investigates the factor of interfering with natural smoothing by focusing herding behavior which is a feature of Japanese firms. Herding forecasts revisions are distinguished by the difference with rivals' forecasts revisions. To measure the degree of interfering with natural smoothing, I setting target income which estimated by Dechow and Dichev (2002) model, and then I estimate adjustment rates by using the partial adjustment model. The results indicate that herding forecasts revisions firms more interfere with natural smoothing than other firms.

1. はじめに

発生主義に基づく会計利益の計算は、発生高によってその損益の期間配分を行うことで、キャッシュフローに対する利益の変動を小さくする効果を持つ。このように会計処理の過程で自然に生じる利益の平準化効果は natural smoothing とよばれており (Eckel 1981)、キャッシュフローと比べて時系列的な変動が小さい会計利益は、将来キ

ャッシュフローの予想の正確性を高め、会計利益の質や有用性を向上させる性質として注目されてきた。(Dechow et al. 1998, Dechow and Dichev 2002, Goel and Thakor 2003)

本稿では、会計処理のプロセスに組み込まれた利益の平準化効果を抑制する要因について、企業間の関係に注目して分析する。既述のように、会計プロセスによって生じる利益の平準化効果は、複数期間にわたる利益の時系列的な推移の変動を

謝辞：本稿は、日本ディスクロージャー研究学会の特別プロジェクト「日本企業のディスクロージャーにおける利益の平準化とその抑制」による研究成果をまとめたものです。このような研究機会を頂いた関係者の皆様、特に、國村道雄先生、吉田和生先生に感謝いたします。もちろん、本稿に含まれる内容・表現等あり得べき誤謬はすべて筆者の責に帰すものです。なお、本研究はJSPS科研費16K17215の助成を受けています。

連絡先：山田 哲弘 〒192-0393 東京都八王子市東中野742-1
電話：042-674-3511、E-Mail：yamada@tamacc.chuo-u.ac.jp

小さくする。ただし、このような会計プロセスの性質は常に働くわけではないと考えられる。たとえばDechow et al. (2012)は、裁量的発生高による利益調整が行われた場合、裁量的発生高の反転は非裁量的発生高の反転よりも短期的に生じることを指摘している。このため、経営者が長期的な利益の推移を考慮せず、たとえば経営者が完全にコントロールすることが困難な目標利益に向かって短期的な利益調整を行った場合には、裁量的発生高の反転によって利益の変動が大きくなり、会計プロセスに備わっている利益の平準化効果は十分に機能しない可能性がある。

このような利益平準化効果の抑制要因として本稿が注目するのが群衆的な予想改訂行動である。日本企業では経営者の報酬契約において同業他社を考慮する契約が結ばれることがあり、また、経営戦略策定において同業他社の動向を意識していることが指摘されている(浅羽 2002)。この点、利益調整や予想利益の改訂といった経営者の会計行動に関してもライバル企業の動向との関係について着目した研究が進められている(須田・花枝 2008、Yamaguchi 2014、Yamada 2015)。このような同業他社を意識した利益目標は、損失回避や減益回避などとは異なり、同業他社の動向によってその値が変化する。もし、同業他社を意識した予想利益の改訂を行い、その変動する予想利益を達成するための利益調整に迫られるとすれば(國村・久保 2013)、会計プロセスに備わっている利益平準化効果が抑制される可能性がある。そこで、本稿では同業他社に追随するような群衆的な予想改訂を行う企業群と同業他社とは異なる大胆な予想改訂を行う企業群について、それぞれの企業群が $t-1$ 期に計上した当期利益を正常な会計プロセスによる平準化された t 期の当期利益にどれだけ近づけることができるかという調整速度を推定することで、利益平準化効果の抑制要因につ

いて分析する。

分析にあたり、本稿では正常な会計プロセスによって計算される平準化された利益をDechow and Dichev (2002)に依拠して推計し、部分調整モデルを用いて、正常な会計プロセスによって計算される平準化された利益と実際の利益を比較する。また、群衆的な予想改訂(大胆な予想改訂)はYamada (2015)と同様に、直前に予想改訂を行った同業他社の平均値との差によって求める。

分析の結果、同業他社と比較して大胆な予想改訂を行う企業ほど、実際に報告される利益が正常な会計プロセスによって計算される平準化された利益に近いことが明らかになった。この結果は、業績や期間、利益の質に影響するその他要因を考慮した場合にも同様であり、群衆的な予想改訂によって会計プロセスの利益平準化効果が抑制されることを示唆している。

なお、本稿の構成は次のとおりである。第2章では先行研究と本稿の検証課題が示される。第3章では分析方法が示され、第4章ではその分析結果がまとめられる。本稿のインプリケーションは第5章にまとめられる。

2. 先行研究と検証課題

2.1. 利益平準化と正常な会計プロセス

Eckel (1981)によれば、利益の平準化には、経営者の意図的な利益調整による平準化行動(intentional smoothing)と会計処理のプロセスに組み込まれた利益の平準化効果(natural smoothing)の2つがある。

経営者の意図的な利益調整による利益平準化行動(intentional smoothing)は、複数期間の企業利益の変動を減少させるような利益調整行動として考えられており、調整前利益と調整後利益の変動を比較することで分析されてきた(矢内

2013)。経営者による意図的な利益平準化は、Riahi-Belkaoui (2004) や Ronen and Yaari (2008)、矢内 (2013) によれば、資本市場への情報提供・資本コストに関するインセンティブ（たとえば Tucker and Zarowin 2006, Takasu and Nakano 2012）、報酬契約などのエイジェンシー関係から生じるインセンティブ（たとえば Moses 1987）、そして税制などの規制から生じるインセンティブ（たとえば Herrman and Inoue 1996）によって生じると考えられている。このように意図的な利益平準化行動は、将来の業績に関する情報を現在の利益に認識することで、市場に将来情報を与えるというベネフィット（Sankar and Subramanyan 2001、Tucker and Zarowin 2006, Takasu and Nakano 2012）や、シグナルとして利益の平準化が有効である（Chaney and Lewis 1995）といった情報開示の視点で良い面があることが指摘される一方で、シグナル等の市場への情報提供とは関係なく、将来の利益目標を容易に達成するため、あるいは節税行動や報酬最大化の手段として利益平準化が利用されるといった経営者の機会主義的側面が指摘されることもある（Ronen and Yaari 2008、矢内2013）。

一方、会計処理のプロセスには、発生高によってキャッシュフローの認識のタイミングが調整される、利益の平準化効果（natural smoothing）が備わっているとされ、利益の質を高める会計処理の仕組みとして研究が進められてきた。たとえば、Young (1999) は、会計処理では収益費用対応の原則により、発生高によってキャッシュフローの認識が期間配分されるため、本来であれば当該期間の非裁量的発生高とキャッシュフローに負の相関があり、利益が平準化される点について指摘しており、実際に様々なモデルで推定された裁量的発生高がキャッシュフローに対する負の推定誤差を有することを析出している。また、

Dechow and Dichev (2002) はキャッシュフローが会計利益に認識されるタイミングを3期間に区分し会計プロセスをモデル化することで、利益の質について議論している。Dechow and Dichev (2002) のモデルは、発生高がキャッシュフローの認識を期間配分するため、正常な会計プロセスに基づき計算されるt期の利益が複数期間のキャッシュフローの移動平均となることを示しており、発生高の質が高い企業の利益ほど、変動性が小さく、持続性が高いことを析出している。これらの会計プロセスの利益平準化効果について、Goel and Thakor (2003) はモデル分析の結果、利益の変動が小さくなるほど証券の流動性が高まるため、株価が大きくなることを理論的に明らかにしている。また、Dechow et al. (1998) はキャッシュフローを将来キャッシュフローの予想に用いる場合に比べて、発生高を含む利益を将来キャッシュフローの予想に用いるほうが、予想誤差が少ないことを明らかにしている。

