

# 内部統制問題企業における損失認識の適時性

大橋 良生

会津大学短期大学部研究紀要 第 81 号抜刷

2024 年 3 月

## 内部統制問題企業における損失認識の適時性

大橋 良生\*

【要旨】本稿では、内部統制について開示すべき重要な不備があるなど、内部統制の問題を開示している企業（以下、問題開示企業）における損失認識の適時性を分析した。傾向スコアを用いて抽出した、内部統制は有効であるとの結論を報告している企業（以下、問題不開示企業）との比較分析を行い、平均的にみて、問題開示企業において、問題不開示企業よりもより適時的な損失認識を行っていることが示唆された。また、2011年制度改訂の影響について、損失認識の適時性に影響している可能性を示す分析結果が部分的に確認されたものの、分析モデルや使用する変数などにより混在した結果となっており、さらなる検証の必要性が示唆された。

---

\* 滋賀大学経済学部教授

## 1 本稿の目的

本稿の目的は、内部統制について開示すべき重要な不備があるなど、内部統制の問題を開示している企業（以下、問題開示企業）における損失認識の適時性（timely loss recognition）を分析することである。具体的には、内部統制報告書において、内部統制は有効である以外の結論を報告している問題開示企業を対象として、傾向スコアを用いて抽出した、内部統制は有効であるとの結論を報告している企業（以下、問題不開示企業）との比較分析を行う。また、内部統制報告制度について、制度の形骸化に繋がっているとの見解が指摘されている 2011 年制度改訂の財務報告の質への影響を、損失認識の適時性の観点から分析する。

「予想の損失は計上しなければならないが、予想の利益を計上してはならない」という格言で表現される会計上の保守主義（accounting conservatism）は、古くから会計実務に浸透していることが指摘されている（桜井, 2023, p. 66 ; Basu, 1997, pp. 8-9）。本稿でとりあげる適時的な損失認識は、会計上の保守主義のカテゴリーの 1 つに位置づけられる。Givoly et al. (2007)は、会計上の保守主義の源泉として、取得原価に基づく資産評価など投資プロジェクトのプラスの現在価値や資産価値の将来の上昇を捕捉しない手続き（C1）、研究開発費の一括費用計上など純資産簿価の最小化の手続き（C2）、および低価法や減損会計などの適時的な損失認識手続き（C3）の 3 つのカテゴリーをあげている<sup>1</sup>。低価法や減損会計では、市場価値や回収可能額の下落などの経済的バッド・ニュースの生起にあわせて、適時的に費用や損失が計上されることとなり、会計利益や純資産簿価が過小表示される。

会計上の保守主義には、経営者報酬や債務などの契約、及び投資行動に関する意思決定におけるエージェンシー問題を緩和し株主価値や企業価値の向上に貢献する機能や、経営者と利害関係者との間の情報の非対称性を緩和する機能が指摘されている（Ball, 2001 ; Watts, 2003 ; Gietzmann and Trombetta, 2003 ; Bagnoli and Watts, 2005）。後続の実証研究はこれらの機能を支持する検証結果を提示している（Ahmed et al., 2002 ; O'Connell, 2006 ; LaFond and Watts, 2008 ; Zhang, 2008 ; 中村, 2008 ; Francis and Martin, 2010 ; Iyengar and Zampelli, 2010 ; Kim and Pevzner, 2010 ; Ishida and Ito, 2014 ; Callen et al., 2016 ; 大橋, 2016 ; 中野ほか, 2017 ; Ramalingegowda and Yu, 2021 など）。

ただし、このような機能や効果を有する適時的な損失認識について、経営者の裁量性が指摘されている（Chan et al., 2009）。適時的な損失認識の適用例である棚卸資産の低価法による評価や固定資産に対する減損会計の適用では、当該資産の簿価を市場価格や回収可能額に引き下げることになるが、引き下げの時期や金額は少なくとも部分的には経営者の判断に基づいている。また、適時的な損失認識は、経済的バッド・ニュースを適時的に財務諸表に反映させてもらいたいという、株主や債権者などの企業外部者からの需要に応じて採用されていることが指摘されている（Ball et al., 2008 ; 中村, 2015）。すなわち、会計情報に備わっている損失認識の適時性は、部分的にせよ経営者に裁量性があることや企業外部者からの需要状況により、企業間や時系列間でその程度に違いがあると考えられている。そこで、日本企業を分析対象とした研究では、株式の所有主体や所有割合などの株主構成、経営者を監

---

<sup>1</sup> 会計上の保守主義には 2 つのタイプがあると説明される（Ball and Shivakumar, 2005 ; Beaver and Ryan, 2005）。一方のタイプは、無条件保守主義（unconditional conservatism）であり、経済的バッド・ニュースとは独立的に、それに先立って保守的な会計を行うことを意味しており、Givoly et al.(2007)があげたカテゴリーのうち、C1 と C2 がこれに該当する。他方のタイプは、条件付保守主義（conditional conservatism）であり、経済的バッド・ニュースの生起にあわせて、適時的に保守的な会計を行うことを意味しており、C3 がこれに該当する（中村, 2009）。

表 1 開示すべき重要な不備の報告状況

内部統制報告書提出日	2009.6 ~10.5	2010.6 ~11.5	2011.6 ~12.5	2012.6 ~13.5	2013.6 ~14.5	2014.6 ~15.5	2015.6 ~16.5	2016.6 ~17.5	2017.6 ~18.5	2018.6 ~19.5
内部統制報告書提出企業数	3,785	3,718	3,644	3,589	3,581	3,593	3,645	3,667	3,700	3,736
開示すべき重要な不備を報告した企業数	92	34	15	22	23	18	36	39	29	37
評価結果不表明の企業数	15	6	6	1	2	0	1	1	1	2
訂正により開示すべき重要な不備を報告した企業数	33	39	45	46	44	75	58	44	47	24

(出所) 町田 (2020), p. 111, 図表 2, 一部改.

督する役割を担う監査役会や取締役会などの企業ガバナンス、及び債務契約などの契約と、損失認識の適時性との関連性が検証されており、これらの要因が損失認識の適時性に影響を与えていることを示唆する分析結果が提示されている(薄井, 2004・2015; 首藤・岩崎, 2009; Shuto and Takada, 2010; 大橋, 2017・2018・2019; Iwasaki et al., 2018; 高田, 2021)。

本稿では、企業の内部的な統制環境である内部統制に焦点をあわせ、損失認識の適時性との関連性を分析する。日本では、内部統制報告制度は2006年に金融商品取引法において導入され、その目的は財務報告の信頼性の確保にある。上場企業に対して、2008年4月以降に開始する事業年度から適用され、事業年度ごとに内部統制報告書及び内部統制監査報告書が開示されている。内部統制報告書では経営者による内部統制の有効性評価の結果<sup>2</sup>が、内部統制監査報告書では内部統制報告書に関する監査人による監査の結果が報告されている。

表1は、町田(2020)で示された開示すべき重要な不備<sup>3</sup>などを報告している企業数の状況である。これによれば、開示すべき重要な不備がある旨を報告した企業数及び内部統制報告書提出企業数に対するその比率は、制度適用初年度が92社及び2.4%であったが、その後は減少し、その比率も0.4%から1%程度で推移していることがわかる。また、評価結果不表明の企業数は、制度適用初年度が15社であり、その後は低い水準で推移している。それでは、内部統制は有効である以外の結論を報告しているこれらの内部統制の問題を開示した企業の財務報告について、投資者をはじめとする財務諸表利用者はその質をどのように受けとめればよいのであろうか。ここに本稿の問題意識があり、本稿では財務報告の質の一つに位置づけられる損失認識の適時性の観点から検証を行う。

なお、これまでも内部統制の問題開示企業における財務報告の質が分析されており、先行研究として、Doyle et al. (2007), Ashbaugh-Skaife et al. (2008), 及び Chan et al. (2008)があげられる。これらの研究では、内部統制の問題開示企業は、問題不開示企業に比べ、より質の低い利益を報告していることが報告されている。Doyle et al. (2007)では、一般的に問題開示企業は問題不開示企業よりも、質の低い会計

<sup>2</sup> 財務報告に係る内部統制の評価結果は、以下のいずれかで表明される。(1)財務報告に係る内部統制は有効である旨、(2)評価手続きの一部が実施できなかったが、財務報告に係る内部統制は有効である旨ならびに実施できなかった評価手続及びその理由、(3)開示すべき重要な不備があり、財務報告に係る内部統制は有効でない旨ならびにその開示すべき重要な不備の内容及びそれが是正されない理由、(4)重要な評価手続が実施できなかったため、財務報告に係る内部統制の評価結果を表明できない旨ならびに実施できなかった評価手続及びその理由。

