

非上場会社における損失認識の適時性

—有価証券報告書提出会社に関する分析—

大橋 良生

会津大学短期大学部研究紀要 第78号抜刷

2021年3月

非上場会社における損失認識の適時性

—有価証券報告書提出会社に関する分析—

大橋 良生*

【要旨】本稿では、非上場会社における損失認識の適時性を検証した。営業キャッシュ・フローと会計発生高との関連性から損失認識の適時性を測定する Ball and Shivakumar (2005)モデルを用いて、有価証券報告書を提出している非上場会社をサンプルとした分析を行った。分析の結果、有利子負債が多いとより適時的な損失認識が行われている一方、会社規模が大きいとその適時性は低いことが示唆された。また、企業ガバナンスの観点からは、監査役が多い、あるいは社外監査役の割合が高いと、損失認識の適時性の程度が高いことが示唆された。一方で、取締役の人数や会計専門性との間に負の関係性が確認された。これらは、適時的な損失認識が企業ガバナンスのツールとなっていることを含意している。さらに、非上場会社と上場会社との間に、損失認識の適時性の差異があることが確認されたものの、予想とは対照的に、非上場会社が相対的により適時的な損失認識を行っていることが示唆された。

* 会津大学短期大学部産業情報学科准教授

1 本稿の目的

本稿の目的は、非上場会社における損失認識の適時性 (timely loss recognition) を検証することである。具体的には、有価証券報告書を提出している非上場会社¹を対象として、会社規模やレバレッジなどの会社の特徴、人数や社外性、会計専門性などの監査役や取締役の特徴と適時的な損失認識との関連性を分析する。また、株式の上場状況の違いが損失認識の適時性に影響しているのかとの観点から、非上場会社と上場会社の比較分析を行う。

損失認識の適時性は、会計上の保守主義 (accounting conservatism) のタイプの一つである条件付保守主義 (conditional conservatism) ともいわれる (Ball and Shivakumar, 2005 ; Beaver and Ryan, 2005)²。Basu (1997)は、会計上の保守主義を「バッド・ニュースを損失として認識する場合よりも、グッド・ニュースを利益として認識する場合に、より高い程度の検証を必要とする会計専門家の傾向をとらえたもの」と解釈し、Watts (2003)は、この解釈について、会計上の認識に必要となる検証が利益と損失とで非対称であることから異質的な検証性 (differential verification) と捉えている。条件付保守主義は、不利な状況下では純資産簿価の引き下げが行われるが、好ましい状況下での引き上げは行わないことと説明される。条件付保守主義の具体的な会計手続きとして、棚卸資産の低価法による評価や固定資産に対する減損処理の適用があげられる。これらの手続きでは、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。このため、条件付保守主義は、適時的な損失認識ともいわれる。

会計上の保守主義には、契約や事業投資意思決定に関す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寄与する機能や、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)³。

契約における保守主義の機能や効果について、Watts (2003)は経営者報酬契約や債務契約における機能や効果を指摘している。経営者報酬契約において、保守主義は会計利益や純資産簿価を計算する過程で検証性を高め、経営者が実現の見込みの低い収益を利用して報酬を獲得する機会を制限する効果があり、過大な報酬の支払いの回避に役立つと期待される。また、債務契約において、保守主義は控えめな利益や低い純資産簿価をもたらす、会計利益と明示的・黙示的に連動する配当や経営者報酬などの会社財産の社外流出の回避につながり、また純資産が帳簿金額よりも充実することで将来の不確実性に備えることにつながる。そのため、保守主義にはデフォルト・

¹ 有価証券報告書は、金融商品取引所に上場されている有価証券を発行している上場会社のほか、募集又は売り出しにあたり有価証券届出書又は発行登録追補書類を提出した有価証券を発行した発行開示を行った会社、および資本金5億円以上の会社のうち株主数が1,000人以上の会社などのいわゆる外形基準該当会社に提出義務がある (金融商品取引法第24条第1項第1号、3号、および4号)。

² 会計上の保守主義のいま一つのタイプは、無条件保守主義 (unconditional conservatism) であり、経済的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、純資産簿価が過小に表示される会計方法の選好と説明される。具体的な会計手続きとして、研究開発費などの無形資産の即時費用計上や有形固定資産に対する経済的価値の減価以上の減価償却 (加速償却) があげられる。これらの会計処理により、経済的バッド・ニュースの生起に先立って会計上の費用や損失が計上され、会計利益や純資産簿価は過小表示される。

