



株式市場の不確実性とビッグ・バス会計

北川, 教央

(Citation)

国民経済雑誌, 225(5):49-65

(Issue Date)

2022-05-10

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/E0042679>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/E0042679>



国民経済雑誌

株式市場の不確実性とビッグ・バス会計

北 川 教 央

国民経済雑誌 第225巻 第5号 抜刷

2022年5月

神戸大学経済経営学会

株式市場の不確実性とビッグ・バス会計

北 川 教 央^a

本稿では、株式市場の不確実性が高い状況下における経営者の会計戦略について、とくにビッグ・バスに焦点を当てた検証を行った。具体的には、負の特別損益および裁量的発生高に基づいてビッグ・バスの実施企業を識別し、日経平均ボラティリティ・インデックスを株式市場の不確実性の代理変数として、固定効果ロジット・モデルによる検証を行った。その結果、株式市場の不確実性が高いほど、経営者がビッグ・バスを行う可能性は高いことが明らかとなった。この結果は、株式市場の不確実性が高い状況において、投資家などの情報利用者は業績悪化企業に対してより慎重な評価を行う必要があることを示唆している。

キーワード 不確実性, ビッグ・バス会計, 特別損益, 裁量的発生高

1 はじめに

本稿の目的は、株式市場が直面するマクロ経済的な不確実性（以下「株式市場の不確実性」と表記する）とビッグ・バス（big bath）との関係を明らかにすることである。ここにビッグ・バスとは、「業績が悪い状況下で、さらに業績を悪化させるような会計手続きを選択すること」を意味する（岡部，2004；榎本，2008 など）。

会計戦略としてのビッグ・バスの本質は、費用の期間配分を通じて将来期間の利益を増加させることにある（Burgstahler et al., 2002; 首藤，2013）。例えば、ビッグ・バスによる多額の減損損失の計上は、当期利益を大きく減少させる一方で、新たな設備投資が行われない限りは固定資産の帳簿価額を減少させ、将来の減価償却費を減少させる。それゆえ、他の条件を一定とすれば、将来利益は増加することになる。このような将来利益の改善効果を期待して、経営者はビッグ・バスを実行するのである。¹⁾

先行研究では、ビッグ・バスが実行される局面として以下の2つが挙げられている。第1の局面は、経営者の交代時である。ビッグ・バスを行うことによって、新任経営者は就任初年度の業績低迷を前任者の責任に帰することができるうえ、自身の在任期間の利益を改善す

a 神戸大学大学院経営学研究科, kitagawa@b.kobe-u.ac.jp

ることが可能となる。そのため、新任経営者は自らのレピュテーションのためにビッグ・バスを行うのである（Moore, 1973; 首藤, 2010; 山口, 2013 など²⁾）。第2の局面は利益ベンチマーク（earnings benchmark）の達成が困難となった時である。企業業績には利益ゼロ、前期利益、アナリストの予想値など、越えるべきハードルが存在しており、これらは利益ベンチマークと呼ばれている（Burgstahler and Dichev, 1997; Degeorge et al., 1999; 首藤, 2010 など）。企業が利益ベンチマークを下回る（上回る）業績を報告すると株価が大きく下落（上昇）することから、経営者は株価の維持・向上を図るために、利益ベンチマークを達成する動機を有している。しかし、業績悪化によって利益ベンチマークの達成が困難となった場合には、ビッグ・バスを行うことで将来期間における利益ベンチマークの達成確率を上げる会計戦略をとるのである（Abarbanell and Lehavy, 2003 など）。

上記のような2つの局面のうち、本稿では後者に着目し、株式市場の不確実性と経営者によるビッグ・バスとの関係について調査する。新型コロナウイルス感染症（COVID-19）の感染拡大に象徴されるように、近年は株式市場の不確実性が高まっていると指摘されることがある。そして、そのような状況下では株式の流動性が低下し、利益情報に対する株価反応が小さくなることが知られている（Drake et al., 2018; Nagar et al., 2019; Asthana and Kalelkar, 2020 など）。このことは、利益ベンチマークの達成（未達成）による株価上昇（株価下落）が小さくなることを意味しており、利益ベンチマークの達成動機が弱まる可能性があることを示唆している。加えて、経済環境の不確実性が高まれば、将来期間における利益ベンチマークの達成可能性を予測することも相対的に困難となる。そのため、経営者は当期の利益ベンチマークよりもむしろ、将来の利益ベンチマークの達成確率を上昇させる会計戦略をとるかもしれない。このような議論に基づき、本稿では株式市場の不確実性が高い期間において、経営者がよりビッグ・バスを行う傾向にあるかを調査した。

本稿の構成は以下のとおりである。続く第2節では先行研究のレビューと仮説の設定を行う。第3節では分析デザイン、第4節ではサンプル選択基準と基本統計量について述べる。第5節では主要な分析結果、第6節では追加検証の結果を報告する。最後に、第7節において発見事項を要約する。

2 先行研究と仮説設定

2.1 企業業績と会計戦略

第1節で述べたとおり、投資家や債権者といった情報利用者は、企業業績を評価する際の閾値（threshold）として利益ベンチマークを利用しており、利益ベンチマークの達成（未達成）に対してポジティブ（ネガティブ）な評価を行っている（Burgstahler and Dichev, 1997; Degeorge et al., 1999 など）。例えば、Brown and Caylor（2005）は期待外利益や他の利益

ベンチマークの影響を所与としたうえで、黒字の確保、増益の達成、またはアナリスト予想の達成をした企業は、そうでない企業と比較して、利益発表時の株価反応が正となることを示している。日本企業を対象とした研究においても、経営者が資本市場を意識して利益ベンチマークの達成行動をとっていることが示されている。例えば、須田・花枝（2008）のサーベイ調査では、日本企業が利益ベンチマークを達成するメリットとして、(a)資本市場の信頼確保、(b)投資家への成長性の伝達、および(c)株価の上昇と維持、といった点を重視していることが示されている。Iwasaki et al. (2020) では、他の利益ベンチマークの影響を所与としてもなお、前期利益、利益ゼロ、経営者による業績予想といった利益ベンチマークを達成した企業や、増益予想を開示した企業は、そうでない企業と比較して、決算発表日周辺における株価反応が正となることを示している。

このように、経営者は資本市場に動機づけられて利益ベンチマークの達成を試みる。そして、当期の業績が利益ベンチマークを下回ることが予想される場合には、裁量的な利益捻出を行ってでもベンチマークを達成しようと試みることが知られている（Burgstahler and Dichev, 1997; 岡部, 2003; 首藤, 2010 など）。