<sup>3</sup> 2011年制度改訂前は「重要な欠陥」である。

発生高を有しており、特に、全社的な内部統制の不備が会計発生高の質に影響を与えている可能性が示唆されている。Ashbaugh-Skaife et al. (2008)は会計発生高のノイズや異常会計発生高を分析し、分析の結果、問題開示企業が問題不開示企業よりも低質の会計発生高を報告している可能性が示唆されている。Chan et al. (2008)は、問題開示企業が問題不開示企業よりも、プラスの裁量的会計発生高を報告している証拠を提示している。

また、財務報告の質として、損失認識の適時性をとりあげ、内部統制の問題との関連性を分析している研究に、Goh and Li (2011)と Mitra et al. (2013)がある。Goh and Li (2011)は、内部統制の質と条件付保守主義との関係を分析している。分析結果として、内部統制の問題開示企業は問題不開示企業よりも保守主義の程度がより低いこと、及び内部統制の問題解消企業は問題継続企業よりも保守主義の程度が高いことが報告されている。

一方、Mitra et al. (2013)では、Goh and Li (2011)の知見が Sarbanes-Oxley (以下、SOX) 法施行前のデータに基づくものであるとして、SOX 法施行後のデータに拡張した分析を行っている。この研究では、SOX 法により規制や企業監督の高まり、罰金や厳格な監査基準などがもたらされ、SOX 法施行後、利害関係者に報告される情報の信頼性に関して正のシグナルを送るため、規制による要求の高まりが内部統制の問題開示企業に対して保守主義を採用するよう推奨していると推論している。この推論と整合的に、内部統制の問題開示企業（特に、全社的問題を抱える企業）が SOX 法施行以前に比べて保守主義の程度を高めていること、SOX 法施行以降に、問題不開示企業よりも問題開示企業が保守的な会計を行っていること等を示唆する統計的証拠を提示している。

日本企業については、矢澤 (2010) が内部統制の問題開示企業の異常会計発生高を分析している。この研究では、異常会計発生高がマイナスの値である利益圧縮型の会計を行っているサンプルを分析したところ、問題開示企業が問題不開示企業よりも利益圧縮型の会計を行っていること、すなわち、問題開示企業の利益数値はノイズではなく下方にバイアスがかかっていることが示唆されたことを指摘している。この分析結果について、矢澤 (2010) は監査人が問題開示企業に対して保守的な会計政策を要求した結果であろうと解釈している。

以上の先行研究に対し、本稿では、日本企業を対象として、経済的バッド・ニュースが生じた際にそれを会計利益に適時的に織り込むという損失認識の適時性の観点から、内部統制の問題開示企業における財務報告の質に関する分析を行う。また、内部統制報告制度は、2020年までに3回にわたり見直しが行われている（町田，2020，p. 109）。そのうち、2011年3月30日に公表された「財務報告に係る内部統制の評価及び監査の基準並びに財務報告に係る内部統制の評価及び監査に関する実施基準の改訂に関する意見書」による改訂（以下、2011年制度改訂）では、内部統制の評価作業の負担の軽減を目的として、一定の条件下での評価作業の隔年での実施など、効率的な評価方法等が導入された。この改訂では、評価作業が大幅に簡素化されるなど、実質的に大きな制度変更が生じており、制度の形骸化に繋がっているとの見解があることが指摘されている（町田，2020，p. 114）。そこで、本稿では、2011年制度改訂の財務報告の質への影響について、損失認識の適時性の観点から検証を行う。以上の点が、先行研究に対する本稿の特徴といえよう。

本稿の構成は以下のとおりである。次節では、損失認識の適時性の測定モデルやサンプルなどの分析方法を説明し、第3節で分析結果を示している。第4節では、損失認識の適時性の測定に関する頑健性テストを行い、第5節では、まとめと今後の課題を述べる。

## 2 分析方法

### 2.1 内部統制問題開示企業における損失認識の適時性

はじめに、損失認識の適時性の程度を測定するための Basu (1997)モデル(1)式を説明する<sup>4</sup>。なお、添え字  $i$  は企業を、 $t$  は年を示している。

$$E_{it} = \alpha + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 R_{it} \cdot DR_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

ここで、会計利益  $E$  は前期末株式時価総額でデフレートした当期純利益、株式リターン  $R$  は会計期間における株式リターン、 $DR$  は  $R$  がマイナス値であれば 1、それ以外は 0 とするダミー変数、 $\varepsilon$  は誤差項である。ここでの  $R$  は経済的ニュースの代理変数であり、係数  $\beta_2$  は会計利益に経済的ニュースを織り込む適時性、係数  $\beta_3$  は経済的バッド・ニュースを織り込む増分的適時性を捉えている。係数  $\beta_3$  の値が大きいほど、会計利益が経済的バッド・ニュースを適時的に織り込んでいることを意味しており、会計利益が保守的に認識されていることを示唆している。

本稿では、内部統制は有効であるとの結論を開示している問題不開示企業と、内部統制は有効である以外の結論を開示している問題開示企業との間に、損失認識の適時性に差があるのかを分析する。そこで、Basu (1997)モデル(1)式に、問題開示企業であることを示す変数とコントロール変数を加えた回帰モデル(2)式を設定する。

$$E_{it} = \alpha + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + R_{it} (\beta_3 \cdot ICW_{it} + \beta_4 \cdot MTB_{it-1} + \beta_5 \cdot LEV_{it-1} + \beta_6 \cdot SIZE_{it-1}) + \beta_7 R_{it} \cdot DR_{it} + R_{it} \cdot DR_{it} (\beta_8 \cdot ICW_{it} + \beta_9 \cdot MTB_{it-1} + \beta_{10} \cdot LEV_{it-1} + \beta_{11} \cdot SIZE_{it-1}) + \text{Year dummy} + \text{Industry dummy} + \varepsilon \quad (2)$$

ここで、 $ICW$  は内部統制の問題に関する変数であり、本稿の関心は係数  $\beta_8$  にある。 $ICW$  には、 $NE$  または  $MW$  が挿入される。 $NE$  は、内部統制は有効である以外の結論を開示している企業を示すダミー変数であり、開示すべき重要な不備がある旨を開示している企業または評価結果について意見不表明の企業であれば 1、それ以外であれば 0 とするダミー変数である。 $MW$  は、内部統制に開示すべき重要な不備がある旨を開示している企業であれば 1、それ以外であれば 0 とするダミー変数である。係数  $\beta_8$  が統計的に有意な正（負）の値であれば、問題不開示企業に比べて、問題開示企業の損失認識の適時性が統計的に有意に高い（低い）ことを示唆している。

なお、コントロール変数として、純資産時価簿価比率  $MTB$ 、負債比率  $LEV$ 、企業規模  $SIZE$ 、期間ダミー<sup>5</sup> ( $\text{Year dummy}$ )、及び業種ダミー ( $\text{Industry dummy}$ ) を追加している (Khan and Watts, 2009)。なお、 $MTB$  は株式時価総額 ÷ 純資産合計、 $LEV$  は負債合計 ÷ 株式時価総額、 $SIZE$  は株式時価総額の自然対数で計算している。 $MTB$  が高い企業は会計上の資産が低く評価されており、経済的バッド・ニュースを反映させられる程度が限定的であると考えられ、損失認識の適時性とは負の関係にあることが指摘されている (Roychowdhury and Watts, 2007)。また、 $LEV$  が高い企業では、債務契約などの観点から、損失認識の適時性は高くなることが指摘されている。さらに、 $SIZE$  が大きい企業は、企業情報が入手しやすいこ

<sup>4</sup> Basu モデルの詳細な説明は高田 (2021, 第 1 章) を参照されたい。

<sup>5</sup> 内部統制報告制度が 2009 年 3 月期から適用されているため、2009 年 3 月期から 2010 年 2 月期までを第 1 期、2010 年 3 月期から 2011 年 2 月期までを第 2 期というように、 $t$  年 3 月期から  $t+1$  年 2 月期までを同期間とした。なお、利用したデータベースの関係上、第 12 期は 2020 年 3 月期のみである。

とから、情報の非対称性によるエージェンシー・コストが小さく、損失認識の適時性は低いと考えられている (Khan and Watts, 2009)。以上により、係数  $\beta_9$  と係数  $\beta_{11}$  は負の符号に、係数  $\beta_{10}$  は正の符号になると予想される。