³ 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。たとえば、経営者報酬契約における保守主義の効果については O'Connell (2006) と Iyengar and Zampelli (2010)、債務契約については Ahmed et al. (2002)、Zhang (2008)、および Callen et al. (2016) 等、投資活動や将来業績については Francis and Martin (2010)、Kim and Pevzner (2010)、および Ramalingegowda and Yu (2018) 等がある。日本企業を対象とした研究に、中村 (2008a)、Ishida and Ito (2014)、大橋 (2016)、中野ほか (2017) 等がある。また、情報の非対称性が高い企業において条件付保守主義の程度が高く、保守的会計が情報の非対称性の緩和に寄与している可能性を示唆する分析結果が LaFond and Watts (2008) で報告されている。

リスクの抑制による利率の低減などの効果が期待される。さらに、事業投資意思決定に関するエージェンシー問題を緩和する効果が期待されている (Ball, 2001 ; Watts, 2003)。正味現在価値がマイナスである非効率な事業であっても、経営者の在任期間に当期利益や私的便益をもたらす場合には実施・継続されることが想定され、株主に対する損失を拡大させる可能性がある。保守主義は、投資した事業の失敗が実現する前あるいは直後に費用や損失を計上させ、当該事業の調査や是正行動の必要性を示すシグナルを提供する。その結果、経営者は当該事業による経済的損失を限定的にする行動を起こすようになり、また、当初の意思決定に慎重になると考えられる。これらの機能は、契約や事業投資意思決定に関するエージェンシー問題を緩和し、エージェンシー費用を削減することで株主価値や企業価値の向上に寄与する可能性を示唆している。

また、分析的先行研究は、保守的会計の情動的役割に注目している。たとえば、Bagnoli and Watts (2005)は、シグナリング・モデルとして、経営者と投資者との間に情報の非対称性が存在する中で、投資者が経営者の私的情報を推論するのに保守的会計が有用であることを説明している。また、Gietzmann and Trombetta (2003)は、より直接的に、企業価値に関する経営者の私的情報を伝達する手段として、保守主義が自発的なディスクロージャーの代替となることを説明している。情報の非対称性は逆選択の問題やモラル・ハザードを引き起こすと考えられるが (須田, 2000)、これらの分析的研究は保守的会計が情報の非対称性の緩和に寄与するツールとなりうることを示唆している。

以上のような機能や効果が期待されてい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損失の適用では、当該帳簿価値を市場価格や回収可能額に切り下げることになるが、切り下げのタイミング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。そのため、会計情報に備わっている損失認識の適時性は、企業間や時系列間で差異がある。日本企業を分析対象とした先行研究では、株式の所有主体や所有割合といった株式所有構造、監査役会や取締役会などの企業ガバナンス、および債務契約などの契約等が、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)。

これらの先行研究が上場会社を分析対象としているのに対し、本稿では、非上場会社を分析対象とする。Ball and Shivakumar (2005)は、上場会社と非上場会社とでは、株主をはじめとする利害関係者との間の情報の非対称性の緩和・解消に用いる方法に差異があることを指摘している。上場会社において、株主は、潜在的株主を含め無数であり継続的に交代するのに対し、非上場会社では相対的に株主交代の頻度は低く、会社経営に対して積極的に関与すると考えられる。こうした状況を背景として、情報の非対称性の緩和・解消に、上場会社では財務諸表などの公的な情報開示 (public disclosure) を行うのに対し、非上場会社では私的な情報伝達 (private communication) が行われる。そのため、上場会社はより質の高い財務報告が要求される一方で、非上場会社の財務報告は上場会社による財務報告の質とは異なることが想定される。Ball and Shivakumar (2005)は、損失認識の適時性の観点から、イギリス企業を対象とした分析を行い、非上場会社において上場会社よりも質が低い、すなわち相対的に適時的ではない損失認識が行われていることを示唆する分析結果を報告している。このことは、上場会社を対象とした分析結果が直ちに非上場会社にもあてはまるわけではないことを意味しており、本稿では、Ball and Shivakumar (2005)が提示している営業キャッシュ・フローと会計発生高との関連性から損失認識の適時性を測定するモデルを用いて、非上場会社における損失認識の適時性を検証する。