一方、利益捻出を行っても利益ベンチマークを達成することが困難である場合には、ビッグ・バスを行う傾向がある（Abarbanell and Lehavy, 2003; Moehrle, 2002）。前述のとおり、ビッグ・バスといった利益圧縮的な会計手続きを選択すると将来利益の改善効果が期待されるため、将来の利益ベンチマークが達成しやすくなる。したがって、業績悪化企業は当期の利益ベンチマークの達成を諦め、将来の利益ベンチマークの達成確率を上げるため、セカンド・ベストの選択としてビッグ・バスを実行するのである。例えば、Abarbanell and Lehavy (2003) は、経営者がアナリスト予想を利益ベンチマークとして認識しており、当期の業績がアナリスト予想をわずかに下回りそうな場合には、利益捻出的な会計手続きを選択することを示した。そして、利益捻出的な会計手続きによってもアナリスト予想を達成できそうにない場合には、大きな負の裁量的発生高を計上することで、ビッグ・バスを図ることを例証している。同様に、Moehrle (2002) は、経営者が事業・組織再編関連費用（restructuring charge）とその反転を、将来期間の利益ベンチマークの達成、具体的にはアナリスト予想の達成および損失回避に利用していることを示している。日本企業を対象とした分析においても、業績悪化時に企業が大きな負の裁量的発生高や特別損失を計上し、ビッグ・バスを行っていることが例証されている（乙政, 1997; 中條, 1999）。また榎本（2007, 2008）では、業績悪化企業の経営者が減損損失の計上を通じたビッグ・バスを行っていることが示されている。

2.2 仮説設定

本稿の関心は、株式市場の不確実性とビッグ・バスとの関係である。株式市場の不確実性は、報告利益に対する株式市場からのプレッシャーを変化させることで、上記のような経営者の会計戦略に影響を及ぼす可能性がある。先行研究によれば、株式市場の不確実性が高くなると、情報収集能力や分析能力において劣後する投資家（uninformed investor）が市場から退出したり、不確実性が低下するまで投資意思決定を先送りしたりする（Nagar et al., 2019; Asthana and Kalelkar, 2020 など）。これにより、株式の流動性が低下し、利益情報に対する株価反応は低下する（Drake et al., 2018; Nagar et al., 2019; Asthana and Kalelkar, 2020 など）。第2.1節で述べたとおり、経営者が利益ベンチマークを達成する動機を持つのは、ベンチマークの達成による株価上昇や、未達成による株価下落の回避を期待しているためである。先行研究の発見事項を踏まえれば、株式市場の不確実性が高まることで、利益ベンチマークの達成によって生じる株価効果は弱まることが考えられるので、利益ベンチマークの達成動機は弱まることが期待される。実際、北川（2021）では、株式市場の不確実性と経営者による損失回避行動との関係について分析し、株式市場の不確実性が高いほど、経営者が損失回避行動をとる可能性は低くなることが示されている。

利益ベンチマークの達成動機が弱くなると、そうでなければ利益ベンチマーク達成のために利益捻出的な会計手続きを選択したであろう企業もビッグ・バスを選択する可能性が高まる³⁾（Abarbanell and Lehavy, 2003）。加えて、株式市場の不確実性が上昇するような経済環境下では、経営者が直面する不確実性も上昇する。そのような状況下では、将来期間における利益ベンチマークの達成可能性について経営者が予想することがより困難となる。そこで経営者は、利益を先送り計上する動機をより強く持つと考えられる⁴⁾。

以上の議論に基づき、株式市場の不確実性と経営者によるビッグ・バスとの関係について以下のような仮説を設定する。

仮説：株式市場の不確実性が高いほど、経営者がビッグ・バスを行う可能性は高くなる。

3 リサーチ・デザイン

3.1 ビッグ・バスに関する変数

本稿では、「利益捻出を行わなければ利益ベンチマークを達成できない状況で、利益圧縮的な会計手続きを選択」したとき、ビッグ・バスを実施したものと判定する。そのうえで、ビッグ・バスの実施企業に1、非実施企業に0を割り当てるダミー変数を設定した。

利益ベンチマークには利益ゼロを用いる。これは、日本企業による利益ベンチマークの達成行動を検証した先行研究において、損失回避行動がとくに顕著に観察されているためであ

る（首藤，2010）。また，利益捻出を行わなければ利益ベンチマークを達成できない状況であるかについては，調整前利益（pre-managed earnings）が負であるかで判定する。ここで調整前利益とは，会計的裁量行動の影響を除いた利益のことを意味しており，本稿では経常利益から裁量的発生高を差し引いて計算する。したがって，調整前利益が負であることは，利益捻出的な会計手続き選択が行われなければ，損失回避ができない状況にあることを意味している。なお裁量的発生高は，以下の（1）式で示した Kasznik（1999）による CFO 修正ジョーンズ・モデルを利用して推定する。⁵⁾

$$TAC_t = \beta_0 + \beta_1(1/ASSET_{t-1}) + \beta_2(\Delta SALES_t - \Delta AR_t) + \beta_3 PPE_t + \beta_4 \Delta CFO_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで（1）式の被説明変数は会計発生高（ TAC ）⁶⁾，説明変数は総資産の逆数（ $1/ASSET$ ），売上高の変化額から売上債権の変化額を差し引いたもの（ $\Delta SALES - \Delta AR$ ），償却性固定資産（ PPE ），および営業活動によるキャッシュ・フローの変化額（ ΔCFO ）である。 $1/ASSET$ を除くすべての変数は期首総資産で基準化している。添え字の t は決算年を表す。

さらに，利益圧縮的な会計手続きを選択しているかについては，ビッグ・バスの先行研究に依拠して，（1）裁量的発生高が負であるか（Hope and Wang, 2018 など），（2）特別損益が負であるか（Elliot and Shaw, 1988；Haggard et al., 2015 など），または（3）その両方であるかで判定する。ただし，先行研究でも指摘されているとおり，日本企業は特別損益を経常的に計上する傾向があり（木村・浅野，2005；北川，2013 など），特別損益の計上の有無をもってビッグ・バスを判定することは適切ではないため，総資産の 1% を超える負の特別損益を計上していることを判断基準とする。