## 2.2 内部統制問題開示企業における損失認識の適時性に対する 2011 年制度改訂の影響

次に、損失認識の適時性に対する 2011 年制度改訂の影響を検証するために、回帰モデル(3)式と(4)式を設定する。回帰モデル(3)式では、問題不開示企業と比べて、問題開示企業の損失認識の適時性が 2011 年制度改訂により変化したか否かを検証する。

$$E_{it} = \alpha + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + R_{it} (\beta_3 \cdot pre\_ICW_{it} + \beta_4 \cdot post\_ICW_{it} + \beta_5 \cdot MTB_{it-1} + \beta_6 \cdot LEV_{it-1} + \beta_7 \cdot SIZE_{it-1}) + \beta_8 R_{it} \cdot DR_{it} + R_{it} \cdot DR_{it} (\beta_9 \cdot pre\_ICW_{it} + \beta_{10} \cdot post\_ICW_{it} + \beta_{11} \cdot MTB_{it-1} + \beta_{12} \cdot LEV_{it-1} + \beta_{13} \cdot SIZE_{it-1}) + Year\ dummy + Industry\ dummy + \varepsilon \quad (3)$$

ここで、pre\_ICW (post\_ICW) は、2011 年制度改訂前 (後) の内部統制問題に関する変数であり、本稿の関心は係数  $\beta_9$  と  $\beta_{10}$  にある。pre\_ICW (post\_ICW) には、pre\_NE (post\_NE) または pre\_MW (post\_MW) が挿入される。pre\_NE (post\_NE) は、2011 年制度改訂前 (後) <sup>6</sup>において内部統制は有効である以外の結論を開示している企業を示すダミー変数であり、開示すべき重要な不備がある旨を開示している企業または評価結果について意見不表明の企業であれば 1、それ以外であれば 0 とするダミー変数である。pre\_MW (post\_MW) は、2011 年制度改訂前 (後) において内部統制に開示すべき重要な不備がある旨を開示している企業であれば 1、それ以外であれば 0 とするダミー変数である。係数  $\beta_9$  ( $\beta_{10}$ ) が統計的に有意な正 (負) の値であれば、問題不開示企業と比べ、当該問題開示企業の損失認識の適時性が高い (低い) こと示唆している。

続いて、回帰モデル(4)式では、問題開示企業のみを分析対象とし、2011 年制度改訂前後で問題開示企業における損失認識の適時性に差があるかを検証する。

$$E_{it} = \alpha + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + R_{it} (\beta_3 \cdot post\_ICW_{it} + \beta_4 \cdot MTB_{it-1} + \beta_5 \cdot LEV_{it-1} + \beta_6 \cdot SIZE_{it-1}) + \beta_7 R_{it} \cdot DR_{it} + R_{it} \cdot DR_{it} (\beta_8 \cdot post\_ICW_{it} + \beta_9 \cdot MTB_{it-1} + \beta_{10} \cdot LEV_{it-1} + \beta_{11} \cdot SIZE_{it-1}) + Year\ dummy + Industry\ dummy + \varepsilon \quad (4)$$

ここでの本稿の関心は、係数  $\beta_8$  にある。係数  $\beta_8$  が統計的に有意な正 (負) の値であれば、2011 年制度改訂前の問題開示企業と比べ、2011 年制度改訂後の問題開示企業の損失認識の適時性が高い (低い) ことを示唆している。

## 2.3 サンプルとデータ

本稿の目的は、内部統制問題を開示している企業における損失認識の適時性を分析することである。そこで、はじめに、「『内部統制報告書』記載内容集計表」(レキシコム) <sup>7</sup>に基づいて、2009 年 3 月期から 2020 年 3 月期までの内部統制報告書で、内部統制は有効である以外の結論を開示している企業を特定し、そのうち、(a)金融業に該当しない、(b)決算月数が 12 か月、(c)財務諸表を日本基準で作成、(d)前期末における純資産合計がプラス値、(e)分析に必要なデータが入手可能、の条件を満たす分析対象サン

<sup>6</sup> 2011 年制度改訂前は第 1 期から第 3 期、2011 年制度改訂後は第 4 期から第 12 期である。

<sup>7</sup> 株式会社レキシコム・ホームページ <https://www.lexicom.jp/wp/knowledge/> (2023 年 12 月検索)

プルを抽出した。なお、異常値処理として、E, R, MTB, LEV 及び SIZE について、上下 1%に含まれるサンプルは分析対象から除いた。この結果、内部統制報告書で内部統制は有効である以外の結論を開示しているサンプル（以下、NE サンプル）は 280 企業・年、内部統制に開示すべき重要な不備がある旨を開示しているサンプル（以下、MW サンプル）は 275 企業・年となった。

次に、内部統制は有効であるとの結論を開示している企業の中から、NE サンプルまたは MW サンプルとペアマッチとなるよう、コントロール・サンプルを抽出した。具体的な手順として、はじめに、上記(a)から(e)の条件を満たす問題不開示企業で、E, R, MTB, LEV 及び SIZE について上下 1%に含まれるサンプルを除いたサンプル（以下、Non\_ICW サンプル）を抽出した<sup>8</sup>。次に、内部統制問題開示の傾向スコアを推定するため、矢澤（2010）を参考に変数を選択した回帰モデル(5)式を設定した。

$$ICW_{it} = \alpha + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 SEGMENT_{it} + \beta_3 LOSS_{it} + \beta_4 GROWTH_{it} + \beta_5 RESTRUCTURE_{it} + \varepsilon \quad (5)$$

ここで、SEGMENT は（1+事業セグメント数）の自然対数、LOSS は直近 3 年間（t-2 期から t 期）の純利益の累積値がマイナス値であれば 1、それ以外であれば 0 とするダミー変数、GROWTH は直近 3 年間の売上高成長率の平均値、RESTRUCTURE は直近 3 年間の（特別損失/資産合計）の平均値である。矢澤（2010）では、株式時価総額が小さい、セグメント数が多い、財務状況が悪い、売上高成長率が低い、リストラクチャリング費用を計上している企業が内部統制問題を開示していることが報告されており、本稿ではこの研究結果に基づいて回帰モデル(5)式を設定した。続いて、同期間の NE サンプルと Non\_ICW サンプル、同期間の MW サンプルと Non\_ICW サンプルを組み合わせ、回帰モデル(5)式の推定を行い、その係数を利用して内部統制問題開示の傾向スコアを計算した。この傾向スコアが NE サンプル・MW サンプルと最も近い Non\_ICW サンプルを抽出し、コントロール・サンプルとした。

以上の手順の結果、(2)式と(3)式の推計に用いられるサンプルは、NE サンプルの分析において 560 企業・年（NE サンプル 280 とコントロール・サンプル 280）、MW サンプルの分析において 550 企業・年（MW サンプル 275 とコントロール・サンプル 275）である。また、問題開示企業のみを対象とする(4)式の推計に用いられるサンプルは、NE サンプルの分析において 280 企業・年、MW サンプルの分析において 275 企業・年である。

なお、分析に用いるデータについて、財務諸表データは『財務データ・ダイジェスト版』（東洋経済新報社）、セグメントに関するデータは『セグメント・データ』（同）、株価データは『株価 CD-ROM』（同）や『日本経済新聞』から収集した。

### 3 分析結果

#### 3.1 記述統計量と相関係数

表 2 と表 3 は NE サンプルと MW サンプル、及びそれぞれのコントロール・サンプルにかかる記述統計量と相関係数を示している<sup>9</sup>。はじめに、NE サンプルとそのコントロール・サンプルの記述統計量（表 2・パネル A）についてみていくと、E の平均値は、どちらもマイナスの値であり、平均的に

<sup>8</sup> 訂正内部統制報告書において内部統制は有効である以外の結論を開示している企業・年も Non\_ICW サンプルから除いている。

<sup>9</sup> 表 2 から表 6 について、添え字は省略している。

表2 記述統計量と相関係数 (NE サンプルとコントロール・サンプル)

パネル A : 記述統計量

	NE サンプル (N=280)					コントロール・サンプル (N=280)				
	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位
E	-0.162	0.412	-0.218	-0.013	0.048	-0.020	0.173	-0.081	0.019	0.078
R	-0.111	0.428	-0.382	-0.173	0.062	-0.006	0.395	-0.252	-0.068	0.163
DR	0.675	0.469	0.000	1.000	1.000	0.557	0.498	0.000	1.000	1.000
MTB	2.279	4.672	0.572	0.906	2.010	1.411	1.388	0.552	0.916	1.591
LEV	2.166	2.425	0.556	1.319	2.832	1.835	1.862	0.471	1.146	2.650
SIZE	8.891	1.573	7.709	8.767	9.940	8.794	1.448	7.717	8.487	9.705
pre_NE	0.411	0.493	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
post_NE	0.589	0.493	0.000	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

