

# 連続増益の達成と実体的裁量行動

山口 朋 泰

## 1. はじめに

連続で増益を報告している企業は、株式市場において高い株価を維持している一方で、連続増益が途切れた時点で大幅な株価下落を経験することが知られている (DeAngelo et al. 1996; Barth et al. 1999; Myers et al. 2007; 首藤 2010)。こうした状況において、連続で増益を計上している企業の経営者は、株式市場における株価下落のペナルティを避けるために、増益を維持する強いインセンティブがあると考えられる。その際、経営者は利益を調整して増益を維持しようとするかもしれない。

経営者による意図的な利益の調整は利益マネジメント (earnings management) と呼ばれ、その手段は会計的裁量行動 (accounting discretionary behavior) と実体的裁量行動 (real discretionary behavior) の2つに大別できる。会計的裁量行動は会計上の操作を通じた利益の調整であり、減価償却方法の変更、棚卸資産の評価方法の変更、貸倒引当金の見積り調整などがある。これに対して、実体的裁量行動は事業活動の操作を通じた利益の調整であり、一時的な値引販売等による売上操作、研究開発費や広告宣伝費等の削減、売上原価低減のための過剰生産、固定資産の売却などがある。

連続増益の達成と利益マネジメントの関係を分析した先行研究のいくつかは、利益分布アプローチを利用している。例えば、Burgstahler and Dichev (1997) は米国企業を対象に、前期までの連続増益期間が長い企業ほど、利益変化の分布におけるゼロ付近の不連続性が顕著になっていること、すなわち前期利益をわずかに上回る (下回る) 企業が極端に多い (少ない) ことを示している。首藤 (2010) は1976年から2000年までの日本企業の個別財務諸表データを用いて、Burgstahler and Dichev (1997) と同様の証拠を提示している。これらの発見事項は、前期までの連続増益期間が長い企業ほど、減益回避のために利益マネジメントを実施したことを示唆している。ただ、利益分布アプローチでは利益マネジメントの手段を明らかにすることはできない。

利益マネジメントの手段のうち会計的裁量行動に着目して、連続増益の達成との関係を調査した研究もある。これに関しては、米国企業を対象としたMyers et al. (2007) や日本企業を対象とした首藤 (2010) が、連続増益を達成した企業が会計的裁量行動で利益を平準化する傾向があることを実証している。経営者は業績好調時には利益減少型の利益マネジメントを実施し、業績不振時には利益増加型の利益マネジメントを実施することで、連続増益のような安定的かつ持続的な利益成長を実現させることができる (首藤 2010)。

本研究の目的は、日本企業を対象に、連続増益の達成と実体的裁量行動の関係を調査することである。第1に、Burgstahler and Dichev (1997) や首藤 (2010) と同様に利益分布アプローチ

を用いて、連続増益企業（2年以上の連続増益に続く年度にある企業一年）ほど、利益変化の分布のゼロ付近における不連続性が大きくなっているか否かを観察する。第2に、小さい増益を計上した企業は減益回避のために利益増加型の利益マネジメントを実施した可能性が高いと仮定し、当該企業群において連続増益企業ほど利益増加型の実体的裁量行動を実施しているか否かを検証する。

分析の結果、連続増益企業ほど、利益変化の分布のゼロ付近の不連続性が高い（すなわち、小さい減益を計上する企業の頻度が極端に低い一方で、小さい増益を計上する企業の頻度が極端に高い）ことを確認した。また、小さい増益を計上した観測値を対象に、連続増益企業ほど、利益増加型の実体的裁量行動を実施するという結果を得た。これらの分析結果は、連続増益企業ほど、減益回避のために（すなわち、連続増益を維持するために）利益マネジメントを実施したこと、その手段として実体的裁量行動を利用したことと整合的である。

本研究の貢献は2つある。第1に、近年の日本企業の連結財務諸表データを用いて、利益分布アプローチによって、連続増益と利益マネジメントの関係を調査している点である。首藤（2010）は1976年から2000年までの日本企業の個別財務諸表データを用いて、前期までの連続増益期間が長いほど利益変化の分布におけるゼロ付近の不連続性が顕著になっていることを確認している。本研究では2000年から2013年までの3月期の連結財務諸表データを用いて同様の分析を行う。わが国においては2000年3月期以降、個別会計情報を中心としたディスクロージャー制度から、連結会計情報を中心としたディスクロージャー制度に変更されており、個別会計情報よりも連結会計情報の方が株価との関連性が高いことが知られている（石川 2000）。このことを踏まえると、本研究のサンプル期間において、経営者は連結財務諸表の会計数値を意識して利益を調整するインセンティブがより強そうである。そのため、本研究では連結財務諸表のデータを使用することにした。また、連結財務諸表データを利用することで、個別財務諸表データを用いた首藤（2010）の結果と比較できるという意義を有する。第2に、本研究は連続増益の達成と実体的裁量行動の関係を調査した最初の研究である。Myers et al. (2007) や首藤（2010）は連続増益企業が会計的裁量行動によって利益を平準化した証拠を提示している。これに対して、本研究は連続増益企業が利益増加型の実体的裁量行動を実施した証拠を提示することによって、利益マネジメント研究に貢献する。

次節以降の構成は次のとおりである。第2節で仮説の設定を行い、第3節ではリサーチ・デザインを説明する。第4節では分析結果を示し、第5節では追加的検証の結果を提示する。第6節ではまとめと今後の課題について述べる。

## 2. 仮説の設定

連続で増益を公表している企業は、株式市場において高い株価を維持している一方で、連続増益が途切れた時に大幅な株価下落を経験することが知られている。例えば、DeAngelo et al. (1996) は、9年以上連続して増益を報告している企業について、その連続増益が途切れた時に、

平均で13.96%の負の異常株式リターンを経験することを実証している。また、Barth et al. (1999) は、5年以上連続して増益を計上した企業が株式市場において高いプレミアムを有すること、連続増益が途切れた時にその市場プレミアムが減少することを示している。四半期データを用いた Myers et al. (2007) は、20期以上の連続増益を達成した企業が相対的に高い異常株式リターンを経験すること、連続増益終了後の株価下落は連続増益期間が長いほど大きいことを示している。日本企業を対象とした首藤 (2010) は、5年以上連続して増益を報告した企業が相対的に高い異常株式リターンを獲得すること、また連続増益が途切れて減益になった時に株価が大きく低下することを明らかにしている。