以上を要約すると，ビッグ・バスの実施に関するダミー変数は，次の $BATH1$ から $BATH3$ のように表せる。

$BATH1$ = 調整前利益が負，かつ裁量的発生高が負であれば 1，それ以外は 0 のダミー変数。

$BATH2$ = 調整前利益が負，かつ総資産の 1% を超える負の特別損益を計上していれば 1，それ以外は 0 のダミー変数。

$BATH3$ = 調整前利益が負，かつ裁量的発生高が負，かつ総資産の 1% を超える負の特別損益を計上していれば 1，それ以外は 0 のダミー変数。

3.2 株式市場の不確実性に関する変数

株式市場の不確実性については，ボラティリティ・インデックス（volatility index）で測

定する。ボラティリティ・インデックスは、算定時点で株式市場が期待している株価指数の30日先の変動率を表すものであり、米国ではシカゴ・オプション取引所（CBOE）がS&P 500種株価指数のオプション取引の値動きに基づき算定している。この指数は将来見通しの不透明性に起因する投資家の不安や恐怖に伴って変動するため、「恐怖指数」と呼ばれることもある。会計学領域の先行研究の多くは、この指数を株式市場の不確実性に関する代理変数として利用している（Williams, 2015; Bonsall et al., 2020; Bochkay and Joos, 2021 など）。

日本においても、日本経済新聞社が日経平均ボラティリティ・インデックスと呼ばれる同様の指数を算定している。日経平均ボラティリティ・インデックスは、算定時点で市場が期待している日経平均株価の30日先の変動率を表す指数であり、大阪取引所の日経平均先物や、日経平均オプション取引における取引所公表値などに基づき算定されている。本稿ではこの指数を利用し、決算発表日に終了する60営業日の日経平均ボラティリティ・インデックスの⁷⁾ 平均値として、株式市場の不確実性に関する変数（VIX）を定義する。⁸⁾ 変数の値が大きいほど、市場の不確実性が高い状況であると解釈される。

3.3 分析モデル

仮説の検証に際しては、以下のような固定効果ロジット・モデルを推定する。

$$\begin{aligned} BATHk_t = & \beta_0 + \beta_1 VIX_t + \beta_2 ASSET_t + \beta_3 \Delta ASSET_t + \beta_4 \Delta CFO_t + \beta_5 CYCLE_t \\ & + \beta_6 AGE_t + \beta_7 ICLAIM_t + \beta_8 lag1_LOSS_t + \beta_9 lag2_LOSS_t \\ & + \beta_{10} lag3_LOSS_t + \beta_{11} EARNVOL_t + \beta_{12} MKTRET_t + \beta_{13} BETA_t \\ & + Year\ Dummies + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

上記(2)式の被説明変数は、第3.1節で定義したビッグ・バス・ダミーである（ $BATHk$, $k=1\sim3$ ）。一方、説明変数で注目されるのは、第3.2節で定義した日経平均ボラティリティ・インデックスの平均値（VIX）である。仮説が支持され、株式市場の不確実性が高いほど経営者がビッグ・バスを行う可能性が高くなるならば、VIXにかかる偏回帰係数が有意な正の値になると予想される。

このほか、(2)式の説明変数には複数のコントロール変数を含める。第1に、企業規模、成長性、収益性といった企業特性をコントロールするため、総資産の自然対数（ $ASSET$ ）、総資産の対前年度変化率（ $\Delta ASSET$ ）、および営業キャッシュ・フローの対前年度変化額（ ΔCFO ）を含める。第2に、利益調整の動機などと関係があることが知られている社齢（ AGE ）、営業循環（ $CYCLE$ ）、利害関係者の黙示的請求権（ $ICLAIM$ ）、および過去1年から3年の損失計上ダミー（ $lagk_LOSS$, $k=1\sim3$ ）を追加する。第3に、企業個別の不確実

性をコントロールするため、過去5年間における利益の標準偏差 (*EARNVOL*) を説明変数に含める。第4に、マクロ経済要因およびマクロ経済要因に対する株価の感応度をコントロールするため、市場リターン (*MKTRET*) とヒストリカル・ベータ (*BETA*) を追加する。最後に、年度効果をコントロールするために、年度ダミー (*Year Dummies*) を追加している。各変数の詳細は表1に要約したとおりである。なお、*ASSET*, *AGE*, *MKTRET*, および *lagk_LOSS* の期待符号は正、それ以外の期待符号は負となる。*Year Dummies* の符号は予測しない。

表1 変数の定義

変 数	定 義
<i>BATH1</i>	<i>PREMOI</i> が負かつ <i>DAC</i> が負であれば1、それ以外は0のダミー変数。ここで、 $PREMOI = OI - DAC$ 。 $OI = t$ 期の経常利益/ $t-1$ 期末の総資産。 $DAC = CFO$ 修正ジョーンズ・モデル (Kasznik, 1999) により推計された t 期の裁量的発生高/ $t-1$ 期末の総資産。
<i>BATH2</i>	<i>PREMOI</i> が負かつ総資産の1%以上の負の特別損益を計上していれば1、それ以外は0のダミー変数。 <i>PREMOI</i> の定義は <i>BATH1</i> を参照。
<i>BATH3</i>	<i>PREMOI</i> が負かつ <i>DAC</i> が負かつ総資産の1%以上の負の特別損益を計上していれば1、それ以外は0のダミー変数。 <i>PREMOI</i> および <i>DAC</i> の定義は <i>BATH1</i> を参照。
<i>VIX</i>	決算発表日前の60営業日における日経平均ボラティリティ・インデックスの平均値。
<i>ASSET</i>	総資産の自然対数。
$\Delta ASSET$	総資産の対前年変化率= t 期の総資産変化額/ $t-1$ 期末の総資産。
ΔCFO	営業キャッシュ・フロー変化額= t 期の営業キャッシュ・フロー変化額/ $t-1$ 期末の総資産。
<i>CYCLE</i>	営業循環の自然対数。営業循環= t 期の棚卸資産回転日数+ t 期の売上債権回転日数。棚卸資産回転日数=365/(t 期の売上原価/ t 期の棚卸資産の期中平均)。売上債権回転日数=365/(t 期の売上高/ t 期の売上債権の期中平均)。
<i>AGE</i>	社齢の自然対数。社齢=1+当年一形式設立年。
<i>ICLAIM</i>	利害関係者による黙示的請求権=(a) 耐久財産業ダミー (<i>DUR</i>)、(b) 研究開発費 (<i>RND</i>)、および (c) 労働集約性 (<i>LABOR</i>) について主成分分析を行うことで得られた第1主成分得点。 <i>DUR</i> =日経業種分類 (中分類) が13から33、または41であれば1、それ以外は0のダミー変数。 <i>RND</i> = t 期の研究開発費/ $t-1$ 期末の総資産。 <i>LABOR</i> =1-(t 期末の償却性固定資産/ t 期末の総資産)。
<i>lagk_LOSS</i>	$t-k$ 期の経常利益が負であれば1、それ以外は0のダミー変数 (ただし、 $k=1\sim3$)。
<i>EARNVOL</i>	企業個別の利益の変動性=(経常利益-所属業種・年の経常利益の中央値)の過去5年間における標準偏差。
<i>MKTRET</i>	決算発表日前の60取引日における市場ポートフォリオ・リターンの平均値。市場ポートフォリオ・リターンは、前取引日の株式時価総額で全上場銘柄 (ただし金融業を除く) を加重平均することで計算する。
<i>BETA</i>	市場モデルにより推定されたヒストリカル・ベータ。市場モデルの被説明変数は各銘柄の配当込み株式リターン、説明変数は前取引日の株式時価総額で全上場銘柄 (ただし金融業を除く) を加重平均した市場ポートフォリオ・リターンであり、決算発表日前の250取引日のデータを用いて推計する。