パネル B : 相関係数 (N=560)

	E	R	DR	MTB	LEV	SIZE	pre_NE	post_NE
E		0.398	-0.331	0.063	0.021	0.232	-0.254	0.052
R	0.267		-0.842	-0.031	0.031	-0.019	-0.183	-0.003
DR	-0.241	-0.740		0.003	0.003	0.017	0.147	0.003
MTB	0.068	-0.065	0.059		-0.530	0.195	-0.186	0.194
LEV	-0.153	-0.019	-0.012	-0.230		-0.185	0.098	-0.031
SIZE	0.225	-0.030	0.012	0.067	-0.190		-0.148	0.173
pre_NE	-0.352	-0.166	0.147	-0.119	0.130	-0.137		-0.329
post_NE	0.071	0.008	0.003	0.243	-0.031	0.157	-0.329	

(注) 変数の定義は下記のとおりである。E = 会計利益 (当期純利益/前期末株式時価総額), R = 会計期間における株式リターン, DR = R がマイナス値であれば 1, それ以外は 0 とするダミー変数, MTB = 純資産時価簿価比率 (株式時価総額/純資産合計), LEV = 負債比率 (負債合計/株式時価総額), SIZE = 企業規模 (株式時価総額の自然対数), NE = 開示すべき重要な不備がある旨を開示している企業または評価結果について意見不表明の企業であれば 1, それ以外であれば 0 とするダミー変数, pre\_NE = 2011 年制度改訂前 (第 1 期から第 3 期) において開示すべき重要な不備がある旨を開示している企業または評価結果について意見不表明の企業であれば 1, それ以外であれば 0 とするダミー変数, post\_NE = 2011 年制度改訂後 (第 4 期から第 12 期) において開示すべき重要な不備がある旨を開示している企業または評価結果について意見不表明の企業であれば 1, それ以外であれば 0 とするダミー変数。なお, 相関係数について, 対角線より左下はピアソン相関係数, 右上はスピアマン相関係数を示している。

は, 当期純損失が計上されていたことがわかる。また, R の平均値は-11.1%と-0.6%であり, NE サンプルでは 67.5%が, コントロール・サンプルでは 55.7%がマイナスの株式リターンを経験していることがわかる。MTB の平均値はいずれも 1 を超えており, 平均的には株式時価総額が純資産簿価よりも大きい値となっていることを示している。LEV は平均値で 216.6%と 183.5%となっており, 株式時価総額のおよそ 2 倍程度の負債を利用していることがわかる。企業規模の代理変数である株式時価総額は, NE サンプルで 295 百万円から 890,952 百万円, コントロール・サンプルで 641 百万円から 554,687 百万円であり, その自然対数 (SIZE) の平均値はそれぞれ 8.891 と 8.794 であった。内部統制は有効である以外の結論である NE サンプルについて, そのうち 41.1%が 2011 年制度改訂前 (第 1 期から第 3 期) のサンプルであり, 58.9%が当該制度改訂後 (第 4 期から第 12 期) のサンプルであった。

表3 記述統計量と相関係数 (MW サンプルとコントロール・サンプル)

パネル A : 記述統計量

	MW サンプル (N=275)					コントロール・サンプル (N=275)				
	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位
E	-0.146	0.425	-0.198	-0.007	0.049	-0.009	0.170	-0.074	0.026	0.077
R	-0.098	0.454	-0.383	-0.172	0.067	0.017	0.396	-0.239	-0.052	0.206
DR	0.662	0.474	0.000	1.000	1.000	0.553	0.498	0.000	1.000	1.000
MTB	2.477	5.408	0.569	0.916	2.104	1.324	1.368	0.558	0.835	1.443
LEV	2.224	2.617	0.555	1.301	2.807	1.914	1.855	0.502	1.363	2.672
SIZE	8.900	1.600	7.713	8.781	9.950	8.767	1.398	7.739	8.504	9.655
pre_MW	0.407	0.492	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
post_MW	0.593	0.492	0.000	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

パネル B : 相関係数 (N=550)

	E	R	DR	MTB	LEV	SIZE	pre_MW	post_MW
E		0.368	-0.313	0.025	0.037	0.229	-0.254	0.045
R	0.279		-0.846	-0.062	0.051	-0.039	-0.187	-0.021
DR	-0.219	-0.740		0.031	0.000	0.023	0.129	0.008
MTB	0.014	-0.075	0.044		-0.494	0.173	-0.177	0.228
LEV	-0.182	0.023	-0.017	-0.203		-0.185	0.095	-0.070
SIZE	0.224	-0.062	0.014	0.036	-0.210		-0.149	0.183
pre_MW	-0.364	-0.150	0.129	-0.108	0.160	-0.145		-0.328
post_MW	0.094	-0.014	0.008	0.254	-0.067	0.176	-0.328	

(注) 変数の定義は下記のとおりである。MW = 内部統制に開示すべき重要な不備がある旨を開示している企業であれば1、それ以外であれば0とするダミー変数、pre\_MW=2011年制度改訂前(第1期から第3期)において開示すべき重要な不備がある旨を開示している企業であれば1、それ以外であれば0とするダミー変数、post\_MW = 2011年制度改訂後(第4期から第12期)において開示すべき重要な不備がある旨を開示している企業であれば1、それ以外であれば0とするダミー変数。その他の変数については、表2の注を参照。なお、相関係数について、対角線より左下はピアソン相関係数、右上はスピアマン相関係数を示している。

MW サンプルとそのコントロール・サンプルにかかる記述統計量は、表3のパネルAに示されている。MW サンプルのE, R, DR, MTB, LEV, 及びSIZEの平均値は、おおよそNEサンプルと同じであり、また、2011年制度改訂前のサンプルが約4割、当該改訂後のサンプルが約6割であった。

次に、NEサンプルの分析に用いるサンプルにかかる変数の相関係数(表2・パネルB)についてみると、ピアソン相関係数とスピアマン相関係数のどちらでも、EとRの間に正の相関(0.267と0.398)、EとDRの間に負の相関(-0.241と-0.331)があることがわかる。このことは、MWサンプルの分析に用いるサンプルにかかる変数においても確認された(表3・パネルB)。これらの相関係数は、部分的には株式リターンに含まれている情報を会計利益が反映していることを意味しており、先行研究と整合的であった(Basu, 1997; 首藤・岩崎, 2009; Shuto and Takada, 2010など)。

表4 回帰モデル(2)式の推計結果 (従属変数: E)

独立変数	予想 符号	NE サンプルとコントロール・サンプル (ICW = NE)				MW サンプルとコントロール・サンプル (ICW = MW)			
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constant		0.001 (0.971)	0.002 (0.918)	-0.041 (0.170)	0.025 (0.580)	-0.018 (0.624)	-0.024 (0.465)	-0.086 (0.000) ***	-0.065 (0.144)
DR		-0.043 (0.302)	-0.037 (0.322)	-0.050 (0.143)	-0.054 (0.147)	-0.003 (0.915)	-0.001 (0.947)	-0.017 (0.464)	-0.008 (0.769)
R	+	0.051 (0.009) ***	-0.531 (0.190)	-0.435 (0.286)	-0.344 (0.390)	0.075 (0.235)	-0.709 (0.070) *	-0.604 (0.094) *	-0.500 (0.121)
R・ICW	?	-0.065 (0.269)	-0.032 (0.502)	-0.028 (0.462)	-0.004 (0.932)	0.021 (0.784)	-0.010 (0.838)	0.004 (0.930)	0.008 (0.855)
R・MTB	+		0.003 (0.716)	0.000 (0.955)	-0.001 (0.896)		0.001 (0.871)	-0.002 (0.783)	-0.001 (0.922)
R・LEV	-		-0.003 (0.938)	0.006 (0.840)	0.010 (0.733)		0.058 (0.002) ***	0.060 (0.001) ***	0.058 (0.000) ***
R・SIZE	+		0.065 (0.152)	0.054 (0.222)	0.041 (0.367)		0.080 (0.061) *	0.068 (0.081) *	0.057 (0.111)
R・DR	+	0.100 (0.157)	2.209 (0.001) ***	1.884 (0.003) ***	1.806 (0.002) ***	0.065 (0.379)	2.068 (0.001) ***	1.657 (0.002) ***	1.478 (0.002) ***
R・DR・ ICW	?	0.420 (0.019) **	0.482 (0.006) ***	0.517 (0.001) ***	0.506 (0.002) ***	0.382 (0.026) **	0.460 (0.010) **	0.485 (0.003) ***	0.496 (0.004) ***
R・DR・ MTB	-		-0.022 (0.177)	-0.015 (0.215)	-0.015 (0.230)		-0.013 (0.271)	-0.005 (0.612)	-0.007 (0.461)
R・DR・ LEV	+		0.037 (0.374)	0.021 (0.581)	0.013 (0.729)		0.028 (0.146)	0.019 (0.226)	0.020 (0.206)
R・DR・ SIZE	-		-0.243 (0.001) ***	-0.212 (0.002) ***	-0.200 (0.002) ***		-0.239 (0.001) ***	-0.200 (0.001) ***	-0.183 (0.002) ***
Year dummy		no	no	yes	yes	no	no	yes	yes
Industry dummy		no	no	no	yes	no	no	no	yes
Adj.R <sup>2</sup>		0.179	0.232	0.242	0.246	0.180	0.267	0.280	0.268
N		560	560	560	560	550	550	550	550