上記のように、連続増益の達成が高い株価の維持につながり、その後の減益報告が市場からのペナルティをもたらすのであれば、経営者は株価を維持するために連続増益を維持しようとするだろう。したがって、連続増益企業は増益を維持するために利益を調整する可能性がある。このことを検証するために、いくつかの先行研究では利益分布アプローチを用いている。Burgstahler and Dichev (1997) は米国企業を対象に、過年度までの連続増益期間が長いほど、利益変化の分布におけるゼロ付近の不連続性が顕著になっている（すなわち、小さい減益を計上する企業の頻度が低くなり、小さい増益を計上する企業の頻度が高くなる）ことを示している。首藤 (2010) は、1976年から2000年までの日本企業の個別財務諸表データを用いて同様の結果を得ている。これらの発見事項は、前期までの連続増益期間が長い企業ほど、減益回避のために利益マネジメントを実施したことを示唆している。本研究では、Burgstahler and Dichev (1997) や首藤 (2010) と同様に、利益分布アプローチを利用して、連続増益企業ほど増益を維持するために利益マネジメントを実施するか否かを検証したい。そこで、仮説1を設定した。

**仮説1** 連続増益企業ほど、増益維持のために利益マネジメントを実施する。

利益分布アプローチでは、利益マネジメントの存在を確認することはできるが、利益マネジメントの手段を明らかにすることはできない。利益マネジメントの手段には会計的裁量行動と実体的裁量行動がある。先行研究では連続増益の達成と会計的裁量行動の関係は調査されているが (Myers et al. 2007; 首藤 2010)、連続増益の達成と実体的裁量行動の関係はまだ調査されていない。経営者は会計的裁量行動と実体的裁量行動の両方で利益を調整できるため、連続増益達成と利益マネジメントの関係を総合的に理解するためには実体的裁量行動にも着目する必要がある。そこで、仮説2では利益マネジメントの手段のうち実体的裁量行動に着目し、連続増益達成を目的とした実体的裁量行動について検討することにする。

利益分布アプローチを用いた先行研究は、小さい増益を計上した企業が極端に多く、小さい減益を計上した企業が極端に少ないことを示し、減益回避のための利益マネジメントの証拠としている (Burgstahler and Dichev 1997; 首藤 2010)。つまり、当期に小さい増益を計上した企業は、減益回避のために利益増加型の利益マネジメントを実施した可能性が高そうである (Dechow

and Skinner 2000)。そこで、仮説 2 については当期に小さい増益を計上した企業に焦点を絞ることにする。

当期に小さい増益を計上した企業の中でも、連続増益企業は減益回避のインセンティブが特に強いと、利益増加型の利益マネジメントを実施した可能性が高いと考えられる。そこで、当期に小さい増益を計上した観測値を対象に、連続増益企業ほど利益増加型の実体的裁量行動を実施したか否かを検証する。このことを検証するために、仮説 2 を設定した。

**仮説 2** 当期に小さい増益を計上した企業群において、連続増益企業ほど利益増加型の実体的裁量行動を実施する。

### 3. リサーチ・デザイン

#### 3.1 利益変化の分布の作成

仮説 1 を検証するために、利益変化 ( $\Delta NI: (当期純利益_t - 当期純利益_{t-1}) / 期末総資産_{t-2}$ ) の分布を作成する。具体的には、Burgstahler and Dichev (1997) と首藤 (2010) を参考に、(1) 減益に続く年度、(2) 1 年の増益に続く年度、(3) 2 年以上の連続増益に続く年度、という 3 つのグループにサンプルを分類し、グループごとに利益変化の分布を作成する<sup>1)</sup>。そして、各分布のゼロ付近の不連続性を比較するために、Burgstahler and Dichev (1997) に依拠した標準化差異を算定する<sup>2)</sup>。分布が滑らかであるという帰無仮説の下で、標準化差異はおおよそ平均 0、標準偏差 1 の分布に従うため、1.645 (5%水準) や 2.326 (1%水準) を基準として、その有意性を判定できる (片側検定)。過年度までの増益期間が長いほど、利益マネジメントのインセンティブが大きくなるなら、(1) から (3) にかけて、ゼロ付近の不連続性が大きくなるはずである。特に、仮説 1 では、連続増益企業ほど増益維持のために利益マネジメントを実施すると予想しているので、(3) の利益変化の分布におけるゼロ付近の標準化差異が最も大きくなることが期待される。

#### 3.2 実体的裁量行動の尺度

本研究では、売上操作、裁量的支出の削減、及び過剰生産という 3 タイプの利益増加型の実体的裁量行動に焦点を当てる。これらの実体的裁量行動を測定するために、Dechow et al. (1998) のモデルをベースに Roychowdhury (2006) が使用した営業活動によるキャッシュ・フロー

1) Burgstahler and Dichev (1997) と首藤 (2010) は、(1) 減益に続く年度、(2) 1 年または 2 年連続の増益に続く年度、(3) 3 年以上の連続増益に続く年度、という 3 つのグループにサンプルを分類している。本研究では、1 年の増益に続く年度と 2 年以上の増益に続く年度に区分しているが、Burgstahler and Dichev (1997) や首藤 (2010) と同じ分類方法で分析した場合でも、結論は同一であった。

2) 標準化差異は Burgstahler and Dichev (1997) に従って次のように計算した。まず、区間  $i$  の相対度数を  $p_i$  とし、滑らかな確率分布になると仮定すると、区間  $i$  の期待度数は  $N((p_{i-1} + p_{i+1})/2)$  となる ( $N$  は観測値総数)。そして、区間  $i$  の期待度数と実際度数の差異の分散は  $Np_i(1-p_i) + (1/4)N(p_{i-1} + p_{i+1})(1-p_{i-1}-p_{i+1})$  で近似される。この値から標準偏差を求め、期待度数と実際度数の差異を推定標準偏差で除して、標準化差異を算定する。