それでは会計プロセスの利益平準化効果はどのような場合に抑制されるのだろうか。会計処理の利益平準化効果は、利益調整や利益調整としての利益平準化行動と必ずしも矛盾するわけではない。たとえば、山口 (2009) や首藤 (2013) が指摘しているように、実体的な利益調整は長期間にわたるキャッシュフローに影響を与えるため、その影響が長期間にわたって持続することがある。実際に Bartov (1993) は固定資産の売却が利益の平準化に用いられていることを析出している。

これに対して、発生高には反転する性質があるため（accrual reversal）¹⁾、発生高が利益調整に用いられた場合には利益の変動性が大きくなる、すなわち利益平準化効果が抑制される可能性がある。たとえば、DeFond and Park (2001) は Jones モデルによって求めた裁量的発生高は反転する傾向があるとの予想から裁量的発生高を多く

含む利益と株価の関係を分析しており、裁量的発生高の大きな企業の利益反応係数は小さいことを析出している。また、Moehrle (2002) はリストラによって生じた発生高の反転について手作業で収集したデータを基に分析しており、アナリスト予想利益の達成や減益・損失回避のために発生高の反転が利用されていることを明らかにしている。Baber et al. (2011) では発生高の時系列性に注目したモデルを構築しており、発生高の反転を過去の利益調整によって説明している。さらに、Dechow et al. (2012) では、非裁量的発生高に比べて裁量的発生高は反転しやすい傾向があり、利益調整の分析に反転に関する変数を用いることを提案している。Allen et al. (2013) は発生高の反転についてさらに詳しく調査しており、発生高を構成する要素の将来利益に対する持続性は、将来の成長性やキャッシュフローの変化とは関係しない、発生高の推定誤差 (accrual estimation error) がもっとも小さいことを明らかにしている。これらの結果は、会計プロセスの利益平準化効果が将来の業績を考慮しない“場当たり的な”会計的利益調整によって抑制される可能性があることを示唆している。

本稿では、このような利益平準化効果 (natural smoothing) を抑制する利益調整の要因として群衆的な予想改訂行動に注目する。先行研究では、利益平準化効果が利益の質を高めるなどの結果が明らかにされているが、どのような場合に、どの程度、利益平準化効果が抑制されるのかは明らかにされていない。また、企業の会計情報は国・地域の会計実務や背景となる文化的な要素によって異なることが指摘されており (Gray 1988)、利益調整としての利益平準化行動についてもたとえば日本とアメリカではその程度が異なることが指摘されている (Nagy and Neal 2001)。

2.2. 群衆的予想改訂と検証課題

個々企業の意思決定は、他の企業の意思決定に影響されうる。このように個別のエージェント間の相互作用によって生じる同質的な行動を「群衆行動 (herding)」という (Hirshleifer and Teoh 2003)。群衆行動の核となる理論には、ライバル企業を観察することで生じる「情報連鎖」による群衆行動 (informational herding) と、ライバル企業と同様の評価を得ようとすることで生じる「評判」による群衆行動 (reputational herding) がある (Banerjee 1992、Bikhchandani et al. 1992、1998、Scharfstein and Stein 1990)²⁾。

情報連鎖の理論は、Banerjee (1992) や Bikhchandani et al. (1992, 1998) によって提示された。この理論では、企業は他の企業の行動を観察することで、順番に意思決定を行う。まず、最初に行動する企業はリスクがある意思決定について、プライベートなシグナルを受取り、そのシグナルにしたがって意思決定を行う。その後が続いて意思決定を行う企業は、先に意思決定を行った企業の行動から得られる情報と自身が受取るプライベートなシグナルによって意思決定を行う。仮に後から意思決定を行う企業が、先の企業の行動からえられる情報と自身のプライベートなシグナルに同じウエイトをおくとき、順番が後の企業になればなるほど自身のプライベートなシグナルのウエイトが小さくなり、結果として先の企業と同じ行動をとるようになる。

評判に基づく理論は、Scharfstein and Stein (1990) によって提唱された。この理論の特徴は、経営者への報酬が、経営者の行動の結果ではなく、経営者の評判に基づいているという点である。ここで、優れた経営者とそうではない経営者の2つのタイプのエージェントが存在するとする。優れた経営者は意思決定に有用なシグナルを受取ることができるが、そうではない経営者はノイズしか

受取ることができない。しかし、不確実性が存在する世界では優れた経営者も結果として誤った情報を受取ることがあるため、経営者の意思決定だけを観察しても、市場は彼らが優れた経営者か否かを評価することが出来ない。したがって市場はある経営者が優れた経営者か否かを評価するために、彼らの行動を比較することになる。結果として、経営者は自身が受取ったシグナルを無視して、他者の行動を模倣することで優れた経営者であるかのように見せることができる。このような2つの群衆行動の理論に代表される企業の予想開示行動は、米国においてBrown et al. (2006) やTse and Tucker (2010) によって分析されており、ライバル企業の予想開示が経営者の予想開示のタイミングに影響していることが析出されている。

群衆行動の視点は、日本企業の分析においても重要であることが指摘されている (Abeglen and Stalk 1985、浅羽2002)。特に、日本企業では経営者報酬契約の中にライバルの動向が考慮されていることがある。具体的には、トヨタ自動車の取締役の賞与について「毎年の連結営業利益をベースとし、配当、従業員の賞与水準、他社の動向、および中長期業績や過去の支給実績などを総合的に勘案の上、検討しています。」(トヨタ自動車 2015) とされており、資生堂でも役員の報酬は「報酬額の水準については、国内外の同業または同規模の他企業と比較のうえ、当社の業績に見合った水準を設定」するとしている (資生堂 2015)。このように日本企業では同業他社の動向が役員の報酬に影響しているため、会計行動に関してもライバル企業の動向の影響を受ける可能性がある。この点、Yamaguchi (2014) は、日本企業における同業種平均値をベンチマークとする利益調整行動の存在を明らかにしている。また Yamada (2015) は、経営者の予想改訂の程度が同業他社の改訂の程度の影響を受けていることを

析出している。

企業が群衆的な利益目標の変更を行う場合には、他社の予想利益を模倣するため、経営者は自身の経営目標を無視した予想利益の公表を行うことになる。國村・久保 (2013) が示すように、自社の経営状態に合わせた予想改訂を十分に行わなかった企業では、予想利益の達成を目的とした長期的な目標を考慮しない会計的利益調整が行われる可能性があり、会計プロセスの利益平準化効果は抑制されるかもしれない。そこで本稿では次のような検証課題を提起し、分析を行うこととする。

RQ :

群衆的な予想利益改訂を行う企業の利益は、その他の企業の利益に比べて、正常な会計プロセスから計算される平準化された利益への調整速度が遅くなる。

3. 分析方法

3.1. 群衆的予想改訂の程度

Yamada (2015) に依拠して、まず次のように個々の企業の当期利益予想の改訂 (REVISION) を計算する。

$$REVISION_{i,t,q} = \frac{(MF_{i,t,q} - MF_{i,t,q-1})}{abs(MF_{i,t,q-1})} \quad (1)$$

ここで、 $MF_{i,t,q}$ は企業 i が t 期に q 回目に公表した会社発表予想当期利益を表している。 $abs(MF)$ は MF の絶対値である。ただし、1 回目の予想改訂 $REVISION_{i,t,1}$ については、前期の当期利益実績値との差を計算している。なお、予想改訂を表す 1 式の分母について、予想改訂を計算する際には、期首総資産や株式時価総額などが用いられることが多い (たとえば Kato et al. 2009)。しかし、企業は個々に利益目標を定めて