(注) 変数の定義は、表2及び表3の注を参照。括弧内は、期間クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差に基づくt値に対するp値である(Petersen, 2009)。\*\*\*, \*\*, 及び\*は、それぞれ、1%水準、5%水準、及び10%水準で有意であることを示している。

### 3.2 内部統制問題開示企業における損失認識の適時性

表4は、回帰モデル(2)式の推計結果を示しており、カラム(1)から(4)はNEサンプルの分析、カラム(5)から(8)はMWサンプルの分析の結果である。カラム(1)と(5)はコントロール・サンプルとの比較のために、回帰モデル(1)式(Basuモデル)にICWを追加した回帰モデルであり、カラム(2)と(6)はコントロール変数として、MTB、LEV、及びSIZEを追加した場合の推計結果である。さらに、カラム(3)と(7)は期間

ダミーを、(4)と(8)は期間ダミーと業種ダミーを加えた場合の推計結果である。

はじめに、本稿の関心である  $R \cdot DR \cdot ICW$  の係数  $\beta_8$  についてみていくと、NE サンプルの分析(カラム(1)から(4))において、統計的に有意なプラスの値であり、コントロール変数を加えた場合でも、同じ結果が確認された。係数  $\beta_8$  が有意なプラスの値であることは、MW サンプルの分析においても確認された(カラム(5)から(8))。これらの結果は、平均的にみて、内部統制の問題開示企業において、問題不開示企業と比べて、マイナスの株式リターンで示唆される経済的バッド・ニュースを会計利益がより適時的に織り込んでいることを含意している。

また、コントロール変数について、 $R \cdot DR \cdot MTB$  の係数  $\beta_9$  と  $R \cdot DR \cdot LEV$  の係数  $\beta_{10}$  は、予想と整合的に、それぞれマイナスとプラスであったが、統計的に有意な値ではなかった。 $R \cdot DR \cdot SIZE$  の係数  $\beta_{11}$  は、予想と整合的に、マイナスの値であり、いずれの回帰モデルでも 1%水準で有意であった。

### 3.3 内部統制問題開示企業における損失認識の適時性に対する 2011 年制度改訂の影響

表 5 は、カラム(1)から(4)が回帰モデル(3)式、カラム(5)から(8)が回帰モデル(4)式の推計結果を示しており、カラム(1)、(2)、(5)及び(6)は NE サンプルに関する分析の結果、カラム(3)、(4)、(7)及び(8)は MW サンプルに関する分析の結果である。

はじめに、回帰モデル(3)式の推計結果についてみていくと、 $R \cdot DR \cdot pre\_ICW$  の係数  $\beta_9$  は、カラム(1)から(4)で 1%水準で統計的に有意な値となっている。このことは、2011 年制度改訂前において内部統制は有効である以外の結論を提示した問題開示企業が問題不開示企業と比べて、より適時的な損失認識を行っていることを示唆している。また、問題開示企業を開示すべき重要な不備がある旨を開示している企業に限定した場合でも、同様のことが示唆された。一方、 $R \cdot DR \cdot post\_ICW$  の係数  $\beta_{10}$  は、カラム(1)、(3)、及び(4)で 10%水準で有意であり、カラム(2)では統計的に有意ではなかった。これらのことは、2011 年制度改訂後における問題開示企業が、問題不開示企業よりもより適時的な損失認識を行っている可能性を示唆しているものの、回帰モデルによっては問題不開示企業と問題開示企業との間で損失認識の適時性に差がないとの帰無仮説が伝統的な有意水準で棄却されないことを示している。なお、コントロール変数については、3.2 で示した表 4 と同様に、 $R \cdot DR \cdot MTB$  の係数  $\beta_{11}$  と  $R \cdot DR \cdot LEV$  の係数  $\beta_{12}$  は、予想と整合的に、それぞれマイナスとプラスであったが、統計的に有意な値ではなかった。 $R \cdot DR \cdot SIZE$  の係数  $\beta_{13}$  は、予想と整合的に、マイナスの値であり、いずれの回帰モデルでも 1%水準で有意であった。

次に、問題開示企業のみを分析サンプルとした回帰モデル(4)式の推計結果についてみていくと、 $R \cdot DR \cdot post\_ICW$  の係数  $\beta_8$  は、カラム(5)で 10%水準で有意な負の値であったが、カラム(6)から(8)では統計的に有意な値ではなかった。このことは、2011 年制度改訂前問題開示企業と比べたとき、制度改訂後問題開示企業ではより低い適時的な損失認識が行われている可能性を示唆しているものの、業種ダミーを加えた分析や MW サンプルに限定した分析では、両者の間で損失認識の適時性に差があることを示唆する統計的証拠は確認されなかった。なお、コントロール変数については、回帰モデル(2)式及び(3)式と同様の結果であった。

## 4 頑健性テスト

次に、上記の Basu (1997)モデルに基づく推計結果の頑健性を検証するために、損失認識の適時性の

表5 回帰モデル(3)式及び(4)式の推計結果 (従属変数: E)

独立変数	予想 符号	NE サンプルと コントロール・サンプル (pre_ICW = pre_NE / post_ICW = post_NE)		MW サンプルと コントロール・サンプル (pre_ICW = pre_MW / post_ICW = post_MW)		NE サンプル (post_ICW = post_NE)		MW サンプル (post_ICW = post_MW)	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constant		0.003 (0.911)	0.081 (0.097) *	-0.055 (0.091) *	-0.025 (0.670)	-0.060 (0.290)	-0.032 (0.799)	-0.193 (0.009) ***	-0.220 (0.145)
DR		-0.068 (0.049) **	-0.072 (0.059) *	-0.027 (0.275)	-0.016 (0.553)	-0.052 (0.383)	-0.044 (0.589)	0.031 (0.326)	0.033 (0.187)
R	+	-0.436 (0.237)	-0.348 (0.327)	-0.594 (0.079) *	-0.493 (0.099) *	-0.858 (0.188)	-0.653 (0.278)	-1.078 (0.041) **	-0.870 (0.068) *
R・pre_ICW	?	-0.178 (0.081) *	-0.147 (0.067) *	-0.110 (0.011) **	-0.106 (0.040) **				
R・post_ICW	?	0.028 (0.572)	0.048 (0.347)	0.055 (0.026) **	0.058 (0.032) **	0.112 (0.219)	0.091 (0.285)	0.048 (0.393)	0.015 (0.885)
R・MTB	+	-0.003 (0.537)	-0.003 (0.496)	-0.004 (0.620)	-0.003 (0.737)	0.000 (0.987)	0.001 (0.875)	0.000 (0.964)	0.003 (0.774)
R・LEV	-	0.002 (0.941)	0.005 (0.872)	0.066 (0.000) ***	0.065 (0.000) ***	0.019 (0.720)	0.038 (0.310)	0.078 (0.000) ***	0.073 (0.000) ***
R・SIZE	+	0.055 (0.173)	0.042 (0.298)	0.067 (0.072) *	0.056 (0.096) *	0.097 (0.185)	0.075 (0.315)	0.127 (0.038) **	0.107 (0.043) **
R・DR	+	1.879 (0.001) ***	1.797 (0.000) ***	1.612 (0.001) ***	1.439 (0.001) ***	2.974 (0.003) ***	2.693 (0.002) ***	2.756 (0.001) ***	2.375 (0.003) ***
R・DR・pre_ICW	?	0.799 (0.001) ***	0.777 (0.001) ***	0.720 (0.000) ***	0.721 (0.000) ***				
R・DR・post_ICW	?	0.197 (0.070) *	0.194 (0.108)	0.211 (0.058) *	0.237 (0.086) *	-0.373 (0.054) *	-0.334 (0.211)	-0.077 (0.730)	0.039 (0.921)
R・DR・MTB	-	-0.005 (0.562)	-0.005 (0.562)	0.003 (0.744)	0.001 (0.945)	-0.007 (0.423)	-0.012 (0.250)	-0.002 (0.842)	-0.011 (0.291)
R・DR・LEV	+	0.021 (0.584)	0.014 (0.720)	0.007 (0.610)	0.008 (0.601)	0.015 (0.799)	-0.019 (0.686)	0.011 (0.545)	0.013 (0.603)
R・DR・SIZE	-	-0.212 (0.001) ***	-0.199 (0.001) ***	-0.194 (0.001) ***	-0.177 (0.001) ***	-0.276 (0.007) ***	-0.238 (0.011) ***	-0.283 (0.002) ***	-0.246 (0.002) ***
Year dummy		yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Industry dummy		no	yes	no	yes	no	yes	no	yes
Adj.R <sup>2</sup>		0.231	0.236	0.273	0.261	0.214	0.200	0.278	0.247
N		560	560	550	550	280	280	275	275