(CFO), 裁量的費用, 製造原価のモデルを推定する。売上操作や過剰生産は異常に低いCFOや異常に高い製造原価を導き, 裁量的支出の削減は異常に高いCFOや異常に低い裁量的費用をもたらす (Roychowdhury 2006)。これらの実体的裁量行動がCFOに与える正味の影響は定かではないが, 先行研究 (Roychowdhury 2006; Pan 2009; 山口 2009) では利益ベンチマーク達成のための利益マネジメントが疑われる企業に対して売上操作や過剰生産を示唆する異常に低いCFOが観察されている。そのため, Ge and Kim (2014) や山口 (2019) といった先行研究と同様に, CFOを売上操作と過剰生産の代理変数として取り扱うことにする。CFO, 裁量的費用, 製造原価のモデルは以下のとおりである。

$$CFO_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$DE_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(S_{i,t-1}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$PD_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_3(\Delta S_{i,t-1}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ここで,

$CFO$  = 営業活動によるキャッシュ・フロー

$DE$  = 裁量的費用 (研究開発費 + 広告・宣伝費 + 拡販費・その他販売費 + 役員報酬 + 人件費・福利厚生費)<sup>3)</sup>

$PD$  = 製造原価 (売上原価 + 期末棚卸資産 - 期首棚卸資産)

$A$  = 期末総資産

$S$  = 売上高

$\Delta S$  = 売上高の変化

$i$  = 企業

$t$  = 年

$\varepsilon$  = 誤差項

まず式 (1) から式 (3) の係数を同産業・同年度に属する企業群ごとに最小二乗法で推定し, 得られた係数を用いて予測値を算定し, これを正常な事業活動による値とする。次に, 実際の値から予測値を控除することで, 事業活動の異常な部分を推計する。この異常な部分をそれぞれ異常CFO, 異常裁量的費用, 異常製造原価とする。そして, 異常CFOと異常裁量的費用の値に - 1 を乗算したものをそれぞれ  $abCFO$  と  $abDE$  とし, 異常製造原価の値を  $abPD$  とする。それに

3) 裁量的費用についてRoychowdhury (2006) は, 販売費及び一般管理費, 研究開発費及び広告宣伝費の合計額として定義している。しかし, 日本の会計基準において広告宣伝費は販売費及び一般管理費に含まれている。本稿では山口 (2009) に依拠して, 研究開発費, そして販売費及び一般管理費の内訳である広告・宣伝費, 拡販費・その他販売費, 役員報酬, 人件費・福利厚生費のデータを収集し, その合計額を裁量的費用として定義した。

よって、各代理変数の値が高いほど、利益増加型の実体的裁量行動を実施したことを示すようになる。つまり、*abCFO*や*abPD*が高いほど売上操作と過剰生産が実施され、*abDE*が高いほど裁量的支出が削減された、と解釈できる。

### 3.3 仮説の検証方法

仮説2を検証するために、小さい増益を計上した観測値を対象に、以下の式(4)を最小二乗法で推定する<sup>4)</sup>。本研究では小さい増益の定義に関して3つの区間幅を設定する。具体的には、 $\Delta NI$ が0以上で0.002未満の企業、0以上で0.004未満の企業、0以上で0.006未満の企業のそれぞれを小さい増益を計上した企業と定義した。なお、異常値処理のため、連続変数については1パーセンタイル以下の値を1パーセンタイルの値に、99パーセンタイル以上の値を99パーセンタイルの値に置換する処理(winsorizing)をする。

$$REM_{i,t} = \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 MTB_{i,t-1} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 SUSTAIN1_{i,t} + \beta_5 SUSTAIN2_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

ここで、

*REM* = *abCFO*, *abDE*, *abPD*

*SIZE* = 期末の株式時価総額の自然対数

*MTB* = 期末の時価簿価比率

*NI* = 期首総資産で基準化した当期純利益

*SUSTAIN1* = 1年の増益に続く年度であれば1, それ以外は0

*SUSTAIN2* = 2年以上の連続増益に続く年度であれば1, それ以外は0

従属変数の*REM*は実体的裁量行動の代理変数であり、*abCFO*、*abDE*及び*abPD*を用いてそれぞれ推定する<sup>5)</sup>。*SIZE*、*MTB*及び*NI*はそれぞれ規模、成長性及び業績が利益マネジメントに与える影響をコントロールする変数であり、同産業・同年度に属する企業群の平均値との差を用いる(Roychowdhury 2006; Zang 2012)。*SUSTAIN1*と*SUSTAIN2*は前期までの増益期間を示すダミー変数である。仮説2では、当期に小さい増益を計上した企業群において、連続増益企業ほど利益増加型の実体的裁量行動を実施すると予測しているため、*SUSTAIN2*の係数の符号が正で、*SUSTAIN1*の係数よりも高い値になることが期待される。

4) 利益ベンチマーク達成行動の決定要因を解明するために、小さい利益を示すダミー変数を従属変数、要因となりうる複数の変数を独立変数としたロジットモデルを利用することが標準的な手法となっている(例、Barton and Simko 2002; Matsumoto 2002; Cheng and Warfield 2005)。ただ、小さい利益ダミーには、調整された小さい利益と調整されなかった小さい利益の両方が含まれている。そのため、当該手法は、複数の独立変数が操作前利益の分布に与える影響と操作後利益の分布の不連続性に与える影響を区別できない。Byzalov and Basu (2019)はそれらの影響を区別できる二段階最小二乗法のモデルを開発している。本研究では、こうしたモデルの利用については今後の課題としたい。

5) 結果は弱くなるが、*abCFO*、*abDE*、*abPD*が正であれば1, それ以外は0とするダミー変数、あるいは*abCFO*、*abDE*、*abPD*が第5五分位であれば1, それ以外は0とするダミー変数を従属変数としたロジットモデルを用いても同様の解釈が可能な結果が観察されている。

### 3.4 サンプルとデータ

サンプルは2000年から2013年までの期間で、以下の要件を満たすものを使用する。

- (1) 日本のいずれかの証券取引所に上場しているか、店頭市場に登録している。
- (2) 銀行業、証券業、保険業に属していない。
- (3) 決算日が3月31日である。
- (4) 決算月数が12カ月である。
- (5) 日本の会計基準を採用している。
- (6) 債務超過ではない<sup>6)</sup>。
- (7) 同産業・同年度の中に、15企業-年以上の観測値がある<sup>7)</sup>。
- (8) 分析に必要なデータが使用するデータ・ベースから入手できる。

財務データと株価データは『NEEDS-FinancialQUEST』（日経メディアマーケティング）から入手した。財務データは連結財務諸表の値を使用し、産業分類は日経業種分類の中分類を利用する<sup>8)</sup>。要件を満たすサンプルは仮説1の検証について25,593企業-年、仮説2の検証に関して最大で4,024企業-年となった。