いるため、これらのデフレーターは予想利益の水準が異なる企業間の予想改訂の観察に適さない。少なくとも企業間の改訂幅の比較を行うためには、予想利益の水準を基準化し改訂の大きさを測る必要があると考えられる。このため本稿では Yamada (2015) と同様に、分母を予想改訂前の予想値の絶対値としている。

企業 i の t 期における q 回目の予想改訂の目標値となりうる群衆的予想改訂（改訂の目標値となる同業他社の平均的当期利益予想改訂：HERD）は次のように計算する。

$$HERD_{i,t,q} = \frac{\sum_{n=1}^N REVISION_{n,t,s-1}}{N_{j,t,s-1}} \quad (2)$$

HERD の計算にあたって、同業他社を特定するために、本稿では東京証券取引所の業種分類と日経業種分類（中分類）を用いる。N は、企業 i と同業種に属する企業のうち、 t 期の同じ日に当期利益の予想を公表した企業の数を表している。また、サブスクリプトの s は企業 i と同業種に属する企業が t 期に行った当期利益予想改訂の順序を表している。たとえば企業 A と企業 B が同じ日

に当期利益予想改訂を行った場合、これらの企業には同じ順序コード s が付される。図 1 は HERD の計算についてまとめている。

次に、企業 i の群衆的な予想改訂の程度を測るために、企業 i の当期利益予想改訂 (REVISION) と直前に行われた同業他社の予想改訂の平均値 (HERD) の差を大胆な予想の程度 (BOLD) としてあらわす。なお、abs は絶対値を示す。

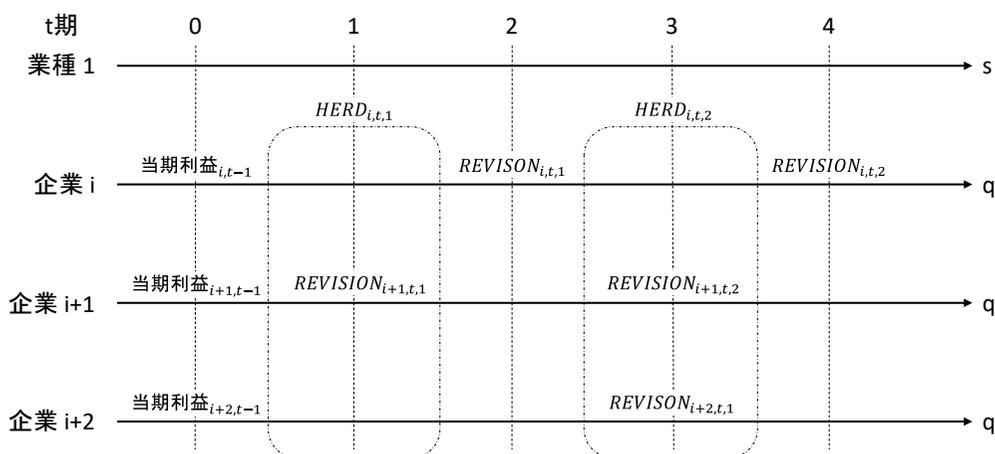
$$BOLD_{i,t,q} = abs(REVISION_{i,t,q} - HERD_{i,t,q}) \quad (3)$$

企業 i の t 期における BOLD の平均値 (AVE_BOLD) を、企業 i の t 期における群衆的な予想の程度として扱う。なお、 Q は企業 i が t 期に行った予想改訂の回数を表す。

$$AVE_BOLD_{i,t} = \frac{\sum_{q=1}^Q BOLD_{i,t,q}}{Q_{i,t}} \quad (4)$$

AVE_BOLD が小さな企業ほど群衆的な予想改訂を行う企業と考えられ、逆に AVE_BOLD が大きな企業ほど独自の予想改訂を行う企業と考えられる。なお、分析では、AVE_BOLD が中央値より小さな企業 - 年と大きな企業 - 年のグループに

図 1 HERD の計算



Yamada (2015) の Figure 1 を参考に一部修正。

分類することで群衆的な予想改訂を行う企業群と大胆な予想改訂を行う企業群を区分する。

3.2. 正常な会計プロセスによる利益

Dechow and Dichev (2002) に依拠して正常な会計プロセスによる平準化された利益について次のように推計する³⁾。まず、ある企業の3期間の経営活動を考えた場合、t期におけるキャッシュフロー（CF）は、t-1期の利益計算に認識されるキャッシュフロー（CF^{t-1}）、t期の利益計算に認識されるキャッシュフロー（CF^t）、t+1期の利益計算に認識されるキャッシュフロー（CF^{t+1}）からなっている。

$$CF_t = CF_t^{t-1} + CF_t^t + CF_t^{t+1} \quad (5)$$

また、t期の発生高（ACC）は、複数期間のキャッシュフローの認識のタイミングをシフトさせ、調整する機能を持つため、3期間の経営を考えた場合には次のように表すことができる。

$$ACC_t = CF_{t-1}^t - (CF_t^{t+1} + CF_t^{t-1}) + CF_{t+1}^t + \varepsilon_{t+1}^t - \varepsilon_t^{t-1} \quad (6)$$

ε は発生高の見積もり誤差を表している。また各変数のサブスクリプトは当該変数が生じる期をあらわしており、スーパースクリプトは当該変数が発生高に認識される期をあらわしている。

t期の利益がキャッシュフローと発生高の和であると考え、Dechow and Dichev (2002)のモデルからt期の利益（E）は次のようにあらわすことができる。

$$E_t = CF_{t-1}^t + CF_t^t + CF_{t+1}^t + \varepsilon_{t+1}^t - \varepsilon_t^{t-1} \quad (7)$$

正常な会計プロセスに基づき計算される利益は、複数期間のキャッシュフローを移動平均した値になっていることがわかる。

上記の議論から、企業iの正常な会計プロセス

に基づきキャッシュフローを平準化した利益（E*）は下記の式の推定値として表される。

$$E_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \varepsilon \quad (8)$$

Eは当該企業の当期利益であり、CFOは営業キャッシュフローをあらわす。(8)式から推定されるE*はt-1期、t期、t+1期のCFOと正の関係があると考えられる。

3.3. 検証モデル

会計プロセスによってキャッシュフローを平準化した利益（E*）に対して、実際の利益（E）をどの程度近づけているかを観察するために、本稿では部分調整モデルを用いる⁴⁾。

$$(E_{i,t} - E_{i,t-1}) = \lambda (E_{i,t}^* - E_{i,t-1}^*); 0 \leq \lambda \leq 1 \quad (9)$$

(E_{it}^{*} - E_{it-1}^{*})は、t-1期の利益から目標となるE*を達成するために期待される利益の変化を表している。もちろん、短期的な利益調整を行った場合など、すべての企業が実際の利益EをE*へと近づけられるわけではない。λは目標利益までの調整速度を表す係数であり、0から1までの値をとる。λ=1の場合には、目標利益に即座に調整していることを表しており、λ=0の場合には、E_{it} = E_{it-1}となるため会計プロセスの利益平準化効果が全く機能していないことを示している⁵⁾。

ここで(8)式を(9)式に代入して整理すると次の式がえられる。

$$E_{i,t} = \lambda \alpha_0 + \lambda \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \lambda \alpha_2 CFO_{i,t} + \lambda \alpha_3 CFO_{i,t+1} + (1 - \lambda) E_{i,t-1} + \lambda \varepsilon \quad (10)$$

(10)式に群衆的な予想改訂を積極的に行う企業群とそうではない企業群を識別するダミー変数(DBOLD)による交差項を加えて整理すると、次の回帰式がえられる。

$$E_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \beta_4 E_{i,t-1} + \beta_5 DBOLD_{i,t} + \beta_6 DBOLD_{i,t} * CFO_{i,t-1} + \beta_7 DBOLD_{i,t} * CFO_{i,t} + \beta_8 DBOLD_{i,t} * CFO_{i,t+1} + \beta_9 DBOLD_{i,t} * E_{i,t-1} + \gamma + \eta + \mu \quad (11)$$