なお、日本における非上場会社による財務報告を分析している研究に Shuto and Iwasaki (2015)がある。この研究は、利益マネジメント (earnings management) を分析しており、税コストと金融機関との結びつきの強さが損失回

避行動のインセンティブとなっていることを明らかにし、この関連性が上場会社よりも非上場会社において顕著であることを報告している。この研究に対する本稿の特徴は、損失認識の適時性を分析している点にあるといえよう。

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節に分析結果を示している。第4節では、本稿の要約と今後の課題を述べる。

2 分析方法

2.1 損失認識の適時性の測定

本稿では、損失認識の適時性の程度を測定するために、Ball and Shivakumar (2005)による次の回帰モデル(1)式を用いる(添え字*i*は企業を、*t*は年を示している)。

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DCFO_{it} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 CFO_{it} \times DCFO_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

ここで、ACCは会計発生高(=当期純利益-営業キャッシュ・フロー)÷前期末資産合計、CFOは営業キャッシュ・フロー÷前期末資産合計、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、 ε は誤差項である。多くの先行研究で用いられているBasu(1997)モデルは、経済的ニュースの代理変数として株式リターンを利用し、それと会計利益との関連性から損失認識の適時性を測定するモデルであるが、非上場会社の場合、株式リターンを算定するための株価データの入手が難しく、このモデルの適用は不向きである(Wang et al., 2009)。そこで、Ball and Shivakumar (2005)は、営業キャッシュ・フローを経済的ニュースの代理変数とし、それと会計発生高との関連性から損失認識の適時性を測定する回帰モデル(1)式を提示している。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利益と未実現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 α_2 はマイナス、係数 α_3 はプラスであると予想される。係数 α_3 の値が大きいほど、DCFO(すなわち、マイナスの営業キャッシュ・フロー)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意味している。

また、先行研究において、会社規模やレバレッジなどの会社の特徴が損失認識の適時性に影響することが示されている(Khan and Watts, 2009)。そこで、会社規模とレバレッジに関する変数(それぞれ、SIZEとLEV)をコントロール変数として回帰モデル(1)式に組み込んだ回帰モデル(2)式を設定する。

$$ACC_{it} = \beta_0 + \beta_1 DCFO_{it} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 CFO_{it} \times SIZE_{it-1} + \beta_4 CFO_{it} \times LEV_{it-1} \\ + \beta_5 CFO_{it} \times DCFO_{it} + \beta_6 CFO_{it} \times DCFO_{it} \times SIZE_{it-1} + \beta_7 CFO_{it} \times DCFO_{it} \times LEV_{it-1} + \varepsilon \quad (2)$$

ここで、SIZEは資産合計の自然対数、LEVは負債合計÷資産合計である。会社規模が大きい会社は相対的に会社情報が入手しやすいことから、情報の非対称性によるエージェンシー費用が小さく、損失認識の適時性は低いことが想定される。また、レバレッジが高い会社では、負債契約、訴訟および課税の観点から、損失認識の適時性は高いことが指摘されている。先行研究では、借入金や社債を対象とした分析が行われ、保守的会計が債権者と株主との対立を緩和していることを示唆する分析結果が報告されていることから(Ahmed et al., 2002; Gassen et al., 2006; Ball et al., 2008; Haw et al., 2014; Lee and Steele, 2019等)、LEVの代わりとして、借入金や社債をはじ

めとする明示的な利子の支出を必要とする有利子負債に関する変数 IBDR (=有利子負債合計⁴÷資産合計) も用いることとした。以上のことから、係数 β_6 と β_7 の符号は、それぞれ、マイナスとプラスであると予想される。

2.2 会社機関の特徴と損失認識の適時性

前述の保守主義の機能や効果を前提とすれば、保守的会計は企業ガバナンスの有効なツールとなる。先行研究では、諸外国企業を中心として、会社経営を監査・監督する取締役会の特徴と保守的会計との関連性が検証されている (Beeks et al., 2004 ; Ahmed and Duellman, 2007 ; García Lara et al., 2007・2009 ; Krishnan and Visvanathan, 2008 ; Lim, 2011 ; Ahmed and Henry, 2012 等)。また、日本企業を対象とした研究では、取締役会に加えて、日本企業の特徴的な会社機関である監査役会を織り込んだ分析が行われている (中村, 2008b ; 首藤・岩崎, 2009 ; 大橋, 2017)。これらの国内外の先行研究では、サンプルや分析方法により差異があるものの、概ね企業ガバナンスが強いとより保守的な会計が行われていることが確認されている。このことは、保守的会計が会社経営のモニターに利用されており、ガバナンス・ツールとしての有効性を示唆しているといえる。そこで、これらの発見事項が非上場会社においても確認されるのかを検証するために、次の回帰モデル(3)式を設定する。