## 4. 分析結果

### 4.1 利益変化の分布

図1は、Burgstahler and Dichev (1997) と首藤 (2010) に従って、過去の利益趨勢に基づいてサンプルを分類し、グループごとに $\Delta NI$ の分布を作成したものである。パネルAは(1)減益に続く年度に関して、パネルBは(2)1年の増益に続く年度に関して、パネルCは(3)2年以上の連続増益に続く年度に関して、それぞれ $\Delta NI$ の分布を作成している。各グループの分布を比較すると、パネルAからCにかけて分布の対称性は崩れ、利益マネジメントの影響が顕著になっていることが分かる。この結果は、Burgstahler and Dichev (1997) や首藤 (2010) と同様である。

ゼロ付近での不連続性を統計的に確認するために、Burgstahler and Dichev (1997) に従った標準化差異を算定した。標準化差異の結果は表1に示している。ゼロの左の第1区間の標準化差異は、パネルAからパネルCにかけて、0.311, -0.912, -2.162とその値が負の方向に大きくなっている。また、ゼロの右の第1区間の標準化差異は、パネルAからパネルCにかけて、1.466, 2.849, 4.535と単調に増大している。予想通り、減益に続く年度や1年の増益に続く年度と比べて、2年以上の連続増益に続く年度は、利益変化の分布のゼロ付近の不連続性がより大きくなっている。この結果は仮説1を支持し、連続増益企業ほど、増益維持のために利益マネジメントを実施したことと整合的である。

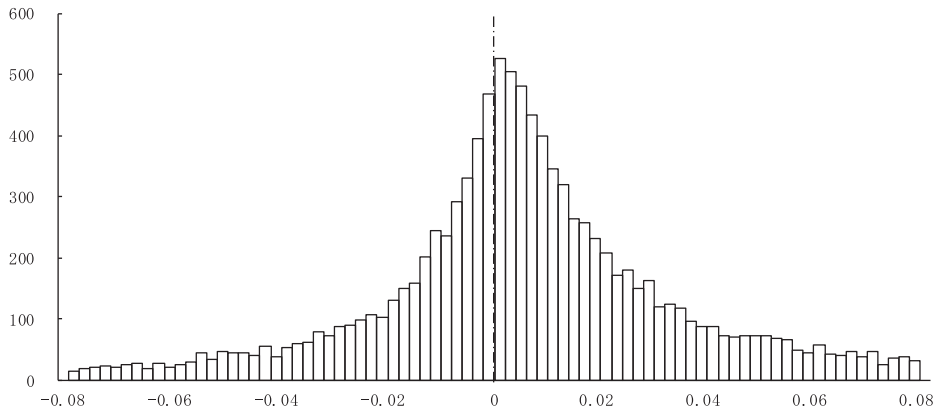
6) 時価簿価比率が負になり、適切な値が算定できないため、債務超過企業は除外している。

7) 同産業・同年度の中に15企業-年以上の観測値があるというサンプル選択基準は、Roychowdhury (2006), Gunny (2010), Zang (2012) などの先行研究に従った。

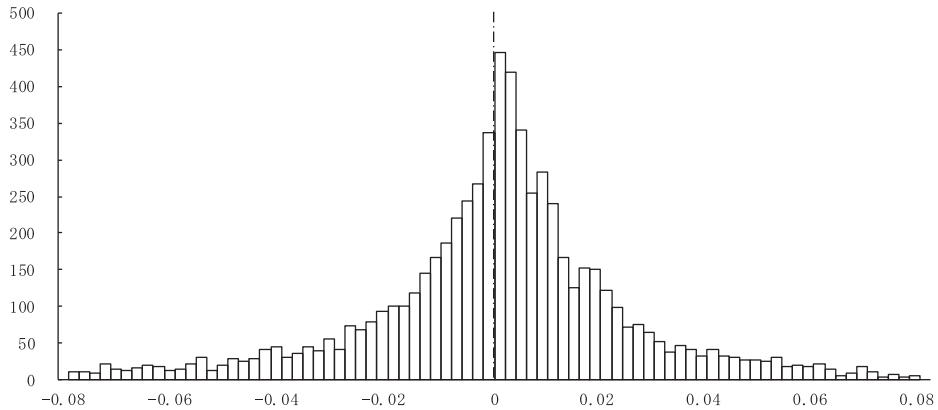
8) 本研究で使用するのは日経業種中分類36業種のうち26業種である。

図1 利益変化の分布

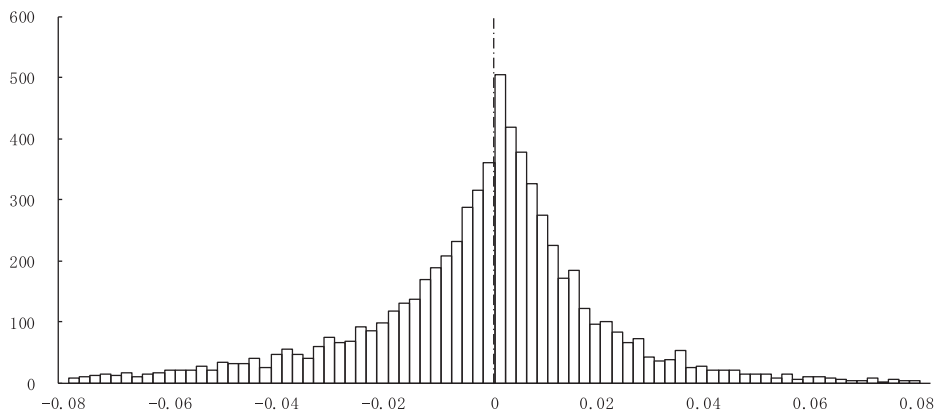
パネルA：減益に続く年度



パネルB：1年の増益に続く年度



パネルC：2年以上の連続増益に続く年度



注) ヒストグラムは $\Delta NI$ が $\pm 0.08$ の範囲の観測値を集め、0.002の区間幅を設定した。各分布の横軸は区間、縦軸は観測値の度数、点線はゼロとの境界線、をそれぞれ示している。パネルA、B、Cにおいて、全観測値数はそれぞれ11,547企業-年、6,911企業-年、7,135企業-年であるが、分布に含まれる観測値数はそれぞれ10,335企業-年、6,450企業-年、6,726企業-年である。