(注) 変数の定義は、表2及び表3の注を参照。括弧内は、期間クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差に基づくt値に対するp値である (Petersen, 2009)。\*\*\*, \*\*, 及び\*は、それぞれ、1%水準、5%水準、及び10%水準で有意であることを示している。

程度を測定するためのモデルとして Ball and Shivakumar (2005)モデル(6)式を展開した回帰モデルを設定した。

$$ACC_{it} = \alpha + \beta_1 DCFO_{it} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 CFO_{it} \cdot DCFO_{it} + \varepsilon \quad (6)$$

ここで、会計発生高 ACC は当期純利益－営業活動によるキャッシュ・フロー、営業キャッシュ・フロー-CFO は営業活動によるキャッシュ・フロー、DCFO は CFO がマイナス値であれば 1、それ以外は 0 とするダミー変数、 $\varepsilon$  は誤差項である。なお、ACC と CFO は、それぞれ前期末資産合計でデフレートした値を用いている。このモデルでは、CFO を経済的ニュースの代理変数と捉え、それと会計発生高との関連性から損失認識の適時性の程度を測定する。このモデルは、キャッシュ・フローのノイズの緩和と、未実現の利益と損失の非対称的認識という会計発生高の役割を規定しており、係数  $\beta_2$  はマイナス、係数  $\beta_3$  はプラスであると予想される。係数  $\beta_3$  の値が大きいほど、マイナスの営業キャッシュ・フロー（すなわち、DCFO）が予想させる未実現損失が会計発生高に織り込まれていることを示唆し、適時的な損失認識が行われていることを含意している。

上記の Basu (1997)モデルを展開した回帰モデル(2)式、(3)式、及び(4)式に対応するよう、Ball and Shivakumar (2005)モデルを展開した下記の回帰モデル(7)式、(8)式、及び(9)式を設定した。なお、本稿の関心は、(7)式及び(9)式では係数  $\beta_8$ 、(8)式では係数  $\beta_9$  と  $\beta_{10}$  にある。また、異常値処理などの関係上、回帰モデルの推計に用いるサンプルは NE サンプル 282 企業・年、MW サンプル 276 企業・年であり、回帰モデル(7)式と(8)式の推計には上記 2.3 で示した手順で抽出したコントロール・サンプルを含めている。

$$ACC_{it} = \alpha + \beta_1 DCFO_{it} + \beta_2 CFO_{it} + CFO_{it} (\beta_3 \cdot ICW_{it} + \beta_4 \cdot MTB_{it-1} + \beta_5 \cdot LEV_{it-1} + \beta_6 \cdot SIZE_{it-1}) \\ + \beta_7 CFO_{it} \cdot DCFO_{it} + CFO_{it} \cdot DCFO_{it} (\beta_8 \cdot ICW_{it} + \beta_9 \cdot MTB_{it-1} + \beta_{10} \cdot LEV_{it-1} \\ + \beta_{11} \cdot SIZE_{it-1}) + Year\ dummy + Industry\ dummy + \varepsilon \quad (7)$$

$$ACC_{it} = \alpha + \beta_1 DCFO_{it} + \beta_2 CFO_{it} + CFO_{it} (\beta_3 \cdot pre\_ICW_{it} + \beta_4 \cdot post\_ICW_{it} + \beta_5 \cdot MTB_{it-1} \\ + \beta_6 \cdot LEV_{it-1} + \beta_7 \cdot SIZE_{it-1}) + \beta_8 CFO_{it} \cdot DCFO_{it} + CFO_{it} \cdot DCFO_{it} (\beta_9 \cdot pre\_ICW_{it} \\ + \beta_{10} \cdot post\_ICW_{it} + \beta_{11} \cdot MTB_{it-1} + \beta_{12} \cdot LEV_{it-1} + \beta_{13} \cdot SIZE_{it-1}) + Year\ dummy \\ + Industry\ dummy + \varepsilon \quad (8)$$

$$ACC_{it} = \alpha + \beta_1 DCFO_{it} + \beta_2 CFO_{it} + CFO_{it} (\beta_3 \cdot post\_ICW_{it} + \beta_4 \cdot MTB_{it-1} + \beta_5 \cdot LEV_{it-1} \\ + \beta_6 \cdot SIZE_{it-1}) + \beta_7 CFO_{it} \cdot DCFO_{it} + CFO_{it} \cdot DCFO_{it} (\beta_8 \cdot post\_ICW_{it} + \beta_9 \cdot MTB_{it-1} \\ + \beta_{10} \cdot LEV_{it-1} + \beta_{11} \cdot SIZE_{it-1}) + Year\ dummy + Industry\ dummy + \varepsilon \quad (9)$$

表 6 では、カラム(1)と(2)が回帰モデル(7)式、カラム(3)と(4)が回帰モデル(8)式、カラム(5)と(6)が回帰モデル(9)式の推計結果を示している<sup>10</sup>。はじめに、回帰モデル(7)式の結果からみていくと、本稿の関心である CFO・DCFO・ICW の係数  $\beta_8$  について、NE サンプルに関する分析（カラム(1)）では 10%水準で、MW サンプルに関する分析（カラム(2)）では 1%水準で統計的に有意なプラスの値であった。このことは、問題不開示企業と比べ、問題開示企業がより適時的な損失認識を行っていることを示唆しており、3.2 で示した Basu (1997)モデルに基づく推計結果と概ね整合的であった。

表 6 回帰モデル(7)式、(8)式、及び(9)式の推計結果（従属変数：ACC）

<sup>10</sup> 表 6 は、紙幅の関係上 Year dummy と Industry dummy の記載を除いているが、Year dummy と Industry dummy を含めた場合の推計結果を示している。

独立変数	予想 符号	NE サンプルと	MW サンプルと	NE サンプルと	MW サンプルと	NE サンプル	MW サンプル
		コントロール・サンプル	コントロール・サンプル	コントロール・サンプル	コントロール・サンプル		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant		-0.090 (0.000) ***	-0.090 (0.000) ***	-0.073 (0.000) ***	-0.074 (0.000) ***	-0.060 (0.024) **	-0.041 (0.063) *
DCFO		-0.012 (0.400)	-0.001 (0.941)	-0.025 (0.074) *	-0.020 (0.093) *	-0.052 (0.098) *	-0.050 (0.068) *
CFO	+	-0.484 (0.030) **	-0.840 (0.005) ***	-0.556 (0.034) **	-0.832 (0.010) **	-0.479 (0.171)	-0.769 (0.050) *
CFO・ ICW	?	-0.080 (0.120)	-0.143 (0.018) **				
CFO・ pre_ICW	?			-0.074 (0.331)	-0.087 (0.207)		
CFO・ post_ICW	?			-0.089 (0.166)	-0.191 (0.003) ***	-0.030 (0.855)	-0.020 (0.894)
CFO・ MTB	+	0.024 (0.479)	0.025 (0.403)	0.027 (0.392)	0.031 (0.263)	0.039 (0.321)	0.045 (0.249)
CFO・ LEV	-	-0.001 (0.979)	0.033 (0.091) *	-0.007 (0.808)	0.023 (0.292)	0.025 (0.411)	0.041 (0.209)
CFO・ SIZE	+	0.002 (0.917)	0.034 (0.118)	0.012 (0.585)	0.035 (0.156)	-0.022 (0.602)	-0.006 (0.874)
CFO・DCFO	+	0.447 (0.392)	1.112 (0.047) **	0.307 (0.634)	0.674 (0.220)	1.053 (0.143)	1.687 (0.004) ***
CFO・DCFO ・ICW	?	0.458 (0.055) *	0.819 (0.000) ***				
CFO・DCFO ・pre_ICW	?			0.828 (0.002) ***	1.060 (0.000) ***		
CFO・DCFO ・post_ICW	?			0.133 (0.410)	0.511 (0.006) ***	-0.664 (0.013) **	-0.719 (0.003) ***
CFO・DCFO ・MTB	-	-0.018 (0.644)	-0.015 (0.697)	-0.016 (0.645)	-0.016 (0.606)	-0.027 (0.508)	-0.027 (0.525)
CFO・DCFO ・LEV	+	-0.230 (0.001) ***	-0.202 (0.007) ***	-0.172 (0.007) ***	-0.175 (0.001) ***	-0.304 (0.005) ***	-0.217 (0.010) ***
CFO・DCFO ・SIZE	-	-0.019 (0.763)	-0.124 (0.125)	-0.035 (0.619)	-0.101 (0.040) **	-0.015 (0.830)	-0.080 (0.143)
Adj.R <sup>2</sup>		0.202	0.243	0.264	0.300	0.270	0.315
N		564	552	564	552	282	276