4 サンプルと基本統計量

本稿のサンプルは、2001年3月から2020年3月における、金融業（銀行、証券、保険、および⁹⁾その他金融業）を除く上場企業である。ここから、(a)決算月数が12か月でない企業、

(b)国際会計基準 (IAS・IFRS) または米国会計基準の適用企業, (c)経常利益, 調整前利益, および決算発表日が計算・入手できない企業を除いた。その結果, 観測値数は66,552企業・年であった。単変量分析ではこのサンプルを用いて分析を行う。

さらに, 固定効果ロジット・モデルの分析では, ここから(2)式の変数が欠損値である企業・年を除くほか, $BATH_k$ がすべての期間において0または1となる企業が除かれる¹⁰⁾。その結果, 多変量分析の観測値数は $BATH_k$ の定義に応じて, それぞれ15,356企業・年 ($BATH1$), 28,589企業・年 ($BATH2$), および9,712企業・年 ($BATH3$) となった。

なお, 財務諸表, 業種, および決算発表日に関するデータは日本経済新聞社『NEEDS-Financial QUEST』より¹¹⁾, 株価データは金融データソリューションズ『日本上場株式日次リターンデータ』より, それぞれ入手した。また, 日経平均ボラティリティ・インデックスの日次データについては, Investing.com より入手している。

表2は, 固定効果ロジット・モデルによる多変量分析に用いる変数の基本統計量を示している。 $BATH_k$ ($k=1\sim3$) の平均値は0.117から0.145であった。このことは, サンプル期間において少なくとも1回はビッグ・バスを実施した企業 (ただし, すべての期間にわたりビッグ・バスを実施した企業を除く) を対象とした場合に, ビッグ・バスの実施割合は11.7%から14.5%であることを示唆している¹³⁾。また, コントロール変数の平均値は, 先行研究の

表2 基本統計量

	平均値	中央値	第1四分位	第3四分位	標準偏差	歪度	尖度	観測値数
$BATH1$	0.139	0.000	0.000	0.000	0.346	2.089	5.364	15,356
$BATH2$	0.145	0.000	0.000	0.000	0.352	2.017	5.068	28,589
$BATH3$	0.117	0.000	0.000	0.000	0.322	2.381	6.667	9,712
VIX	25.591	24.562	20.515	29.324	7.714	1.434	6.052	28,589
$ASSET$	10.180	10.063	9.179	11.062	1.502	0.421	3.431	28,589
$\Delta ASSET$	0.020	0.001	-0.055	0.061	0.201	4.983	53.018	28,589
ΔCFO	0.001	0.000	-0.037	0.038	0.089	0.022	7.435	28,589
$CYCLE$	4.780	4.943	4.427	5.270	0.756	-1.096	4.630	28,589
AGE	3.910	4.060	3.689	4.248	0.538	-1.365	4.765	28,589
$ICLAIM$	0.147	-0.492	-0.558	0.969	0.793	0.270	1.359	28,589
$lag1_LOSS$	0.185	0.000	0.000	0.000	0.389	1.620	3.625	28,589
$lag2_LOSS$	0.186	0.000	0.000	0.000	0.389	1.615	3.607	28,589
$lag3_LOSS$	0.185	0.000	0.000	0.000	0.388	1.622	3.629	28,589
$EARNVOL$	0.044	0.025	0.012	0.050	0.059	3.586	19.649	28,589
$MKTRET$	0.003	0.003	-0.006	0.016	0.018	-0.299	2.320	28,589
$BETA$	0.990	0.915	0.531	1.361	0.690	1.143	8.159	28,589

それと比較して大きく相違しないことも確認できる。¹⁴⁾

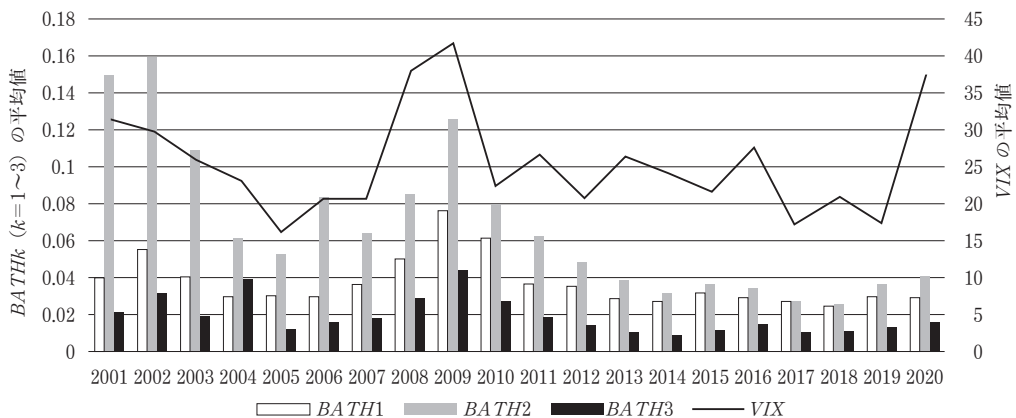
5 分析結果

5.1 単変量分析の結果

多変量分析を行うに先立ち、まずは日経平均ボラティリティ・インデックス（VIX）とビッグ・バス・ダミー（ $BATHk, k=1\sim3$ ）との関係について観察する。図1は、サンプル期間におけるVIXおよび $BATHk$ の平均値の時系列推移を示したものである。線グラフがVIXの平均値、棒グラフが $BATHk$ の平均値をそれぞれ表している。