表1 標準化差異の検定

	ゼロの左の 第1区間の 標準化差異	ゼロの右の 第1区間の 標準化差異	ゼロの左右の第1区間以外の標準化差異			
			平均値	中央値	最小値	最大値
図1 パネルA	0.311	1.466	-0.052	0.068	-2.272	1.962
図1 パネルB	-0.912	2.849***	-0.108	0.000	-2.896	2.013
図1 パネルC	-2.162**	4.535***	-0.108	-0.088	-2.985	2.538

注) \*\*\*, \*\*はそれぞれ1%水準, 5%水準で有意(片側検定)。各分布のゼロ付近における不規則性を明らかにするため、ゼロに隣接する左側と右側の標準化差異を示している。ゼロの左右の第1区間以外の標準化差異は、ゼロに隣接する2区間と正・負両端の区間の合計4区間を除いて算出している。正・負両端の2区間を除外しているのは、検定のための期待値の算出ができないためである。

## 4.2 記述統計量

表2は、式(4)で使用する変数の記述統計量である。式(4)は小さい増益の企業をサンプルに推定するが、パネルAは $\Delta NI$ が0以上で0.002未満のサンプル、パネルBは $\Delta NI$ が0以上で0.004未満のサンプル、そしてパネルCは $\Delta NI$ が0以上で0.006未満のサンプルに対する記述統計量を示している。定義上、*SIZE*、*MTB*及び*NI*は、同産業・同年度に属する企業群の平均値との差であるため、いずれのパネルにおいても0に近い値となっている。

表2 記述統計量

	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位
パネルA: $\Delta NI$ が0以上, 0.002未満のサンプル (N=1,479)					
<i>abCFO</i>	-0.001	0.045	-0.163	0.001	0.132
<i>abDE</i>	0.004	0.057	-0.236	0.011	0.138
<i>abPD</i>	0.012	0.097	-0.335	0.018	0.241
<i>SIZE</i>	-0.001	1.341	-2.706	0.000	3.659
<i>MTB</i>	-0.018	0.609	-1.434	-0.067	2.624
<i>NI</i>	0.000	0.016	-0.040	-0.001	0.059
<i>SUSTAIN1</i>	0.302	0.459	0.000	0.000	1.000
<i>SUSTAIN2</i>	0.341	0.474	0.000	0.000	1.000
パネルB: $\Delta NI$ が0以上, 0.004未満のサンプル (N=2,823)					
<i>abCFO</i>	-0.001	0.042	-0.129	0.000	0.123
<i>abDE</i>	0.004	0.057	-0.237	0.011	0.138
<i>abPD</i>	0.011	0.099	-0.353	0.017	0.241
<i>SIZE</i>	-0.001	1.409	-2.936	-0.112	3.719
<i>MTB</i>	-0.022	0.637	-1.351	-0.110	2.751
<i>NI</i>	0.000	0.017	-0.043	-0.002	0.062
<i>SUSTAIN1</i>	0.307	0.461	0.000	0.000	1.000
<i>SUSTAIN2</i>	0.327	0.469	0.000	0.000	1.000
パネルC: $\Delta NI$ が0以上, 0.006未満のサンプル (N=4,024)					
<i>abCFO</i>	-0.002	0.043	-0.131	-0.001	0.124
<i>abDE</i>	0.003	0.059	-0.247	0.010	0.138
<i>abPD</i>	0.008	0.103	-0.372	0.016	0.257
<i>SIZE</i>	0.000	1.446	-2.929	-0.132	3.816
<i>MTB</i>	-0.019	0.635	-1.339	-0.117	2.786
<i>NI</i>	0.000	0.018	-0.047	-0.002	0.061
<i>SUSTAIN1</i>	0.300	0.458	0.000	0.000	1.000
<i>SUSTAIN2</i>	0.324	0.468	0.000	0.000	1.000

注) Nはサンプル・サイズ。変数の定義は本文を参照。

4.3 相関係数

表3は、式(4)で使用する変数間の相関係数を示している。パネルAは $\Delta NI$ が0以上で0.002未満のサンプル、パネルBは $\Delta NI$ が0以上で0.004未満のサンプル、そしてパネルCは $\Delta NI$ が0以上で0.006未満のサンプルに対する相関係数である。いずれのパネルにおいても、Roychowdhury(2006)や山口(2009)と同様に $abDE$ と $abPD$ の間には強い正の相関があり、裁量的支出の削減と同一期間に売上操作や過剰生産が実施されたことを暗示する。なお、独立変数間で極端に高い値の相関係数はなく、多重共線性の問題はないと考えられる。

表3 相関係数表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
パネルA： $\Delta NI$ が0以上、0.002未満のサンプル ( $N=1,479$ )								
(1) $abCFO$	1.000							
(2) $abDE$	0.009	1.000						
(3) $abPD$	0.247	0.747	1.000					
(4) $SIZE$	-0.065	-0.089	-0.095	1.000				
(5) $MTB$	-0.138	-0.050	-0.119	0.416	1.000			
(6) $NI$	-0.341	-0.030	-0.223	0.264	0.324	1.000		
(7) $SUSTAIN1$	0.014	-0.028	-0.040	-0.045	-0.058	-0.096	1.000	
(8) $SUSTAIN2$	-0.078	0.021	-0.007	0.122	0.155	0.300	-0.474	1.000
パネルB： $\Delta NI$ が0以上、0.004未満のサンプル ( $N=2,823$ )								
(1) $abCFO$	1.000							
(2) $abDE$	0.029	1.000						
(3) $abPD$	0.251	0.767	1.000					
(4) $SIZE$	-0.072	-0.118	-0.128	1.000				
(5) $MTB$	-0.122	-0.082	-0.148	0.417	1.000			
(6) $NI$	-0.335	-0.068	-0.249	0.266	0.305	1.000		
(7) $SUSTAIN1$	0.044	-0.010	0.005	-0.067	-0.055	-0.070	1.000	
(8) $SUSTAIN2$	-0.078	0.006	-0.037	0.131	0.168	0.296	-0.464	1.000
パネルC： $\Delta NI$ が0以上、0.006未満のサンプル ( $N=4,024$ )								
(1) $abCFO$	1.000							
(2) $abDE$	0.050	1.000						
(3) $abPD$	0.261	0.783	1.000					
(4) $SIZE$	-0.087	-0.107	-0.130	1.000				
(5) $MTB$	-0.132	-0.072	-0.136	0.428	1.000			
(6) $NI$	-0.329	-0.056	-0.242	0.255	0.327	1.000		
(7) $SUSTAIN1$	0.035	-0.006	0.004	-0.071	-0.057	-0.073	1.000	
(8) $SUSTAIN2$	-0.075	0.012	-0.017	0.135	0.171	0.289	-0.453	1.000