$$\begin{aligned} \text{ACC}_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{DCFO}_{it} + \gamma_2 \text{CFO}_{it} + \gamma_3 \text{CFO}_{it} \times \text{CG}_{it-1} + \gamma_4 \text{CFO}_{it} \times \text{SIZE}_{it-1} \\ & + \gamma_5 \text{CFO}_{it} \times \text{IBDR}_{it-1} + \gamma_6 \text{CFO}_{it} \times \text{DCFO}_{it} + \gamma_7 \text{CFO}_{it} \times \text{DCFO}_{it} \times \text{CG}_{it-1} \\ & + \gamma_8 \text{CFO}_{it} \times \text{DCFO}_{it} \times \text{SIZE}_{it-1} + \gamma_9 \text{CFO}_{it} \times \text{DCFO}_{it} \times \text{IBDR}_{it-1} + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、CG は監査・監督を担う会社機関の特徴であり、本稿の関心は係数 γ_7 にある。係数 γ_7 が統計的に有意な値であれば、当該会社機関の特徴がより適時的な損失認識に結びついていることを示唆している。なお、CG には以下の変数が挿入される。監査役の特徴に関する変数として、監査役の人数を示す N_ASBM (=監査役人数÷資産合計の自然対数)、社外監査役の割合を示す O_ASBM (=社外監査役人数÷監査役人数)、会計専門性の高い監査役の割合を示す A_ASBM (=公認会計士又は税理士である監査役人数÷監査役人数)、監査役の特株比率を示す SR_ASBM (=監査役特株数合計÷発行済株式数) を用いる。取締役の特徴に関する変数として、取締役の人数を示す N_DIRECTOR (=取締役人数÷資産合計の自然対数)、社外取締役の割合を示す O_DIRECTOR (=社外取締役人数÷取締役人数)、会計専門性の高い取締役の割合を示す A_DIRECTOR (=公認会計士又は税理士である取締役人数÷監査役人数)、取締役の特株比率を示す SR_DIRECTOR (=監査役特株数合計÷発行済株式数) を使用する。なお、回帰モデル(3)式には、コントロール変数として、SIZE と IBDR を含めている。

先行研究では、取締役の人数と保守的会計との関連性について、大規模な取締役会では、より経験豊富な取締役が在籍し、また自分の職務に専念できるため、小規模な取締役会よりも、より効果的であることが指摘されている。効果的な取締役会は、より保守的な会計、すなわちより適時的に損失を認識するはずであると予想されている (Lim, 2011 ; Ahmed and Henry, 2012)。

また、取締役の社外性・独立性との関連性については、一般的に内部取締役と社外取締役から構成される取締役会において、業務執行に関与しない社外取締役や、社外取締役会の中でも取締役であることの他に利害関係を持たない独立取締役には、客観的な立場からの会社経営のモニターが可能であると期待される。社外取締役や独

⁴ 有利子負債合計について、後述する非上場会社サンプルは有価証券報告書の社債明細表と借入金等明細表に記載されている項目の合計である一方、上場会社サンプルは『財務データ・ダイジェスト版』の有利子負債 (=短期借入金+コマーシャル・ペーパー+一年内返済長期借入金+一年内償還社債+従業員預り金+社債合計+長期借入金+受取手形割引・譲渡高合計) である。両者は必ずしも一致しておらず、この点は本分析の限界である。

立社外取締役の割合が高い会社では、厳格に経営者のモニターが行われ、その中で、適時的な損失認識が要求されると予想されている (Beeks et al., 2004 ; 首藤・岩崎, 2009 ; 大橋, 2017)。

さらに、取締役・監査役の会計専門性との関連性について、保守的会計の機能や効果に関連して、会計や財務の知識が必要である。そこで、公認会計士や税理士の資格など会計専門性を備えた取締役や監査役がいる会社では保守的な会計が要求されると予想されている (Krishnan and Visvanathan, 2008 ; 首藤・岩崎, 2009 ; 大橋, 2017)。