サブスクリプトの*i*は企業、*t*は事業年を表しており、各変数の定義は次のとおりである。

E： 当期利益/期首総資産

CFO： 営業キャッシュフロー/期首総資産

DBOLD： AVE_BOLDが中央値よりも大きければ1、その他を0とするダミー変数

また、 γ は業種ダミー、 η は年次ダミー、 μ は誤差項を示している。なお、(11)式は企業-年をプールしたOLSにより推定する⁶⁾。

部分調整モデルの仮定より β_4 は0から1までの値をとると予想される。群衆的な予想改訂を行う企業では、短期的に利益の目標となる値が変化するため、会計的な利益調整が行われ、平準化された目標利益 (E*) に近づけることが困難になると考えられる。このため仮説より、 β_9 は負値となると考えられる。また(7)式より、 $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ の予想符号はすべて正值である。

3.4. サンプルの選択

本稿で用いるデータはすべて連結財務諸表に関する値を用いており、Nikkei NEEDs Financial Questより収集した。本稿の分析

対象となるサンプルの選択基準は以下のとおりである。

1. 2010年から2014年の5年間のデータであること
2. 東京証券取引所の1部市場に上場する一般事
業会社であること
3. 決算日の変更が無く12ヶ月決算であること
4. 分析に必要な変数が欠損していないこと

上記の企業-年から、平均値±3標準偏差を超える値をはずれ値として処理した後に残る最終的なサンプルは7532企業-年となった。

表1 サンプルの業種分類

東証業種分類 (TIC)		n	日経業種分類 (NIC)		n
水産・農林業	50	17	水産	235	17
鉱業	1050	27	鉱業	237	27
建設業	2050	462	建設	241	456
食料品	3050	331	食品	101	327
繊維製品	3100	174	繊維	103	151
パルプ・紙	3150	49	パルプ・紙	105	49
化学	3200	609	化学	107	584
医薬品	3250	178	医薬品	109	178
石油・石炭製品	3300	44	石油	111	40
ゴム製品	3350	50	ゴム	113	55
ガラス・土石製品	3400	156	窯業	115	156
鉄鋼	3450	141	鉄鋼	117	141
非鉄金属	3500	111	非鉄金属製品	119	284
金属製品	3550	166			
機械	3600	582	機械	121	574
電気機器	3650	723	電気機器	123	723
輸送用機器	3700	308	造船	125	16
			自動車	127	257
			輸送用機器	129	37
精密機器	3750	131	精密機器	131	135
その他製品	3800	228	その他製造	133	241
電気・ガス業	4050	76	電力	267	42
			ガス	269	34
陸運業	5050	181	鉄道・バス	255	105
			陸運	257	80
海運業	5100	36	海運	259	35
空運業	5150	12	空運	261	12
倉庫・輸送関連業	5200	100	倉庫	263	97
情報・通信業	5250	508	通信	265	76
卸売業	6050	700	商社	243	730
小売業	6100	746	小売業	245	589
不動産業	8050	193	不動産	253	193
サービス業	9050	493	サービス	271	1091
全体		7532	全体		7532

4. 分析結果

4.1. 記述統計と相関係数

表2のパネルAは各変数の記述統計をまとめている。t期の当期利益(E)の平均値(中央値)は0.031(0.028)であり、t-1期からt+1期までの営業キャッシュフローの平均値よりも低い。これは薄井(2015)などの傾向と同様であり、減価償却費や引当金の影響で発生高の平均値が負値となるためと考えられる。また、他の要因としては、特別損失の影響が考えられる。本稿では東日本大震災の影響を受ける期間が含まれるため、震災による減損損失やその他の特別損失が影響している可能性もある。この点については、追加検証で主な分析への影響を確認する。

本研究で群衆的予想改訂行動の程度を示すAVE BOLD(TIC)(AVE BOLD(NIC))の中央値は0.341(0.325)となっている。ここから、多くの企業では直前に予想改訂を行った企業群と比較して30~35%程度乖離した予想改訂が行われることがわかる。また、AVE BOLD(TIC)(AVE

BOLD(NIC))の最小値はゼロであることから、1年を通して直前に行われた同業他社の予想改訂幅と全く同じ改訂を行っている企業もあることがわかる。なお本稿では、中央値の値から、直前に行われた東京証券取引所業種分類(日経業種分類)の同業他社の予想改訂と比べて自社の予想改訂が約34%(33%)以上異なる場合に大胆な予想改訂を行った企業(DBOLD=1)、それ以下では群衆的な予想改訂を行った企業(DBOLD=0)に分類される。

表2のパネルBは各変数の相関係数がまとめられている。(7)式から予想されるように、t期の当期利益(E)とt-1期からt+1期の営業キャッシュフロー(CFO)には、それぞれ0.434、0.518、0.387と正の相関関係が観察される。ここから会計処理のプロセスによって、会計利益はキャッシュフローを移動平均するように推移し、キャッシュフローに対して会計利益の変動を小さくする標準化効果があることがわかる。

東京証券取引所の業種分類によって群衆的予想改訂を判別するDBOLD(TIC)は、当期利益や営

表2 記述統計と相関係数

Panel A	平均値	標準偏差	最小値	下位5%	中央値	上位5%	最大値
[1] E(t)	0.031	0.039	-0.209	-0.025	0.028	0.096	0.208
[2] CFO(t-1)	0.068	0.059	-0.391	-0.019	0.065	0.166	0.487
[3] CFO(t)	0.069	0.055	-0.272	-0.016	0.067	0.163	0.289
[4] CFO(t+1)	0.067	0.054	-0.272	-0.017	0.065	0.159	0.285
[5] E(t-1)	0.025	0.051	-0.474	-0.045	0.023	0.091	1.938
[6] AVE BOLD(TIC)	0.710	1.103	0.000	0.051	0.341	2.653	10.721
[7] AVE BOLD(NIC)	0.704	1.133	0.000	0.045	0.325	2.744	10.742

Panel B	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
[1] E(t)	1.000	0.434	0.518	0.387	0.554	-0.271	-0.301
[2] CFO(t-1)		1.000	0.358	0.389	0.427	-0.131	-0.156
[3] CFO(t)			1.000	0.418	0.296	-0.126	-0.128
[4] CFO(t+1)				1.000	0.277	-0.092	-0.113
[5] E(t-1)					1.000	-0.199	-0.223
[6] AVE BOLD(TIC)						1.000	0.910
[7] AVE BOLD(NIC)							1.000

観測数：7532 企業-年。

表3 群衆的予想企業と大胆予想企業の比較

	DBOLD(TIC) = 1		DBOLD(TIC) = 0		平均値の差	t値
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差		
E(t)	0.021	0.042	0.042	0.032	-0.021	-24.675***
CFO(t-1)	0.058	0.059	0.077	0.059	-0.019	-13.759***
CFO(t)	0.063	0.055	0.075	0.054	-0.013	-10.134***
CFO(t+1)	0.062	0.056	0.072	0.053	-0.011	-8.408***
E(t-1)	0.012	0.059	0.038	0.039	-0.026	-22.665***
obs.	3766		3766			

	DBOLD(NIC) = 1		DBOLD(NIC) = 0		平均値の差	t値
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差		
E(t)	0.019	0.041	0.043	0.033	-0.024	-27.974***
CFO(t-1)	0.056	0.058	0.079	0.059	-0.023	-16.990***
CFO(t)	0.061	0.054	0.077	0.054	-0.015	-12.157***
CFO(t+1)	0.060	0.054	0.074	0.054	-0.014	-11.387***
E(t-1)	0.010	0.058	0.040	0.038	-0.030	-26.418***
obs.	3766		3766			