注)  $N$ はサンプル・サイズ。変数の定義は本文を参照。

#### 4.4 回帰分析の結果

表4は、式(4)を推定した結果を示している。パネルAは $\Delta NI$ が0以上で0.002未満のサンプルに対する結果である。従属変数が $abCFO$ と $abDE$ の時、 $SUSTAIN2$ の係数は非有意であり、 $SUSTAIN1$ の係数とも有意な差はなかった。一方で、従属変数が $abPD$ の時に、 $SUSTAIN2$ の係数は正かつ有意で、 $SUSTAIN1$ の係数よりも有意に高い。この結果は仮説2を支持し、当期に小さい増益を計上した企業群において、連続増益企業ほど売上操作や過剰生産を実施したことを示唆している。

パネルBは $\Delta NI$ が0以上で0.004未満のサンプルに対する結果を示している。従属変数が $abCFO$ の時、 $SUSTAIN2$ の係数は正かつ有意ではあるが $SUSTAIN1$ の係数との間に有意な差はなかった。また、従属変数が $abDE$ の時、 $SUSTAIN2$ の係数は非有意であった。しかし、従属変数が $abPD$ の時に、 $SUSTAIN2$ の係数は正かつ有意で、 $SUSTAIN1$ の係数よりも有意に高かった。この結果は仮説2を支持し、当期に小さい増益を計上した企業群において、連続増益企業ほど売上操作や過剰生産を実施したことを示唆している。

パネルCは $\Delta NI$ が0以上で0.006未満のサンプルに対する結果である。従属変数が $abCFO$ の時、 $SUSTAIN2$ の係数は正かつ有意ではあるが $SUSTAIN1$ の係数との間に有意な差はなかった。従属変数が $abDE$ の時、 $SUSTAIN2$ の係数は正かつ有意で、 $SUSTAIN1$ の係数よりも有意に高かった。この結果は仮説2を支持し、当期に小さい増益を計上した企業群において、連続増益企業ほど研究開発費や広告宣伝費などの裁量的な支出を削減したことを示唆している。また、従属変数が $abPD$ の時に、 $SUSTAIN2$ の係数は正かつ有意で、 $SUSTAIN1$ の係数よりも有意に高かった。この結果は仮説2を支持し、当期に小さい増益を計上した企業群において、連続増益企業ほど売上操作や過剰生産を実施したことを示唆している。

表4の結果を要約すると、小さい増益の区間幅の定義によって結果は多少異なるが、全般的には、当期に小さい増益を計上した企業群において、連続増益企業ほど利益増加型の実体的裁量行動を実施したことを示唆している。当期に小さい増益を計上した企業群には減益回避のために利益マネジメントを実施した企業が多く含まれていそうであることを踏まえると、これらの結果は、連続増益企業ほど増益を維持するために利益増加型の実体的裁量行動を実施した証拠として解釈できる。

表4 回帰分析の結果

	<i>abCFO</i>	<i>abDE</i>	<i>abPD</i>
パネル A : $\Delta NI$ が0以上, 0.002未満のサンプル ( $N=1,479$ )			
定数項	-0.001 (-0.59)	0.004 (1.58)	0.011*** (2.87)
<i>SIZE</i>	0.001 (1.63)	-0.004*** (-3.10)	-0.002 (-0.88)
<i>MTB</i>	-0.004* (-1.84)	-0.002 (-0.56)	-0.008 (-1.62)
<i>NI</i>	-0.980*** (-12.65)	-0.046 (-0.39)	-1.330*** (-6.45)
<i>SUSTAIN1</i>	-0.001 (-0.32)	-0.003 (-0.69)	-0.009 (-1.40)
<i>SUSTAIN2</i>	0.002 (0.79)	0.003 (0.94)	0.010* (1.79)
Adjusted $R^2$	0.117	0.006	0.055
係数の差に対するF検定	$\beta_4$ ( <i>SUSTAIN1</i> の係数) = $\beta_5$ ( <i>SUSTAIN2</i> の係数)		
	F値	1.17	2.23
	p値	0.279	0.135
パネル B : $\Delta NI$ が0以上, 0.004未満のサンプル ( $N=2,823$ )			
定数項	-0.003*** (-2.66)	0.003* (1.74)	0.007** (2.23)
<i>SIZE</i>	0.001 (1.62)	-0.004*** (-5.18)	-0.003** (-2.27)
<i>MTB</i>	-0.002* (-1.68)	-0.003 (-1.59)	-0.010*** (-3.00)
<i>NI</i>	-0.830*** (-17.17)	-0.137* (-1.66)	-1.315*** (-9.40)
<i>SUSTAIN1</i>	0.004** (2.11)	-0.001 (-0.23)	0.001 (0.33)
<i>SUSTAIN2</i>	0.004** (2.12)	0.004 (1.56)	0.011** (2.50)
Adjusted $R^2$	0.114	0.016	0.070
係数の差に対するF検定	$\beta_4$ ( <i>SUSTAIN1</i> の係数) = $\beta_5$ ( <i>SUSTAIN2</i> の係数)		
	F値	0.02	2.97*
	p値	0.877	0.085
パネル C : $\Delta NI$ が0以上, 0.006未満のサンプル ( $N=4,024$ )			
定数項	-0.003*** (-3.13)	0.001 (0.90)	0.002 (0.92)
<i>SIZE</i>	0.000 (0.45)	-0.004*** (-5.70)	-0.004*** (-3.55)
<i>MTB</i>	-0.002* (-1.70)	-0.003 (-1.45)	-0.007** (-2.40)
<i>NI</i>	-0.777*** (-19.36)	-0.115* (-1.725)	-1.316*** (-11.64)
<i>SUSTAIN1</i>	0.002 (1.64)	0.000 (0.06)	0.003 (0.72)
<i>SUSTAIN2</i>	0.003** (2.11)	0.005** (2.16)	0.016*** (4.18)
Adjusted $R^2$	0.109	0.013	0.068
係数の差に対するF検定	$\beta_4$ ( <i>SUSTAIN1</i> の係数) = $\beta_5$ ( <i>SUSTAIN2</i> の係数)		
	F値	0.30	4.00**
	p値	0.582	0.044