(注) 変数の定義は下記のとおりである。ACC = 会計発生高 ((当期純利益 - 営業キャッシュ・フロー) / 前期末資産合計), CFO = 営業キャッシュ・フロー (営業キャッシュ・フロー / 前期末資産合計), DCFO = CFO がマイナス値であれば 1, それ以外は 0 とするダミー変数である。その他の変数については, 表 2 及び表 3 の注を参照。括弧内は, 期間クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差に基づく t 値に対する p 値である (Petersen, 2009)。\*\*\*, \*\*, 及び\*は, それぞれ, 1%水準, 5%水準, 及び 10%水準で有意であることを示している。

次に, 回帰モデル(8)式の推計結果をみていくと, CFO・DCFO・pre\_ICW の係数  $\beta_9$  は NE サンプルに関

する分析(カラム(3)), MW サンプルに関する分析(カラム(4))ともに, 1%水準で統計的に有意なプラスの値となっており, 問題不開示企業と比べ, 2011年制度改訂前の問題開示企業がより適時的な損失認識を行っていることを示唆している。一方, CFO・DCFO・post\_ICWの係数 $\beta_{10}$ は, NE サンプルに関する分析では統計的に有意ではなく, 問題開示企業と問題不開示企業との間で, 損失認識の適時性に差があることは確認されなかった。ただし, 問題開示企業を MW サンプルに限定した場合, 1%水準で統計的に有意な正の値となっており, 問題不開示企業よりもより適時的な損失認識を行っていることが示唆された。これらの結果を3.3で示された結果と比較すると, 2011年制度改訂前において問題開示企業が問題不開示企業よりもより適時的な損失認識を行っていることが示唆されたことは整合的であった。また, 2011年制度改訂後における問題開示企業と問題不開示企業との間で損失認識の適時性に差があるかについて, NE サンプルに関する分析では統計的に差が確認されなかったのに対し, MW サンプルに関する分析では統計的有意差が確認され, 3.3で示された Basu (1997)モデルに基づく推計結果と概ね整合的であった。

最後に, 回帰モデル(9)式の推計結果をみていくと, CFO・DCFO・post\_ICWの係数 $\beta_8$ は, NE サンプル(カラム(5))と MW サンプル(カラム(6))のそれぞれにおいて, 5%水準, 1%水準で統計的に有意なマイナスの値であった。このことは, 2011年制度改訂前問題開示企業に比べ, 制度改訂後問題開示企業の損失認識の適時性がより低いことを示唆している。これらの結果は, 両者の損失認識の適時性に差がないことを示唆している Basu (1997)モデルに基づく推計結果とはおよそ整合的とはいえない結果であり, 分析モデルのさらなる精緻化の必要性を暗示している。

## 5 まとめと今後の課題

本稿の目的は, 内部統制について開示すべき重要な不備があるなど, 内部統制の問題を開示している問題開示企業における損失認識の適時性を分析することであった。日本では, 内部統制報告制度は, 財務報告の信頼性の確保を目的として, 金融商品取引法の下, 2008年4月以降に開始する事業年度から適用され, 経営者は自社の財務報告に係る内部統制について評価し報告することとなっている。そうした中, 多くないものの, 開示すべき重要な不備が存在すること, すなわち内部統制が有効でないことを報告している一定数の企業がある。財務諸表利用者は, これらの内部統制の問題開示企業の財務報告の質をどのように受け止めればよいのであろうか。本稿ではこの問題意識に基づいて, 損失認識の適時性の観点から検証を行った。

本稿の主たる発見事項は次のとおりである。はじめに, 傾向スコアを用いて抽出した問題不開示企業との比較分析の結果, 平均的にみて, 問題開示企業では, 問題不開示企業よりもより適時的な損失認識を行っていることが示唆された。この分析結果は, 損失認識の適時性を測定する Basu (1997)モデルを展開した回帰モデルの推計に加えて, Ball and Shivakumar (2005)モデルを展開した回帰モデルの推計でも確認された。この結果は, アメリカ企業を分析している Mitra et al. (2013)と整合的であった。

次に, 制度の形骸化に繋がっていると指摘されている 2011年制度改訂の影響について, 問題不開示企業に比べて, 2011年制度改訂前問題開示企業ではより適時的な損失認識が行われていたことが示唆された。一方, 2011年制度改訂後問題開示企業においても問題開示企業よりも損失認識の適時性が高い可能性が示唆されたものの, 分析モデルにより異なる推計結果も示された。また, 問題開示企業のみをサンプルとした分析では, Basu (1997)モデルに基づいた場合に 2011年制度改訂前後で損失認識の適時性

に差がないとの結果が得られた一方で、Ball and Shivakumar (2005)モデルに基づいた場合には2011年制度改訂前において、改訂後よりもより適時的な損失認識を行っていたことが示唆され、整合的ではなかった。2011年制度改訂の影響については、さらなる検証が必要であろう。

今後の研究課題として、次の点があげられる。第一に、内部統制問題の内容に関する検証である。内部統制の評価は、全社的な内部統制の評価を行ったうえで、その結果を踏まえて業務プロセスに係る内部統制の評価が行われる。開示すべき重要な不備に該当する問題内容などを識別した分析が必要である。第二に、企業内部における内部統制の問題と財務報告の質との関連性の検証である。本稿では、内部統制問題を開示している企業による財務報告について、その質の一つと位置づけられる損失認識の適時性の観点から検証を行ったが、企業内部において、内部統制の不備がどのようにして損失認識の適時性と関連しているのかは明らかとなっていない。2024年4月以降に開始される事業年度から、改訂後の内部統制報告制度が適用されることとなった<sup>11</sup>。表1に示されているように、訂正内部統制報告書により開示すべき不備が報告されることが少なくない実務を踏まえながら、制度の目的が達成されているかどうかの検証には、開示される内部統制の評価結果及び係る財務報告の質に関する実証的証拠を蓄積していくことが必要であろう。

## 参考文献

- [1] Ahmed, A. S., B. K. Billings, R. M. Morton and M. Stanford-Harris (2002) The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-Shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs, *The Accounting Review* 77(4), 867-890.
- [2] Ashbaugh-Skaife, H., D. W. Collins, W. R. Kinney, Jr. and R. LaFond (2008) The Effect of SOX Internal Control Deficiencies and their Remediation on Accual Quality, *The Accounting Review* 83(1), 217-250.
- [3] Bagnoli, M. and S. G. Watts (2005) Conservative Accounting Choices, *Management Science* 51(5), 786-801.
- [4] Ball, R. (2001) Infrastructure Requirements for an Economically Efficient System of Public Financial Reporting and Disclosure, *Brookings-Wharton papers on Financial Services*, edited by Litan, R. E. and R. Herring, Washington, D. C.: Brooking Institution Press, 127-169.
- [5] Ball, R., A. Robin and G. Sadka (2008) Is Financial Reporting Shaped by Equity Markets or by Debt Markets? An International Study of Timeliness and Conservatism, *Review of Accounting Studies* 13, 168-205.
- [6] Ball, R. and L. Shivakumar (2005) Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness, *Journal of Accounting and Economics* 39(1), 83-128.
- [7] Basu, S. (1997) The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings, *Journal of Accounting and Economics* 24(1), 3-37.
- [8] Beaver, W. H. and S. G. Ryan (2005) Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling, *Review of Accounting Studies* 10(2), 269-309.
- [9] Callen, J. L., F. Chen, Y. Dou and B. Xin (2016) Accounting Consrvatism and Performance Covenants: A Signaling Approach, *Contemporary Accounting Research* 33(3), 961-988.