業キャッシュフローと負の相関関係が観察される。この傾向は日経業種分類を用いた場合（DBOLD(NIC)）でも同様である。表3は、DBOLDが0となる群衆的な業績予想改訂を行った企業-年と、DBOLDが1となる大胆な予想改訂を行った企業-年の業績を比較している。ここからも、当期利益（E）や営業キャッシュフロー（CFO）の平均値は、大胆な予想改訂を行った企業ほど小さいことがわかる。BOLDの計算の基礎となる予想改訂幅を示す変数REVISIONは、予想改訂幅を測定するために分母が改訂前業績予想値の絶対値となっている。このため、予想利益がゼロに近い企業ほどBOLDが大きく計算される可能性がある。この点について、追加検証によって業績の影響を観察する必要がある。

4.2. 主な分析結果

表4には、主な分析結果がまとめられている。モデル1では東証業種分類に基づき群衆的予想改訂(DBOLD(TIC))の影響を分析している。まず、t-1期からt+1期までの営業キャッシュフロー（CFO）の係数は、それぞれ0.035、0.160、0.055

で正値となっており、すべて統計的に1%水準で有意である。これは(7)式のモデルから予想される符号と整合的であり、会計処理のプロセスにはキャッシュフローの変動を平準化する効果があることが確認できる。

次に群衆的予想改訂行動と利益平準化効果について、t-1期の当期利益(E)の係数は0.487であり、統計的に1%水準で有意である。ここから、同業他社を意識した群衆的な予想改訂を行う企業群の、会計処理のプロセスによる平準化された利益(E*)への調整速度 λ は0.513(1-0.487)であり、t-1期のEからt期のE*への調整は50%程度しかおこなわれていない。一方で、同業他社とは異なる大胆な予想改訂を行う企業では、t-1期の当期利益(E)の係数は-0.317であり、統計的に1%水準で有意である。この結果、大胆な予想改訂を行う企業の調整速度 λ は0.830(1-(0.487-0.317))であり、E*への調整がかなり進んでいるといえる。この傾向はモデル2も同様であり、群衆的な予想改訂を行う企業の調整速度 λ が0.460に対して、大胆な予想改訂を行う企業の調整速度 λ は0.842とかなり大きい。ここから、検証課題とし

表4 主な分析結果

	Model 1		Model 2	
	TIC		NIC	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
const	0.010	4.863***	0.005	3.100***
CFO (t-1)	0.035	3.092***	0.029	2.874***
CFO (t)	0.160	16.630***	0.154	16.730***
CFO (t+1)	0.055	4.957***	0.053	5.258***
E (t-1)	0.487	14.970***	0.540	19.000***
DBOLD	-0.014	-7.493***	-0.013	-7.325***
DBOLD * CFO (t-1)	0.061	2.298**	0.064	2.710***
DBOLD * CFO (t)	0.135	7.415***	0.143	7.963***
DBOLD * CFO (t+1)	0.034	1.818*	0.031	1.668*
DBOLD * E (t-1)	-0.317	-5.237***	-0.382	-6.970***
INDS Dummy	yes		yes	
YEAR Dummy	yes		yes	
Adj. R2	0.531		0.541	
obs.	7532		7532	
λ				
BOLD=0	0.513		0.460	
BOLD=1	0.830		0.842	

***、**、*は統計的に1%、5%、10%水準で有意であることを示す。なお、t 値の計算には不均一分散を考慮したWhite(1980)の標準誤差を用いている。

てあげたように、群衆の予想改訂行動は利益平準化効果を抑制する要因として考えることができる。

4.3. 業績の影響

本稿で用いたDBOLDは、業績予想改訂の大胆さを示す変数であるため、改訂前の予想利益がゼロに近い企業では、業績予想改訂幅が大きく計算される可能性がある。実際にサンプルの記述統計や相関係数から、DBOLDが1となる大胆な予想改訂を行う企業のほうが、DBOLDが0となる群衆の予想改訂を行う企業に比べて、当期利益・営業キャッシュフローともに小さくなる傾向が確認できる。

利益の持続性について検証したHayn (1995)によれば、業績の悪い企業では企業の清算を回避するために業績を改善しようとするため、業績の悪い企業ほど利益の持続性が小さくなる。また、

Dechow and Dichev (2002)では赤字企業では異常発生高が大きいことを析出しており、業績の悪い企業では利益の質が悪化することを示している。ここから、相対的に業績が悪い企業の利益の持続性や質の低下が、t-1期のEの係数が小さくなった原因かもしれない。そこで、本節ではt期の当期利益(E)の四分位ごとにポートフォリオを作成することで、主な分析結果の頑健性を確かめる⁸⁾。

表5は、業績ポートフォリオ(PP)ごとの分析結果を示しており、東京証券取引所の業種分類によって大胆予想改訂企業を定義したモデル3からモデル6、日経業種分類によって大胆予想改訂企業を定義したモデル7からモデル10である。最も業績が良いポートフォリオ(上位25%)であるPP1では、Eの平均値が0.079となっており、総資産に対する当期利益は約8%である。これに対して、最も業績が悪いポートフォリオ(下位

表5 業績の影響

	Model 3 PP1 (TIC)		Model 4 PP2 (TIC)		Model 5 PP3 (TIC)		Model 6 PP4 (TIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
const	0.035	11.680***	0.033	35.300***	0.019	33.180***	-0.007	-1.519
CFO(t-1)	-0.027	-2.345**	-0.007	-1.632	0.002	0.462	0.009	0.442
CFO(t)	0.119	9.214***	0.022	4.784***	0.005	1.349	0.065	3.293***
CFO(t+1)	0.004	0.253	0.012	2.666***	0.003	1.069	0.039	1.553
E(t-1)	0.524	15.500***	0.096	7.181***	0.044	6.052***	0.095	2.189**
DBOLD	0.026	7.265***	0.003	4.152***	0.000	0.240	-0.022	-8.218***
DBOLD * CFO(t-1)	0.064	2.938***	0.021	3.128***	0.001	0.240	0.014	0.465
DBOLD * CFO(t)	0.013	0.577	-0.025	-3.784***	0.000	-0.045	0.163	5.262***
DBOLD * CFO(t+1)	-0.024	-0.935	-0.003	-0.444	0.002	0.519	0.030	0.862
DBOLD * E(t-1)	-0.416	-9.646***	-0.078	-5.317***	-0.042	-5.024***	-0.020	-0.358
INDS Dummy	yes		yes		yes		yes	
YEAR Dummy	yes		yes		yes		yes	
Adj. R2	0.470		0.089		0.045		0.212	
obs.	1883		1883		1883		1883	
λ								
BOLD=0	0.476		0.904		0.956		0.905	
BOLD=1	0.893		0.983		0.998		0.905	
E(t)								
mean	0.079		0.037		0.020		-0.011	
s.d.	0.028		0.006		0.004		0.033	