注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意(両側検定)。t値はWhite (1980) の修正標準誤差に基づいて計算し, カッコ内に表示している。Nはサンプル・サイズである。変数の定義は本文を参照。

## 5. 追加的検証

メインの検証では、売上操作、裁量的費用の削減、過剰生産という3タイプの利益増加型の実体的裁量行動を測定するために、*abCFO*、*abDE*、*abPD*という代理変数を個別に取り扱った。本節では、これら3タイプの利益増加型の実体的裁量行動を総合的に捕捉するために、先行研究に依拠して合成尺度を作成し、追加的検証を行う。具体的には、*abCFO*、*abDE*及び*abPD*を合計して*REMI*とし（Zhao et al. 2012; Ge and Kim 2014）、*abDE*と*abPD*を合計して*REM2*とする（Cohen and Zarowin 2010; Zang 2012; Zhao et al. 2012; Yamaguchi 2020<sup>9)</sup>。そして、これらの合成尺度を従属変数として、式（4）を再推定する。

表5は式（4）の従属変数として*REMI*や*REM2*を使用した結果を報告している<sup>10)</sup>。パネルAは $\Delta NI$ が0以上で0.002未満のサンプルに対する結果である。従属変数が*REMI*の時、*SUSTAIN2*の係数は正かつ有意で、*SUSTAIN1*の係数よりも有意に高かった。この結果は仮説2を支持し、当期に小さい増益を計上した企業群において、連続増益企業ほど利益増加型の実体的裁量行動を実施したことを示唆している。ただ、従属変数が*REM2*の時、*SUSTAIN2*の係数は有意ではなかった。

パネルBは $\Delta NI$ が0以上で0.004未満のサンプルに対する結果であり、パネルCは $\Delta NI$ が0以上で0.006未満のサンプルに対する結果を示している。両パネルにおいて、従属変数が*REMI*の時も*REM2*の時も、*SUSTAIN2*の係数は正かつ有意で、*SUSTAIN1*の係数よりも有意に高かった。これらの結果も仮説2を支持し、当期に小さい増益を計上した企業群において、連続増益企業ほど利益増加型の実体的裁量行動を実施したことを示唆している。

要約すると、表5の結果は、実体的裁量行動の代理変数として合成尺度を用いた場合も、表4の結果と同様の解釈をすることができることを示している。すなわち、当期に小さい増益を計上した企業群において、連続増益企業ほど利益増加型の実体的裁量行動を実施したことを示唆している。つまり、連続増益企業が増益を維持するために利益増加型の実体的裁量行動を実施した、と解釈することができる。

## 6. まとめと今後の課題

本研究では、連続増益の達成と実体的裁量行動の関係を分析した。分析の結果、連続増益企業ほど、利益変化の分布におけるゼロ付近の不連続性が顕著になっていることを確認した。また、小さい増益を計上した企業群において、連続増益企業ほど利益増加型の実体的裁量行動を実施していたことが明らかとなった。これらの発見事項は、連続増益企業が、当期に減益を回避するた

9) *REM2*において*abCFO*を加算しない理由は、*abCFO*と*abPD*の合算による売上操作と過剰生産の二重計上を回避するためである。

10) 表4と表5に示した*t*値はWhite（1980）の修正標準誤差に基づいている。企業でクラスター補正したOne-way Cluster-robustの標準誤差（Rogers 1993）を用いた場合、表5パネルAで従属変数が*REMI*の時の*SUSTAIN2*の係数が有意ではなくなったが、それ以外の結果は同様であった。また、企業と年度でクラスター補正したTwo-way Cluster-robustの標準誤差（Petersen 2009）を用いた場合、表4パネルCで従属変数が*abDE*の時の*SUSTAIN2*の係数が有意でなくなったこと以外は同様の結果が得られている。

表5 実体的裁量行動の合成尺度を用いた検証結果

	<i>REMI</i>	<i>REM2</i>
パネル A : $\Delta NI$ が0以上, 0.002未満のサンプル ( $N=1,479$ )		
定数項	0.014** (2.14)	0.015** (2.52)
<i>SIZE</i>	-0.004 (-1.21)	-0.005* (-1.79)
<i>MTB</i>	-0.013* (-1.73)	-0.009 (-1.30)
<i>NI</i>	-2.355*** (-7.24)	-1.376*** (-4.50)
<i>SUSTAIN1</i>	-0.012 (-1.19)	-0.011 (-1.20)
<i>SUSTAIN2</i>	0.016* (1.67)	0.013 (1.55)
Adjusted $R^2$	0.065	0.031
係数の差に対するF検定	$\beta_4$ ( <i>SUSTAIN1</i> の係数) = $\beta_5$ ( <i>SUSTAIN2</i> の係数)	
	F値	6.99***
	p値	0.008
パネル B : $\Delta NI$ が0以上, 0.004未満のサンプル ( $N=2,823$ )		
定数項	0.006 (1.34)	0.010** (2.15)
<i>SIZE</i>	-0.006*** (-2.85)	-0.007*** (-3.51)
<i>MTB</i>	-0.016*** (-2.92)	-0.014*** (-2.64)
<i>NI</i>	-2.281*** (-10.15)	-1.452*** (-6.82)
<i>SUSTAIN1</i>	0.005 (0.64)	0.001 (0.13)
<i>SUSTAIN2</i>	0.019*** (2.67)	0.015** (2.26)
Adjusted $R^2$	0.079	0.047
係数の差に対するF検定	$\beta_4$ ( <i>SUSTAIN1</i> の係数) = $\beta_5$ ( <i>SUSTAIN2</i> の係数)	
	F値	3.82*
	p値	0.051
パネル C : $\Delta NI$ が0以上, 0.006未満のサンプル ( $N=4,024$ )		
定数項	0.001 (0.13)	0.004 (0.95)
<i>SIZE</i>	-0.008*** (-4.15)	-0.008*** (-4.55)
<i>MTB</i>	-0.012** (-2.44)	-0.010** (-2.17)
<i>NI</i>	-2.208*** (-12.03)	-1.431*** (-8.29)
<i>SUSTAIN1</i>	0.005 (0.87)	0.003 (0.50)
<i>SUSTAIN2</i>	0.024*** (3.88)	0.021*** (3.59)
Adjusted $R^2$	0.074	0.044
係数の差に対するF検定	$\beta_4$ ( <i>SUSTAIN1</i> の係数) = $\beta_5$ ( <i>SUSTAIN2</i> の係数)	
	F値	8.41***
	p値	0.004