---

<sup>11</sup> 企業会計審議会「財務報告に係る内部統制の評価及び監査の基準並びに財務報告に係る内部統制の評価及び監査に関する実施基準の改訂について（意見書）」（2023年4月7日）

- [10] Chan, A. L.-C., S. W. J. Lin and N. Strong (2009) Accounting Conservatism and the Cost of Equity Capital: UK Evidence, *Managerial Finance* 35(4), 325-345.
- [11] Chan, K. C., B. R. Farrell, and P. Lee (2008) Earnings Management of Firms Reporting Material Internal Control Weaknesses under Section 404 of the Sarbanes-Oxley Act, *AUDITING: A Journal of Practice & Theory* 27(2): 161-179.
- [12] Doyle, J. T., W. Ge, and S. McVay (2007) Accruals Quality and Internal Control over Financial Reporting, *The Accounting Review* 82(5), 1141-1170.
- [13] Francis, J. R. and X. Martin (2010) Acquisition Profitability and Timely Loss Recognition, *Journal of Accounting and Economics* 49(1-2), 161-178.
- [14] Gietzmann, M. B. and M. Trombetta (2003) Disclosure Interactions: Accounting Policy Choice and Voluntary Disclosure Effects on the Cost of Raising Outside Capital, *Accounting and Business Research* 33(3), 187-205.
- [15] Givoly, D., C. K. Hayn and A. Natarajan (2007) Measuring Reporting Conservatism, *The Accounting Review* 82(1), 65-106.
- [16] Goh, B. W. and D. Li (2011) Internal Controls and Conditional Conservatism, *The Accounting Review* 86(3), 975-1005.
- [17] Ishida, S. and K. Ito (2014) The Effect of Accounting Conservatism on Corporate Investment Behavior, in Ito, K. and M. Nakano, eds. *International Perspectives on Accounting and Corporate Behavior*, Springer, Chapter 3, 59-80.
- [18] Iwasaki, T., S. Otomasa, A. Shiiba, and A. Shuto (2018) The Role of Accounting Conservatism in Executive Compensation Contracts, *Journal of Business Finance & Accounting* 45(9-10), 1139-1163.
- [19] Iyengar, R. J. and E. M. Zampelli (2010) Does Accounting Conservatism Pay?, *Accounting and Finance* 50(1), 121-142.
- [20] Khan, M. and R. L. Watts (2009) Estimation and Empirical Properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism, *Journal of Accounting and Economics* 48(2-3), 132-150.
- [21] Kim, B. H. and M. Pevzner (2010) Conditional Accounting Conservatism and Future Negative Surprises: An Empirical Investigation, *Journal of Accounting and Public Policy* 29(4), 311-329.
- [22] LaFond, R. and R. L. Watts (2008) The Information Role of Conservatism, *The Accounting Review* 83(2), 447-478.
- [23] Mitra, S., B. Jaggi and M. Hossain (2013) Internal Control Weaknesses and Accounting Conservatism: Evidence From the Post-Sarbanes-Oxley Period, *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 28(2), 152-191.
- [24] O'Connell, V. (2006) The Impact of Accounting Conservatism on the Compensation Relevance of UK Earnings, *European Accounting Review* 15(4), 627-649.
- [25] Petersen, M. A. (2009) Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches, *The Review of Financial Studies* 22(1), 435-480.
- [26] Ramalingegowda, S. and Y. Yu (2021) The Role of Accounting Conservatism in Capital Structure Adjustments, *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 36(2), 223-248.
- [27] Roychowdhury, S. and R. L. Watts (2007) Asymmetric Timeliness of Earnings, Market-to-Book and Conservatism in Financial Reporting, *Journal of Accounting and Economics* 44(1-2), 2-31.
- [28] Shuto, A. and T. Takada (2010) Managerial Ownership and Accounting Conservatism in Japan: A Test of Management Entrenchment Effect, *Journal of Business Finance & Accounting* 37(7-8), 815-840.

- [29] Watts, R. L. (2003) Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications, *Accounting Horizons* 17(3), 207-221.
- [30] Zhang, J. (2008) The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers, *Journal of Accounting and Economics* 45(1), 27-54.
- [31] 異島須賀子 (2019) 「内部統制報告制度の現状分析」『現代監査』(29), 65-76.
- [32] 薄井彰 (2004) 「株式評価における保守的な会計測定の経済的な機能について」『金融研究』23(1), 127-159.
- [33] 薄井彰 (2015) 『会計制度の経済分析』中央経済社.
- [34] 大橋良生 (2016) 「会計上の保守主義の影響に関する研究」博士論文, 東北大学.
- [35] 大橋良生 (2017) 「会社機関の特徴と会計上の保守主義」『青森公立大学論纂』3(1), 3-16.
- [36] 大橋良生 (2018) 「企業統治形態と損失認識の適時性—指名委員会等設置会社に関する分析—」『青森公立大学論纂』3(2), 3-16.
- [37] 大橋良生 (2019) 「支配株主と損失認識の適時性」『青森公立大学論纂』4(1・2), 53-65.
- [38] 奥村雅史 (2018) 「内部統制報告制度の現状と機能—財務報告の質への影響と情報効果について—」『ディスクロージャー&IR』(5), 41-48.
- [39] 神林比洋雄 (2020) 『今さらきけない内部統制とERM』同文館出版.
- [40] 桜井久勝 (2023) 『財務会計講義〈第24版〉』中央経済社.
- [41] 首藤昭信・岩崎拓也 (2009) 「監査役会および取締役会の独立性と保守主義の適用」『産業経理』69(1), 89-99.
- [42] 高田知実 (2021) 『保守主義会計—実態と経済的機能の実証分析』中央経済社.
- [43] 中野誠・大坪史尚・高須悠介 (2017) 「会計上の保守主義が企業の投資水準・リスクテイク・株主価値に及ぼす影響」中野誠編著『マクロとミクロの実証会計』中央経済社, 第8章, 129-178.
- [44] 中村亮介 (2008) 「保守主義の債務契約における役割」新田忠誓・坂上学編著『財務情報の利用可能性と簿記・会計の理論』森山書店, 第5章, 63-79.
- [45] 中村亮介 (2009) 「保守主義の定量化モデルと基準上の保守主義の関係性」『帝京経済学研究』43(1), 119-128.
- [46] 中村亮介 (2015) 「保守主義に関する実証研究の動向—Conditional Conservatism と Unconditional Conservatism の役割—」佐々木隆志・石原裕也・溝上達也編著『財務会計論究』森山書店, 第8章, 109-128.
- [47] 日本経営調査士協会 (2017) 『IPO・内部統制の基礎と実務 (第3版)』同文館出版.
- [48] 藤原英賢 (2011) 「内部統制の重要な欠陥と財務報告の質の関係」『愛知淑徳大学論集—ビジネス学部・ビジネス研究科篇—』(7), 97-109.
- [49] 藤原英賢 (2017) 『内部統制の有効性とコーポレート・ガバナンス』同文館出版.
- [50] 町田祥弘 (2015) 『内部統制の知識』第3版, 日本経済新聞出版社.
- [51] 町田祥弘 (2020) 「内部統制報告制度の効果に関する研究(1)」『会計プロフェッション』(15), 107-130.
- [52] 町田祥弘 (2021) 「内部統制報告制度の効果に関する研究(2)」『会計プロフェッション』(16), 203-215.
- [53] 町田祥弘 (2022) 「内部統制報告制度の効果に関する研究(3)」『会計プロフェッション』(17), 153-174.

- [54] 矢澤憲一（2010）「内部統制の実証分析－決定因子，利益の質，証券市場の評価」『インベスター・リレーションズ』（4），3-28.
- [55] 山田優子（2017）「内部統制報告・内部統制監査の実態と問題点－不適切な会計処理の発覚による訂正－」『経営論集』（文教大学経営学部）3(7)，1-14.

（謝辞）本稿は会計研究の最新動向に係るワークショップ（立教大学経済研究所，2021年3月11日）で報告した内容を加筆修正したものです。研究報告では司会・フロアの先生方から多くの有益なコメントをいただきました。ここに記して感謝申し上げます。なお，本稿はJSPS 科研費 JP19K02034 の助成を受けたものです。