	Model 7 PP1 (NIC)		Model 8 PP2 (NIC)		Model 9 PP3 (NIC)		Model 10 PP4 (NIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
const	0.034	10.160***	0.032	38.600***	0.018	35.330***	-0.011	-3.081***
CFO(t-1)	-0.014	-0.952	-0.007	-1.602	0.002	0.564	-0.006	-0.273
CFO(t)	0.120	9.939***	0.023	5.061***	0.003	0.834	0.072	3.475***
CFO(t+1)	0.015	0.948	0.016	3.584***	0.005	1.361	0.041	2.021**
E(t-1)	0.473	9.396***	0.108	7.320***	0.056	6.150***	0.166	2.995***
DBOLD	0.027	6.369***	0.004	5.384***	0.000	1.059	-0.023	-10.130***
DBOLD * CFO(t-1)	0.060	2.498**	0.020	3.054***	0.001	0.279	0.031	1.092
DBOLD * CFO(t)	0.016	0.666	-0.027	-4.104***	0.003	0.685	0.152	4.881***
DBOLD * CFO(t+1)	-0.050	-1.835*	-0.010	-1.493	0.000	0.106	0.029	0.915
DBOLD * E(t-1)	-0.382	-6.816***	-0.093	-5.832***	-0.053	-5.343***	-0.094	-1.519
INDS Dummy	yes		yes		yes		yes	
YEAR Dummy	yes		yes		yes		yes	
Adj. R2	0.464		0.103		0.053		0.215	
obs.	1883		1883		1883		1883	
λ								
BOLD=0	0.527		0.892		0.944		0.834	
BOLD=1	0.909		0.985		0.996		0.834	
E(t)								
mean	0.079		0.037		0.020		-0.011	
s.d.	0.028		0.006		0.004		0.033	

当期利益（期首総資産で基準化）の大きにしたがって四分位ごとにポートフォリオを作成し、OLSにより推定している。利益の大きさはPP1が一番大きく、PP4が一番小さい。***、**、*は統計的に1%、5%、10%水準で有意であることを示す。なお、t値の計算には不均一分散を考慮したWhite(1980)の標準誤差を用いている。

25%)であるPP4では、Eの平均値が-0.011であり、赤字企業も含まれている。

モデル3からモデル6について、モデル3のt-1期のEの係数(t値)は0.524(15,500)であり、モデル6の0.095(2,189)よりも大きく、Hayn(1995)の指摘するように、業績が良い企業ほど利益の持続性が高くなっている。しかし、モデル3の業績の良いポートフォリオにおいても、群衆的予想改訂を行う企業の調整速度 λ (0.476)に比べて、同業他社とは異なる大胆な予想改訂を行った企業の調整速度 λ は0.893となっていることが確認できる。その一方で、業績が悪いポートフォリオについて分析したモデル6では、大胆な予想改訂を行う企業と群衆的予想改訂企業の調整速度 λ に有意差は観察されない。この傾向は、モデル7からモデル10でも同様であり、大胆な予想改訂企業と群衆的予想改訂企業の調整速度の差は、業績による利益の持続性の変化とは異なっており、むしろ業績の良い企業で顕著であるといえる。

4.4. 震災の影響

本稿の分析期間には東日本大震災が発生した事業期間が含まれている。このような災害は減損損失や評価損などの特別損失を多くもたすため、これらの項目が利益平準化効果に影響する可能性がある。また、吉田(2015)に示されるように、震災時には業績予想の見直しを行う企業があると考えられる。このため震災時の予想改訂行動はそれ以外の時期に比べて異なる意味を持っているかもしれない。これらの要因について検証するため、本節では2010年から2011年の震災の影響がない、もしくは小さな期間、2012年の震災の影響が大きな期間、2013年から2014年の震災後の期間の3期間に区分し、主な分析結果への影響を観察する。

表6は、震災の前後での回帰分析結果であり、モデル11からモデル13は東京証券取引所の業種分類をもとに群衆的予想改訂を定義したもの、モデル14からモデル16は日経業種分類をもとに群衆的予想改訂を定義したものをまとめている。

モデル11からモデル13を見ると、いずれの期間においても一貫して群衆的予想改訂をした企業よりも大胆な予想改訂を行った企業のほうが調整速度 λ は大きくなっている。また、興味深いことに、群衆的予想改訂企業・大胆予想改訂企業ともに、震災期間に調整速度はやや減少するものの、震災後の期間には、大胆予想改訂企業の調整速度は震災以前よりも速くなっている。ここから大胆予想改訂を行う企業では、震災のような外的要因によるショックが発生した場合にも、即座に利益の平準化効果を回復していることがわかる。

これらの傾向は、日経業種分類により群衆的予想改訂を定義したモデル14からモデル16でも同様であり、震災の影響は主な分析結果に大きな影響を与えていないと考えられる。

4.5. 利益の質に影響するその他の要因

4.3で検証した業績以外にもDechow and Dichev(2002)は、業績の標準偏差が大きいほど、発生高の絶対値が大きいほど、企業規模が小さいほど利益の質が悪化することを示している。Dechow and Dichev(2002)が示すように、当然、利益の質が悪い企業では、利益の持続性が低くなる。このため、これらも利益平準化効果を抑制する要因と考えられる。そこで、これらの要因をコントロールした上で、群衆的予想改訂行動が与える影響について観察することで結果の頑健性を確かめる。

表7は、売上高の標準偏差、発生高の絶対値の大きさ、期末総資産の大きさにしたがって作成したポートフォリオの推定結果をまとめている。い

表6 震災の影響

	Model 11 2010-2011 (TIC)		Model 12 2012 (TIC)		Model 13 2013-2014 (TIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
const	0.009	3.609***	0.001	0.466	0.008	2.368**
CFO(t-1)	0.040	2.360**	0.001	0.071	0.034	1.628
CFO(t)	0.165	9.892***	0.134	8.957***	0.157	10.390***
CFO(t+1)	0.056	3.412***	0.048	2.776***	0.060	3.344***
E(t-1)	0.455	9.872***	0.607	15.860***	0.494	9.039***
DBOLD	-0.016	-7.461***	-0.009	-2.694***	-0.014	-4.456***
DBOLD * CFO(t-1)	0.045	1.801*	0.034	1.086	0.081	1.948*
DBOLD * CFO(t)	0.140	5.331***	0.098	2.798***	0.149	4.206***
DBOLD * CFO(t+1)	0.009	0.361	0.075	1.726*	0.034	0.946
DBOLD * E(t-1)	-0.216	-4.093***	-0.322	-4.592***	-0.393	-5.413***
INDS Dummy	yes		yes		yes	
YEAR Dummy	yes		no		yes	
Adj. R2	0.534		0.579		0.510	
obs.	3067		1558		2907	
λ						
BOLD=0	0.545		0.393		0.506	
BOLD=1	0.762		0.715		0.899	

	Model 14 2010-2011 (NIC)		Model 15 2012 (NIC)		Model 16 2013-2014 (NIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
const	0.001	0.507	0.000	0.084	0.005	2.306**
CFO(t-1)	0.035	2.294**	0.001	0.061	0.033	1.902*
CFO(t)	0.158	10.120***	0.125	9.211***	0.145	9.934***
CFO(t+1)	0.050	3.090***	0.043	2.786***	0.053	3.142***
E(t-1)	0.523	13.910***	0.646	24.510***	0.537	10.150***
DBOLD	-0.015	-7.000***	-0.009	-2.718***	-0.013	-4.469***
DBOLD * CFO(t-1)	0.046	1.959*	0.056	1.734*	0.057	1.496
DBOLD * CFO(t)	0.148	5.792***	0.101	2.820***	0.173	4.888***
DBOLD * CFO(t+1)	0.014	0.577	0.095	2.003**	0.032	0.924
DBOLD * E(t-1)	-0.304	-6.625***	-0.396	-6.298***	-0.441	-6.245***
INDS Dummy	yes		yes		yes	
YEAR Dummy	yes		no		yes	
Adj. R2	0.541		0.590		0.522	
obs.	3067		1558		2907	
λ						
BOLD=0	0.477		0.354		0.463	
BOLD=1	0.781		0.751		0.904	