まず、VIXの推移に着目すると、2001年、2009年、2020年などで高い数値を示していることがわかる。これらは、アメリカの同時多発テロ、世界金融危機、新型コロナウイルスの感染拡大などに伴い、株式市場の不確実性が上昇したことを示唆しているものと思われる。一方、 $BATHk$ に着目すると、VIXが高い期間に高い値を示す傾向にあることが見て取れる。

図1 年度別のビッグ・バスの実施割合



注) 筆者作成。

表3では、株式市場の不確実性（VIX）に基づいて観測値数がおおむね同数になるようにサンプルを5分割し、そのサブ・サンプルごとにビッグ・バスの実施企業の割合を示している。¹⁵⁾表からは、いずれのビッグ・バス変数（ $BATHk, k=1\sim3$ ）を用いた場合にも、株式市場の不確実性が高いサブ・サンプルほど、ビッグ・バスを実施する企業（ $BATHk=1$ となる企業）の割合は高いことがわかる。また、不確実性が最も低いサブ・サンプルと最も高いサブ・サンプルにおける実施企業の割合の差は1%水準で有意である。このことは、株式市場の不確実性が高い期間ほど、裁量的発生高や特別損失を利用したビッグ・バスの実施企業が増える傾向にあることを示唆しており、仮説と整合的な結果であるといえる。

なお、表からは、株式市場の不確実性が高いサブ・サンプルほど、調整前利益が負である企業の割合は高いことも指摘できるが、調整前利益が負である企業にサンプルを限定した場合にも上記の傾向が維持される。すなわち、株式市場の不確実性が高い状況ほどビッグ・バ

表3 株式市場の不確実性とビッグ・バスの実施割合

パネル A : BATH1 の結果						
不確実性	観測値数	非実施			実施	
		合計	調整前利益：正	調整前利益：負	合計	実施割合
1 (Lowest)	13,409	13,036	11,522	1,514	373	0.028
2	13,375	12,928	11,138	1,790	447	0.033
3	13,378	12,884	10,966	1,918	494	0.037
4	13,081	12,570	10,707	1,863	511	0.039
5 (Highest)	13,309	12,721	10,651	2,070	588	0.044
					割合の差	0.016 ***
					z 値	(7.182)
					p 値	(0.000)
パネル B : BATH2 の結果						
不確実性	観測値数	非実施			実施	
		合計	調整前利益：正	調整前利益：負	合計	実施割合
1 (Lowest)	13,409	12,856	11,522	1,334	553	0.041
2	13,375	12,694	11,138	1,556	681	0.051
3	13,378	12,426	10,966	1,460	952	0.071
4	13,081	12,029	10,707	1,322	1,052	0.080
5 (Highest)	13,309	11,989	10,651	1,338	1,320	0.099
					割合の差	0.058 ***
					z 値	(18.547)
					p 値	(0.000)
パネル C : BATH3 の結果						
不確実性	観測値数	非実施			実施	
		合計	調整前利益：正	調整前利益：負	合計	実施割合
1 (Lowest)	13,409	13,238	11,522	1,716	171	0.013
2	13,375	13,182	11,138	2,044	193	0.014
3	13,378	13,126	10,966	2,160	252	0.019
4	13,081	12,797	10,707	2,090	284	0.022
5 (Highest)	13,309	12,957	10,651	2,306	352	0.026
					割合の差	0.014 ***
					z 値	(8.080)
					p 値	(0.000)

注) ***は1%水準で有意であることを表す(両側検定)。

スの実施割合が高いという結果は、単に調整前利益が負となる企業数の増加によって生じているわけではないことが確認できるのである。

5.2 多変量分析の結果

表4は、(2)式として示した固定効果ロジット・モデルの推定結果を示している。いずれのビッグ・バス・ダミーを利用した場合にも、*VIX* にかかる偏回帰係数は1%水準で有意な正の値となった。このことは、株式市場の不確実性が高いほど、経営者がビッグ・バスを行う可能性は高いことを示唆している。これは仮説を支持する結果であり、第5.1節における単変量分析の結果とも整合的である。

なおコントロール変数に着目すると、 $\Delta ASSET$ および ΔCFO の偏回帰係数は、すべてのケースで期待どおり有意に負となった。このことから、企業規模が拡大している企業や業績が改善している企業ほど、ビッグ・バスを行う可能性は低いことがわかる。さらに、*Lag1_LOSS* および *EARNVOL* の係数は、すべてのケースで有意な正となっている。このことは、過年度から業績不振が続いている企業、および企業個別の不確実性が高い企業ほど、ビッグ・バスを行う可能性が高いことを示している。

表4 固定効果ロジット・モデルの推定結果

被説明変数＝		<i>BATH1</i>		<i>BATH2</i>		<i>BATH3</i>	
	期待符号	係数	(<i>z</i> 値)	係数	(<i>z</i> 値)	係数	(<i>z</i> 値)
<i>VIX</i>	(+)	0.017 ***	(3.947)	0.016 ***	(5.420)	0.018 ***	(3.149)
<i>ASSET</i>	(+)	-0.369 ***	(-5.030)	-0.010	(-0.158)	-0.039	(-0.422)
$\Delta ASSET$	(-)	-2.186 ***	(-13.863)	-1.882 ***	(-16.075)	-3.123 ***	(-13.701)
ΔCFO	(-)	-3.825 ***	(-15.018)	-2.398 ***	(-12.079)	-3.490 ***	(-10.576)
<i>CYCLE</i>	(-)	0.759 ***	(7.938)	1.111 ***	(13.623)	0.506 ***	(4.192)
<i>AGE</i>	(+)	0.103	(0.522)	-2.384 ***	(-14.644)	-0.134	(-0.493)
<i>ICLAIM</i>	(-)	-3.270 ***	(-4.541)	-0.150	(-0.339)	-1.350 *	(-1.725)
<i>lag1_LOSS</i>	(+)	0.798 ***	(13.033)	0.890 ***	(18.248)	0.689 ***	(8.253)
<i>lag2_LOSS</i>	(+)	-0.207 ***	(-3.182)	0.180 ***	(3.551)	-0.105	(-1.216)
<i>lag3_LOSS</i>	(+)	-0.148 **	(-2.257)	0.215 ***	(4.172)	-0.054	(-0.627)
<i>EARNVOL</i>	(-)	5.159 ***	(9.123)	5.393 ***	(10.794)	6.903 ***	(9.503)
<i>MKTRET</i>	(+)	-0.646	(-0.334)	-7.347 ***	(-5.348)	-4.299	(-1.639)
<i>BETA</i>	(-)	-0.096 **	(-2.068)	-0.161 ***	(-4.196)	-0.095	(-1.531)
<i>YearDummies</i>		Yes		Yes		Yes	
観測値数		15,356		28,589		9,712	
対数尤度		-3602.946		-7150.100		-1977.284	