注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意(両側検定)。t値はWhite (1980) の修正標準誤差に基づいて計算し, カッコ内に表示している。Nはサンプル・サイズである。変数の定義は本文を参照。

めに（すなわち、増益を維持するために）利益増加型の利益マネジメントを実施し、その手段として実体的裁量行動を利用したことと整合的である。

先述のように、連続で増益を報告している企業は、株式市場において高い株価を維持している一方で、連続増益が途切れた時点で大幅な株価下落を経験することが知られている（DeAngelo et al. 1996; Barth et al. 1999; Myers et al. 2007; 首藤 2010）。それゆえ、本研究の調査結果は、経営者が高い株価を維持するために、利益増加型の実体的裁量行動を実施して連続増益を達成したと解釈できる。ただ、実体的裁量行動による利益ベンチマークの達成は、短期的には高い株価の維持につながるが、将来業績に負の影響を及ぼし、長期的には株価の低下を導く可能性が高い（Bhojraj et al. 2009）。経営者がこの点を理解しているのかどうか、また理解しているのであれば、この特性をどのように考慮して利益を調整しているかは興味深い検証事項であり、今後の課題としたい。

また、本研究では実体的裁量行動を中心に分析したが、会計的裁量行動に着目することも重要である。Myers et al. (2007) や首藤 (2010) では、連続増益企業が増益パターンを維持するために会計的裁量行動によって利益を平準化するという結果が報告されている。本研究の発見事項と合わせると、連続増益企業は利益平準化のための会計的裁量行動と利益増加型の実体的裁量行動を利用する傾向がある、ということになる。実体的裁量行動は期中に行われ、会計的裁量行動は期末後に実施されるという特徴があるため、連続増益を維持したい経営者は利益数値の予測が相対的に難しい期中において利益増加型の実体的裁量行動を実施し、利益数値がある程度判明した期末後においては目標利益である前期利益を睨みながら会計的裁量行動で利益を平準化し、安定的かつ持続的な利益成長を実現しようとしているのだろう。このように、連続増益企業が会計的裁量行動と実体的裁量行動という利益マネジメントの2つの手段をどのように使い分けているかを解明することも今後の重要な検証課題となる。

## 参考文献

- 石川博行. 2000. 『連結会計情報と株価形成』千倉書房.
- 首藤昭信. 2010. 『日本企業の利益調整』中央経済社.
- 山口朋泰. 2009. 「利益ベンチマークの達成と実体的裁量行動」『研究年報経済学』69 (4) : 133-154.
- 山口朋泰. 2019. 「転換社債の発行と利益マネジメント」『東北学院大学経営学論集』(14) : 49-67.
- Barton, J., and P.J. Simko. 2002. The balance sheet as an earnings management constraint. *The Accounting Review* 77 (Supplement) : 1-27.
- Barth, M.E., J.A. Elliott, and M.W. Finn. 1999. Market rewards associated with patterns of increasing earnings. *Journal of Accounting Research* 37 (2) : 387-413.
- Bhojraj, S., P. Hribar., M. Picconi, and J. McInnis. 2009. Making sense of cents: An examination of firms that marginally miss or beat analyst forecasts. *The Journal of Finance* 64 (5) : 2359-2386.
- Burgstahler, D.C., and I.D. Dichev. 1997. Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1) : 99-126.

- Byzalov, D., and S. Basu. 2019. Modeling the determinants of meet-or-just-beat behavior in distribution discontinuity tests. *Journal of Accounting and Economics* 68 (2-3) : 1-29.
- Cheng, Q., and T.D. Warfield. 2005. Equity incentives and earnings management. *The Accounting Review* 80 (2) : 441-476.
- Cohen, D., and P. Zarowin. 2010. Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics* 50 (1) : 2-19.
- DeAngelo H., L. DeAngelo, and D. Skinner. 1996. Reversal of fortune: Dividend signaling and the disappearance of sustained earnings growth. *Journal of Financial Economics* 40 (3) : 341-371.
- Dechow, P.M., S.P. Kothari, and R.L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 (2) : 133-168.
- Dechow, P.M., and D.J. Skinner. 2000. Earnings management: Reconciling the views of accounting academics, practitioners, and regulators. *Accounting Horizons* 14 (2) : 235-250.
- Ge, W., and J.-B. Kim. 2014. Real earnings management and the cost of new corporate bonds. *Journal of Business Research* 67 (4) : 641-647.
- Gunny, K. 2010. The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance: Evidence from meeting earnings benchmarks. *Contemporary Accounting Research* 27 (3) : 855-888.
- Matsumoto, D.A. 2002. Management's incentives to avoid negative earnings surprises. *The Accounting Review* 77 (3) : 483-514.
- Myers, J., L. Myers, and D. Skinner. 2007. Earnings momentum and earnings management. *Journal of Accounting, Auditing, and Finance* 22 (2) : 249-284.
- Pan, K. C. 2009. Japanese firms' real activities earnings management to avoid losses. *The Journal of Management Accounting, Japan* 17 (1) : 3-23.
- Petersen, M.A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1) : 435-480.
- Rogers, W. 1993. Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin* (13) : 19-23.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3) : 335-370.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48 (4) : 817-838.
- Yamaguchi, T. 2020. Earnings management to achieve industry-average profitability in Japan. *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics* (forthcoming) .
- Zang, A. 2012. Evidence on the tradeoff between real manipulation and accrual manipulation. *The Accounting Review* 87 (2) : 675-703.
- Zhao, Y., K. H. Chen, Y. Zhang, and M. Davis. 2012. Takeover protection and managerial myopia: Evidence from real earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy* 31 (1) : 109-135.

<付記>本稿はJSPS科研費 JP16K17211の助成を受けたものである。記して感謝したい。