***、**、*は統計的に1%、5%、10%水準で有意であることを示す。なお、t値の計算には不均一分散を考慮したWhite(1980)の標準誤差を用いている。

表7 利益の質に影響するその他の要因

	Model 17		Model 18		Model 19		Model 20	
	S.D. REV > Median (TIC)		S.D. REV ≤ Median (TIC)		S.D. REV > Median (NIC)		S.D. REV ≤ Median (NIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
E(t-1)	0.450	10.290***	0.513	14.830***	0.503	13.230***	0.564	17.640***
DBOLD * E(t-1)	-0.304	-4.539***	-0.232	-4.507***	-0.370	-6.170***	-0.297	-6.178***
Other Variables	yes		yes		yes		yes	
Adj. R2	0.514		0.581		0.525		0.587	
obs.	3764		3768		3764		3768	
λ								
DBOLD=0	0.550		0.487		0.497		0.436	
DBOLD=1	0.854		0.719		0.867		0.733	
	Model 21		Model 22		Model 23		Model 24	
	ABS TA > Median (TIC)		ABS TA ≤ Median (TIC)		ABS TA > Median (NIC)		ABS TA ≤ Median (NIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
E(t-1)	0.476	9.266***	0.334	12.380***	0.594	17.660***	0.324	7.894***
DBOLD * E(t-1)	-0.201	-3.132***	-0.299	-10.190***	-0.359	-7.516***	-0.290	-6.792***
Other Variables	yes		yes		yes		yes	
Adj. R2	0.528		0.770		0.543		0.771	
obs.	3766		3766		3766		3766	
λ								
DBOLD=0	0.524		0.666		0.406		0.676	
DBOLD=1	0.725		0.965		0.766		0.966	
	Model 25		Model 26		Model 27		Model 28	
	Assets ≤ Median (TIC)		Assets > Median (TIC)		Assets ≤ Median (NIC)		Assets > Median (NIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
E(t-1)	0.471	9.978***	0.479	13.770***	0.585	18.460***	0.450	9.478***
DBOLD * E(t-1)	-0.331	-4.724***	-0.216	-4.450***	-0.460	-8.338***	-0.188	-3.258***
Other Variables	yes		yes		yes		yes	
Adj. R2	0.533		0.544		0.550		0.545	
obs.	3766		3766		3766		3766	
λ								
DBOLD=0	0.529		0.521		0.415		0.550	
DBOLD=1	0.860		0.737		0.875		0.738	

(11) 式のポートフォリオ別推定結果をまとめている。***、**、*は統計的に1%、5%、10%水準で有意であることを示す。なお、t値の計算には不均一分散を考慮したWhite(1980)の標準誤差を用いている。S.D. REVは企業ごとの売上高の標準偏差(期首総資産で基準化)、ABS TAは発生高(当期利益-営業キャッシュフロー)の絶対値(期首総資産で基準化)、Assetsは総資産をあらわしている。

ずれの結果も、群衆的な予想改訂行動を行う企業に比べて、大胆な予想改訂を行う企業の調整速度は速くなっている。このことから、Dechow and Dichev (2002) で示された利益の質を悪化させる要因を考慮しても、群衆的な予想改訂が利益平準化効果を抑制していると言える。

5. おわりに

本稿では、会計処理にもともと備わっている利益の平準化効果 (natural smoothing) を抑制する要因について、群衆的な予想改訂行動の観点から分析した。利益の平準化効果は発生主義に基づく会計処理によって費用を期間配分することで、キャッシュフローに対する利益の変動を小さくする。このような利益平準化効果は、利益の持続性を高め、将来キャッシュフローの予想精度を向上させる、あるいは利益の質を高める会計処理の性質として注目されてきた。しかし、このような会計処理の性質は常に生じるわけではなく、短期的な利益調整によって発生高の大きな反転が生じた場合には、この効果が抑制される可能性がある。短期的なインセンティブをもたらす要因には、契約関係や市場反応に対するインセンティブが考えられるが、本稿では日本企業に特に大きな影響を与える可能性が大きく、かつ経営者自身がコントロールすることが出来ない利益目標の変更要因である、同業他社との群衆的な予想改訂に注目し、部分調整モデルを用いて、利益平準化効果の抑制の程度を分析した。

分析の結果、同業他社と群衆的な予想改訂を行う企業では、同業他社とは異なる大胆な予想改訂を行う企業に比べて平準化された利益への調整速度は遅くなっており、利益の平準化効果が抑制されることが析出された。このような傾向は企業の業績や、利益の質を悪化させるその他の要因を

コントロールした場合も同様であった。さらに、震災のような大きな外部ショックが発生した場合にも、大胆な予想改訂を行う企業では平準化された利益に向かって速やかに調整が行われることが明らかになった。

本稿は、利益の平準化効果の抑制要因に他企業の業績の動向が影響しうることを明らかにした点で貢献があると考えられる。平準化行動や利益の質に関する議論は企業の個別要因に注目したものが殆どであり、日本の企業行動の決定要因として重要なライバル企業との関係は殆ど注意が払われてこなかった。会計情報を読み取る上でこのような同業他社の動向は、個別要因とともに重要であり、多くの分析の蓄積が望まれる。

ただし、本稿の分析には、特に群衆行動の特定化において若干の課題が残されていると考えられる。同業他社の特定について、本稿では東証業種分類や日経業種分類を用いたが、たとえば輸送用機器に属する企業であっても、組み立てメーカーと部品供給メーカーが互いを意識した群衆行動を採用することは無いかもしれない。このような群衆行動のターゲットとなるライバル企業を特定することは容易ではないが、分析の精度を高めるために重要と考える。また、どのような企業が群衆的な行動をとるのかといった点まで特定することが出来れば、会計情報の理解により有用であると考えられる。

〔注〕

- 1) Dechow et al. (1998) は、発生高の反転についても、会計プロセスのモデルを用いて説明している。
- 2) 情報連鎖と評判に基づく群衆行動は互いに排反ではなく、評判による群衆行動が情報連鎖によって生じる場合もある。Hirshleifer and Teoh (2003) はこれらの関係について整理している。
- 3) 先行研究で用いられてきた利益平準化の目標値には、過去の利益水準を目標値とする場合 (たとえば Mose 1987) や、アナリストなどによる将来の予想利益を目標値とする場合

(たとえばDeFond and Park 1997)がある。Dechow and Dichev (2002)のモデルは異常運転資本発生高を推定するための方法だが、(7)式のように変形した場合には、利益がキャッシュフローの移動平均値(利益平準化の目標値)となることを推定するモデルと考えられる。Mose (1987)やDeFond and Park (1997)は、過去・将来のキャッシュフロー(業績)をゼロとしたDechow and Dichev (2002)モデルの特殊ケースと考えられる。

- 4) 利益平準化の程度を検証する方法として、たとえばTakasu and Nakano (2012)に見られるように利益平準化後の利益と利益平準化前の利益(あるいはキャッシュフロー)の標準偏差の比を観察する方法が一般的であるが、この方法では利益平準化の指標に過去の利益の変動が含まれるため、 t 期に利益平準化効果が抑制されているかを観察する指標としては適当ではない。一方で、過去の利益水準との比較を行う方法や(Mose 1987)や当期のキャッシュフローとの負の相関を調べる方法(國村・久保2009)では将来キャッシュフローの変動などを考慮しておらず、利益平準化効果の検証としては不十分である。このため本稿では、目標値への調整速度を観察することができる部分調整モデルを用いている。
- 5) 一見すると $t-1$ 期と t 期の利益が同じ水準となることは利益が平準化されているように見える。しかし、本稿のモデルを前提とした場合、このようなケースは t 期に認識すべき $t+1$ 期のキャッシュフローの変動が利益計算に反映されていない。このとき $t+1$ 期の利益は、キャッシュフローの適切な期間配分を受けないまま計算されるため、 t 期や $t-1$ 期と比較して大きく変動すると考えられる。ここから会計プロセスの利益平準化効果が抑制されているといえる。
- 6) ラグつき変数を説明変数に含む場合には内生性の問題が生じるため、一致推定量がえられない。また、Dechow and Dichev (2002)のモデルは運転資本発生高のみを扱うモデルであるため、本稿のモデルでは長期の発生高が考慮されない。これらの問題に対処するため、 γ に固定効果を用いて長期発生高をコントロールした上で、内生性を考慮したBlundell and Bond (1998)によるsystem GMM (two step)による動学パネル推定も行っている。結果は本稿に示したOLSの結果と同様の傾向を示していた。なお、GMMにより推定した調整速度(λ)は、東京証券取引所の業種分類(TIC)の群衆的予想改訂企業(DBOLD=0)で0.40、大胆予想改訂企業(DBOLD=1)で0.85であり、日経業種分類(NIC)では群衆的予想改訂企業(DBOLD=0)で0.26、大胆予想改訂企業(DBOLD=1)で0.88であった。いずれも群衆的な予想改訂を行う企業において、利益平準化効果が抑制されていることを示している。
- 7) system GMMによる推定では操作変数としてラグつき変数が必要となるため、分析対象となるサンプルは2011年から2014年の5759企業-年となっている。
- 8) t 期の営業キャッシュフロー(CFO)による業種ポートフォリオも作成し、検証している。この場合でも、業績が良いポートフォリオのほうが群衆的予想改訂企業と大胆予想改