注) ***, **, * は 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを表す (両側検定)。

6 追加分析

6.1 他の利益ベンチマークに関する分析

本節では複数の追加分析を実施する。1つ目は、代替的な利益ベンチマークを用いた分析である。メイン分析では利益ベンチマークとして利益ゼロに注目し、利益捻出を行っても損失回避ができない場合にビッグ・バスが行われることを想定して分析デザインを構築した。しかし利益ベンチマークには、利益ゼロ以外にも、前期利益や経営者による業績予想などが存在する（首藤，2010 など）。そこで本節では、利益ゼロに代えて、(a)前期利益、および(b)経営者の業績予想を用いた分析を実施した。具体的には、(a)前期利益については、「調整前利益」を「調整前利益－前期経常利益」に代えて *BATH1* から *BATH3* を再定義し、これを *BATH4* から *BATH6* として(2)式を推計した。また、(b)経営者の業績予想については、「調整前利益」を「調整前利益－期初の経常利益予想」に代えて *BATH1* から *BATH3* を再定義し、これを *BATH7* から *BATH9* として(2)式を推計した。

分析の結果は以下のとおりであった。まず前期利益をベンチマークとした分析の結果、偏回帰係数は *BATH4* の場合に0.030 (z 値=13.164), *BATH5* の場合に0.019 (z 値=9.022), *BATH6* の場合に0.023 (z 値=2.822) となった。また、経営者の業績予想をベンチマークとした分析の結果、偏回帰係数は *BATH7* の場合に0.028 (z 値=13.247), *BATH8* の場合に0.019 (z 値=9.150), *BATH9* の場合に0.032 (z 値=9.172) となった。これらは、メインの分析結果が利益ゼロ以外の利益ベンチマークを用いた場合にも維持されることを示唆している。すなわち、株式市場の不確実性が高いほど、利益捻出によっても減益回避や業績予想の達成が困難な企業は、ビッグ・バスを行う可能性が高いことが確認されたことになる。

6.2 特別損益の内訳項目に関する分析

メインの分析では、ビッグ・バスの手段として特別損益が用いられていることを想定して分析デザインを構築した。しかし、特別損益項目のなかには、減損損失や資産の売却損益のように、経営者が計上のタイミングをある程度裁量的に決められる項目と、有価証券評価損益や為替差損益のように、経営者の裁量よりもむしろ、市場価格や為替相場の変動といった外生的な要因によって計上される項目とが存在する。そこで、特別損益を構成する個別項目ごとに追加分析を実施した。具体的には、特別損益に代えて、(a)減損損失、(b)事業・組織再編関連損益、(c)有価証券売却損益、(d)固定資産売却損益・評価損益、(e)有価証券評価損益、および(f)為替差損益を用いて *BATH2* を再定義し、(2)式で示した固定効果ロジット・モデル¹⁶⁾を推定した。

その結果、*VIX* にかかる偏回帰係数は、それぞれ(a)0.013 (z 値=4.097), (b)0.051 (z

値=8.304), (c) 0.006 (z 値=0.632), (d) 0.019 (z 値=3.228), (e) 0.013 (z 値=3.579), および (f) 0.025 (z 値=0.570) となった。減損損失や事業・組織再編関連損益など、経営者によって計上のタイミングをある程度裁量的に決められる項目に注目した場合にもメイン分析と首尾一貫した結果が得られたことは、メイン分析の結果が経営者の会計戦略を反映していることを示唆しているといえる。ただし、有価証券評価損益を用いた場合にも係数は有意となることから、市場価格や為替相場の変動といった外生的な要因もメイン分析に影響を及ぼしている可能性があることを指摘できる。

6.3 好業績企業による Cookie jar 型の利益調整

メイン分析ではビッグ・バス、すなわち業績悪化時における利益圧縮的な会計手続き選択を対象として検証を行ったが、業績好調時における会計手続き選択についても検証の余地がある。仮説において議論したように、株式市場の不確実性が高い状況下で、利益情報に対する株価反応が弱くなり、かつ利益の先送り計上に関する経営者の動機が強くなるのであれば、業績好調時においても、不確実性が高い期間には、利益圧縮的な会計手続き選択、いわゆる“Cookie jar”型の利益調整(岡部, 2003)がより行われている可能性がある。そこで本節では、*BATH1* から *BATH3* の定義における「調整前利益が負」を「調整前利益が正」に代え、これらを *CJ1* から *CJ3* と再定義したうえで、(2)式を推定した。

分析の結果、*VIX* にかかる偏回帰係数は (a) *CJ1* の場合に 0.008 (z 値=4.987), (b) *CJ2* の場合に 0.006 (z 値=3.396), (c) *CJ3* の場合に 0.011 (z 値=4.844) となった。このことは、株式市場の不確実性が高い期間ほど、調整前利益が正である好業績企業であっても、「明日に備えて蓄えを残す」(岡部, 2003) ための会計戦略として、裁量的発生高や特別損失を利用して利益圧縮を図っていることを示唆している。

6.4 その他の頑健性チェック

さらに本稿では、メイン分析について複数の頑健性チェックを行った。第1に、分析対象¹⁷⁾の利益を変更した。具体的には、経常利益に代えて親会社株主に帰属する当期純利益を用いて再分析を実施した。第2に裁量的発生高の推定方法を変更した。具体的には、Kasznik (1999) の CFO 修正ジョーンズ・モデルではなく、(a) Dechow et al. (1995) の修正ジョーンズ・モデル、(b) Kothari et al. (2005) の業績対応モデル、および(c) Allen et al. (2013) のモデルを用いて再分析を行った。最後に、不確実性の指標を変更した。具体的には、日経平均ボラティリティ・インデックスに代えて、経済産業研究所 (RIETI) の経済政策不確実性指数を用いて再分析を行った。その結果、いずれの分析においても、第5節とおおむね首尾一貫した結果が得られ、本稿の結果がこれらに関して頑健であることが確認できた。