訂企業の λ の差が大きくなっていった。

《参考文献》

- Abegglen, J. C. and G. Stalk Jr., 1985. Kaisha: The Japanese corporation. Basic books.
- Allen, E. J., C. R. Larson and R. G. Sloan, 2013. Accrual reversals, earnings and stock returns. *Journal of Accounting and Economics* 56, 113-129.
- 浅羽茂, 2002. 『日本企業の競争原理同質的行動の実証分析』, 東洋経済新報社.
- Baber, W. R., S. Kang and Y. Li, 2011. Modeling discretionary accrual reversal and the balance sheet as an earnings management constraint. *The Accounting Review* 86, 1189-1212.
- Banerjee A. V., 1992. A simple model of herd behavior. *The Quarterly Journal of Economics* 107, 797-817.
- Bartov, E., 1993. The timing of asset sales and earnings manipulation. *The Accounting Review* 68, 840-855.
- Bikhchandani, S., D. Hirshleifer and I. Welch, 1992. A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades. *Journal of Political Economy* 100, 992-1026.
- Bikhchandani, S., D. Hirshleifer and I. Welch, 1998. Learning from the behavior of others: Conformity, fads, and informational cascades. *The Journal of Economic Perspectives* 12, 151-170.
- Blundell, R. and S. Bond, 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87, 115-143.
- Brown, N. C., L. A. Gordon and R. R. Wermers, 2006. Herd behavior in voluntary disclosure decisions: An examination of capital expenditure forecasts. SSRN id649823, 1-55.
- Chaney, P. K. and C. M. Lewis, 1995. Earnings management and firm valuation under asymmetric information. *Journal of Corporate Finance* 1, 319-345.
- Dechow, P. M., A.P. Hutton, J. H. Kim, and R. G. Sloan, 2012. Detecting earnings management: A new approach. *Journal of Accounting Research* 50, 275-334.
- Dechow, P. M., I.D. Dichev, 2002. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review* 77, 35-59.
- Dechow, P.M., S.P. Kothari, R.L. Watts, 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25, 133-168.
- DeFond, M. L. and C. W. Park, 1997. Smoothing income in anticipation of future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23, 115-139.
- DeFond, M. L. and C. W. Park, 2001. The reversal of abnormal accruals and the market valuation of earnings surprises.

- The Accounting Review 76, 375-404.
- Eckel, N., 1981. The income smoothing hypothesis revisited. *Abacus* 17, 28-40.
- Goel, A. and A. Thakor, 2003. Why do firms smooth earnings? *Journal of Business* 76, 151-192.
- Gray, S. J., 1998. Towards a theory of cultural influence on the development of accounting systems internationally. *Abacus* 24, 1-15.
- Hayn, C., 1995. The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics* 20, 125-153.
- Herrman, D. and T. Inoue, 1996. Income smoothing and incentives by operating condition: An empirical test using depreciation changes in Japan. *Journal of International Accounting, Auditing, and Taxation* 5, 161-177.
- Hirshleifer, D. and S. H. Teoh, 2003. Herd behavior and cascading in capital markets: A review and synthesis. *European Financial Management* 9, 25-66.
- Kato, K., D. J. Skinner and M. Kunimura, 2009. Management forecasts in Japan: An empirical study of forecasts that are effectively mandated. *The Accounting Review* 84, 1575-1606.
- 國村道雄, 久保充, 2013. 「わが国における経営者業績予想の改訂について」『彦根論叢』第395巻, 34-47.
- Moehrl S. R., 2002. Do firms use restructuring charge reversals to meet earnings targets? *The Accounting Review* 77, 397-413.
- Moses, D. O., 1987. Income smoothing and incentives: Empirical tests using accounting changes. *The Accounting Review* 62, 358-377.
- Nagy, A. L. and T. L. Neal, 2001. An empirical examination of corporate myopic behavior: a comparison of Japanese and U.S. companies. *The International Journal of Accounting* 36, 91-113.
- Riahi-Belkaoui, A., 2004. Accounting theory. South-Western CENGAGE Learning.
- Ronen, J. and V. Yaari, 2008. Earnings management. Springer.
- Sankar, M. R. and K. R. Subramanyam, 2001. Reporting discretion and private information communication through earnings. *Journal of Accounting Research* 39, 365-386.
- Scharfstein, D. S. and J. C. Stein, 1990. Herd behavior and investment. *The American Economic Review* 80, 465-479.
- 資生堂, 2015. 「第115回定時株主総会召集通知」.
- 首藤昭信, 2013. 「利益調整の動機と手法」, 伊藤邦雄, 桜井久勝編『会計情報の有用性』, 中央経済社, 251-293.
- 須田一幸, 花枝英樹, 2008. 「日本企業の財務報告サーベイ調査による分析」『証券アナリストジャーナル』第46巻第5号, 51-69.
- Takasu, Y. and M. Nakano, 2012. What do smoothed earnings tell us about the future? *The Japanese Accounting Review* 2, 1-32.
- トヨタ自動車, 2015. 「コーポレートガバナンス報告書」.
- Tse, S. and J. W. Tucker, 2010. Within-industry timing of earnings warnings: Do managers herd? *Review of Accounting Studies* 15, 879-914.
- Tucker, J. W. and P.A. Zarowin, 2006. Does income smoothing improve earnings informativeness? *The Accounting Review* 81, 251-270.
- 薄井彰, 2015. 『会計制度の経済分析』, 中央経済社.
- Yamada, A., 2015. Do managers mimic rivals forecasts innovations? Evidence from Japan. SSRN id2635935, 1-37.
- 山口朋泰, 2009. 「機会主義的な実体的裁量行動が将来業績に与える影響」『会計プロセス』第10号, 117-137.
- Yamaguchi, T., 2014. Real and accrual-based earnings management to achieve industry-average profitability: Empirical evidence from Japan. SSRN id2492382, 1-40.
- 矢内一利, 2013. 「利益平準化に関する研究の展開」『青山経営論集』第48巻第2号, 249-266.
- 吉田靖, 2015. 「東日本大震災と金融機関のディスクロージャー」『東京経大会誌』第286号, 151-158
- Young, S., 1999. Systematic measurement error in the estimation of discretionary accruals: An evaluation of alternative modelling procedures. *Journal of Business Finance and Accounting* 26, 833-862.
- White, H., 1980. A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct rest for heteroscedasticity. *Econometrica* 48, 817-838.
- 付記
本投稿論文は、筆者によって編集委員会に提出された原稿について査読プロセスを経ることなく掲載したものである。