7 要約と課題

本稿では、株式市場の不確実性と経営者によるビッグ・バスとの関係について検証を行った。具体的には、負の特別損益と裁量的発生高によってビッグ・バスの実施企業を識別し、日経平均ボラティリティ・インデックスを株式市場の不確実性に関する代理変数として、固定効果ロジット・モデルによる検証を行った。その結果、株式市場の不確実性が高い状況ほど、経営者がビッグ・バスを行う可能性は高いことが確認された。

世界金融危機や新型コロナウイルス感染症の感染拡大など、株式市場の不確実性が大きく上昇した時期には、企業業績の大きな悪化が新聞等で報じられることがある。しかし、上記の結果を踏まえれば、このような時期における企業の業績悪化が、本来的な業績悪化を意味するのかについては慎重に評価する必要があるかもしれない。仮に企業の業績悪化が、ビッグ・バスのような会計戦略によって生じているならば、将来利益の改善効果が期待されるため、本来的な業績悪化企業とは異なる評価をしなければならない。投資家や債権者などの情報利用者は、不確実性下で会計情報を利用して意思決定を行う際に、このような点に注意を払う必要があるだろう。

ただし、本稿の分析は単純な関連性分析にとどまっているため、仮説の妥当性についてはさらに慎重な分析を要することは付言しなければならない。

注

- 1) 実際、先行研究では、ビッグ・バスの実施が将来利益の改善に結びついていることが報告されている。例えば、Burgstahler et al. (2002) は、負の特別損益を計上した企業の半数以上が、計上後の四半期において増益を経験していることを例証している。山口 (2013) もまた、経営者交代があった日本企業を対象として、ビッグ・バスを行った企業はそうでない企業と比較して、次期の利益変化が正となる傾向にあることを示している。
- 2) カルロス・ゴーン氏が日産自動車の社長に就任した2000年前後における業績のV字回復が、ビッグ・バスの典型例であるといわれる (青木, 2004; 首藤, 2013; 山口, 2013 など)。
- 3) Ng et al. (2020) は、経済政策の不確実性が高まるほど、銀行は貸倒引当金の繰入を増加させることでビッグ・バスを図ることを示している。そして、そのような結果が観察される原因として、政策の不確実性が高い状況下では、経営者が業績不振の責任を政策に帰することができ、株価下落などの負の帰結を軽減できるためであると解釈している。株式市場のプレッシャーが弱まることでビッグ・バスが助長されるという解釈は、本稿のシナリオと整合的である。
- 4) 経済学の先行研究では、将来期間における労働所得や配当に関する不確実性が高まると、家計は消費水準を平準化するために貯蓄を増加させることが示されている (Kimball, 1990 など)。本稿のシナリオは、これらの先行研究とも整合的であると思われる。
- 5) 分散不均一性の問題を緩和するという先行研究 (Kothari et al. 2005) の指摘に従い、Kasznik

- (1999)のモデルの説明変数に期首総資産の逆数を追加している。また、推定は業種・年ごとに行うことが一般的であるが、株式市場の不確実性が同一年における企業全体の利益調整に影響しうることを考慮し、業種ごとに推定する。業種分類には日経業種分類(中分類)を用いる。
- 6) 会計発生高は、以下のように計算している。会計発生高＝経常利益－(営業活動によるキャッシュ・フロー＋法人税等の支払額)。
 - 7) 日経平均ボラティリティ・インデックスの詳細な算定方法については、日経プロファイルのウェブサイト (<https://indexes.nikkei.co.jp/nkave/index/profile?idx=nk225vi>) (2022年1月閲覧)に掲載されている「算出概要」を参照していただきたい。なお、日経平均ボラティリティ・インデックスの算定方法は、2021年12月13日より変更されている。現行のインデックスは東京ターム物リスク・フリー・レート(TORF)を用いて算定されているが、本稿の分析にはユーロ円LIBORを用いて算定された変更前のものが利用されている。
 - 8) 先行研究(Das et al., 2009)では、年次の利益ベンチマーク達成ための利益捻出が第4四半期に行われる傾向にあることを明らかにしている。そこで本稿は、経営者による損失回避やビッグ・バスが第4四半期に行われると想定して、VIXの測定期間を60営業日として設定する。
 - 9) 業種分類には日経業種分類(中分類)を用いている。
 - 10) 固定効果ロジット・モデルの推定に際しては、被説明変数に変化がない企業はサンプルに含まれない。これらの企業は、固定効果を除去する際に考慮される条件付尤度関数に影響を及ぼさず、対数をとるとサンプルから除かれることになるためである。
 - 11) 本稿では連結財務諸表の数値を用いる。連結財務諸表を公表していない企業については、個別財務諸表を企業集団の財務諸表とみなし、個別財務諸表の数値を用いている。
 - 12) 紙面の制約上、コントロール変数の基本統計量は、観測値数が最も多いBATH2を被説明変数とした場合のものを示している。しかし、BATH1およびBATH3を被説明変数とした場合の統計量にも大きな傾向の違いはない。なお、本稿では各連続変数の99(1)パーセンタイル以上(以下)の値を99(1)パーセンタイルの値に置換している。
 - 13) 単変量分析に用いるサンプル66,552企業・年を対象に計算した平均値は、BATH1が0.038、BATH2が0.069、BATH3が0.018であった。サンプル期間中にビッグ・バスを1度も実行していない企業が含まれるため、多変量分析のサンプルと比較して平均値が小さくなっている。
 - 14) なお、説明変数間におけるPearsonの積率相関係数の絶対値は、最大でもlag1_LOSSとlag2_LOSS、およびlag2_LOSSとlag3_LOSSの0.511であり、多重共線性が懸念される高い相関は観察されない。
 - 15) 各サブ・サンプルにおけるVIXの平均値は、それぞれ17.115(第1五分位)、20.736(第2五分位)、24.063(第3五分位)、27.931(第4五分位)、および37.300(第5五分位)である。大阪取引所の資料によれば、日経平均ボラティリティ・インデックスは、通常20から30のレンジで推移している(https://www.jpx.co.jp/learning/tour/books-brochures/tvdivq0000003toh-att/put_nkvi.pdf) (2021年3月閲覧)。この資料に基づけば、サンプルを5分割した場合には、第1五分位を不確実性が低いサブ・サンプル、第5五分位を不確実性が高いサブ・サンプルとみなせる。
 - 16) 減損損失の分析については、企業会計審議会「固定資産の減損に係る会計基準」が強制適用となった、2005年4月1日以降に開始される事業年度からをサンプル期間としている。
 - 17) 企業会計基準第21号「企業結合に関する会計基準」および企業会計基準第22号「連結財務諸表

に関する会計基準」の改正前（2015年3月期以前）は、当期純利益を用いている。

引用文献

- Abarbanell, J., & Lehavy, R. (2003). "Can stock recommendations predict earnings management and analysts' earnings forecast errors?" *Journal of Accounting Research*, 41(1), 1-31.
- Allen, E. J., Larson, C. R., & Sloan, R. G. (2013). "Accrual reversals, earnings and stock returns." *Journal of Accounting and Economics*, 56(1), 113-129.
- Asthana, S., & Kalelkar, R. (2020). "Impact of economic policy uncertainty on disclosure and pricing of earnings news." *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 55(4), 1481-1512.
- Bochkay, K., & Joos, P. R. (2021). "Macroeconomic uncertainty and quantitative versus qualitative inputs to analyst risk forecasts." *The Accounting Review*, 96(3), 59-90.
- Bonsall IV, S. B., Green, J., & Muller III, K. A. (2020). "Market uncertainty and the importance of media coverage at earnings announcements." *Journal of Accounting and Economics*, 69(1), 101264.
- Brown, L. D., & Caylor, M. L. (2005). "A temporal analysis of quarterly earnings thresholds: Propensities and valuation consequences." *The Accounting Review*, 80(2), 423-440.
- Burgstahler, D., & Dichev, I. (1997). "Earnings management to avoid earnings decreases and losses." *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 99-126.
- Burgstahler, D., Jiambalvo, J., & Shevlin, T. (2002). "Do stock prices fully reflect the implications of special items for future earnings?" *Journal of Accounting Research*, 40(3), 585-612.
- Das, S., Shroff, P. K., & Zhang, H. (2009). "Quarterly earnings patterns and earnings management." *Contemporary Accounting Research*, 26(3), 797-831.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). "Detecting earnings management." *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.
- Degeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser. (1999). "Earnings management to exceed thresholds." *The Journal of Business*, 72(1), 1-33.
- Drake, M. S., Mayberry, M. A., & Wilde, J. H. (2018). "Pushing the future back: The impact of policy uncertainty on the market pricing of future earnings." *Journal of Business Finance and Accounting*, 45(7-8), 895-927.
- Elliott, J. A., & Shaw, W. H. (1988). "Write-offs as accounting procedures to manage perceptions." *Journal of Accounting Research*, 26 (Supplement), 91-119.
- Haggard, K. S., Howe, J. S., & Lynch, A. A. (2015). "Do baths muddy the waters or clear the air?" *Journal of Accounting and Economics*, 59(1), 105-117.
- Hope, O. K., & Wang, J. (2018). "Management deception, big-bath accounting, and information asymmetry: Evidence from linguistic analysis." *Accounting, Organizations and Society*, 70, 33-51.
- Iwasaki, T., N. Kitagawa, and A. Shuto. (2020). "Managerial discretion over initial earnings forecasts." Working paper (Available at SSRN2206057).
- Kasznik, R. (1999). "On the association between voluntary disclosure and earnings management." *Journal of Accounting Research*, 37(1), 57-81.

- Kimball, M. (1990). "Precautionary saving in the small and in the large." *Econometrica*, 58(1), 53-73.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). "Performance matched discretionary accrual measures." *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.
- Moehrl, S. R. (2002). "Do firms use restructuring charge reversals to meet earnings targets?" *The Accounting Review*, 77(2), 397-413.
- Moore, M. L. (1973). "Management changes and discretionary accounting decisions." *Journal of Accounting Research*, 11(1), 100-107.
- Nagar, V., Schoenfeld, J., & Wellman, L. (2019). "The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures." *Journal of Accounting and Economics*, 67(1), 36-57.
- Ng, J., Saffar, W., & Zhang, J. J. (2020). "Policy uncertainty and loan loss provisions in the banking industry." *Review of Accounting Studies*, 25(2), 726-777.
- Williams, C. D. (2015). "Asymmetric responses to earnings news: A case for ambiguity." *The Accounting Review*, 90(2), 785-817.
- 青木茂男 (2004) 「ビッグ・バスによる V 字回復の質—日産自動車を例として—」『企業会計』, 56(4), 28-34.
- 榎本正博 (2007) 「減損会計基準の適用における利益マネジメント—早期適用企業を用いた実証分析—」『管理会計学』, 15(2), 41-56.
- 榎本正博 (2008) 「減損会計基準の適用時期の選択と経営者の会計行動に関する実証分析」『会計プロGRESS』, (9), 23-38.
- 岡部孝好 (2003) 「市場の期待利益数値と裁量の会計行動」『国民経済雑誌』, 188(6), 27-38.
- 岡部孝好 (2004) 「裁量の発生処理高の反転」『會計』, 166(4), 479-495.
- 乙政正太 (1997) 「日本企業の利益圧縮行動—ビッグバスの実証分析に向けて—」『會計』, 151(4), 533-545.
- 北川教央 (2013) 「特別損失の計上頻度による将来業績の予測可能性 (特集財務情報による将来業績の予測)」『証券アナリストジャーナル』, 51(12), 27-36.
- 北川教央 (2021) 「マクロ経済の不確実性と経営者による損失回避行動」『会計プロGRESS』, (22), 33-49.
- 木村史彦・浅野信博 (2005) 「財務データの特性と統計分析上の留意点」『オイコノミカ』, 42(1), 133-152.
- 首藤昭信 (2010) 『日本企業の利益調整—理論と実証—』中央経済社.
- 首藤昭信 (2013) 「ビッグ・バスの目的と効果 (特集これからの会計戦略: 企業経営からみた会計選択の意義)」『企業会計』, 65(2), 193-201.
- 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』, 46(5), 51-69.
- 中條祐介 (1999) 「業績低迷企業の会計政策—利益減少型会計政策の選択とそのインセンティブ—」『會計』, 155(1), 39-54.
- 山口朋泰 (2013) 「経営者交代と利益マネジメント」『証券アナリストジャーナル』, 51(5), 20-33.