最後に、取締役・監査役の持株比率との関連性について、役員持株比率が高い企業では、株主との間にある情報の非対称性の程度は相対的に小さく、経済的バッド・ニュースの適時的な開示の需要は小さく、損失認識の適時性は低いと考えられる (LaFond and Roychowdhury, 2008 ; 薄井, 2015)。

以上の先行研究の言及に基づいて、本稿では会社経営の監査・監督を担う監査役および取締役にあてはめることとし、CGに人数を示す変数 (N_ASBM と N_DIRECTOR)、社外性の程度を示す変数 (O_ASBM と O_DIRECTOR)、および会計専門性の程度を示す変数 (A_ASBM と A_DIRECTOR) を挿入した場合の係数 γ_7 の符号はプラスであることが予想される。一方、持株比率を示す変数 (SR_ASBM と SR_DIRECTOR) を挿入した場合の係数 γ_7 の符号はマイナスであることが予想される。

2.3 株式の上場状況と損失認識の適時性

前述のように、利害関係者との情報の非対称性の緩和や解消に、非上場会社では私的な情報伝達を用いるのに対し、上場会社では公的な情報開示を用いると考えられ、非上場会社と上場会社とでは、財務報告の質に差異があることが想定される。そこで、非上場会社と上場会社とでは損失認識の適時性が異なるのかを検証するために、次の回帰モデル(4)式を設定する。

$$\begin{aligned} ACC_{it} = & \delta_0 + \delta_1 DCFO_{it} + \delta_2 CFO_{it} + \delta_3 CFO_{it} \times PRIVATE_{it-1} + \delta_4 CFO_{it} \times SIZE_{it-1} \\ & + \delta_5 CFO_{it} \times IBDR_{it-1} + \delta_6 CFO_{it} \times DCFO_{it} + \delta_7 CFO_{it} \times DCFO_{it} \times PRIVATE_{it-1} \\ & + \delta_8 CFO_{it} \times DCFO_{it} \times SIZE_{it-1} + \delta_9 CFO_{it} \times DCFO_{it} \times IBDR_{it-1} + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、PRIVATE は非上場会社であれば1、上場会社であれば0をとるダミー変数であり、本稿の関心は係数 δ_7 にある。イギリス企業を分析している Ball and Shivakumar (2005)によれば、非上場会社では、株主や債権者などの利害関係者に対して、必要に応じた私的な情報伝達が行われ、公的財務報告の質の需要は低減すると想定される。一方、上場会社では、利害関係者がより多くなることから私的な情報伝達は非効率であり、情報の非対称性の緩和に公的な情報開示が利用されると考えられる。これらのことは、非上場会社に比べて、上場会社はより質の高い財務報告、すなわち適時的な損失認識を行っていることを示唆している。以上のことから、非上場会社の損失認識の適時性は、上場会社のそれと比べて低いことが想定される。すなわち、係数 δ_7 の符号はマイナスであると予想される。

2.4 サンプルとデータ

本稿は、非上場会社における損失認識の適時性を検証することを目的として、4つの回帰モデルを設定した。そこで、以下の条件に合致する会社を非上場会社サンプルとし、回帰モデル(1)式、(2)式、および(3)式の推計に用いた。(1)有価証券報告書が入手可能⁵、(2)決算日以前5年間で株式が非上場、(3)3月決算、(4)決算月数が12か

⁵ 有価証券報告書はEDINETから収集した(検索日2018年9月18日)。EDINETには5年分の有価証券報告書

月, (5)日本基準による財務諸表を公表, (6)親会社が存在しない, (7)分析に必要なデータが入手可能, (8)t-1 期の純資産合計が負値ではない, (9)ACC, CFO, SIZE, およびLEVについてサンプルの上下1%に含まれない。この(1)から(9)の条件に合致した非上場会社サンプルは773企業・年である。この非上場会社サンプルの財務諸表データおよび会社機関に関するデータは、各有価証券報告書から収集した。なお、会社機関に関するデータは決算前年の有価証券報告書から収集し、また監査等委員会設置会社を除いたため⁶、回帰モデル(3)式の推計に用いた非上場会社サンプルは603企業・年である。

また、回帰モデル(4)式の推計にあたり、上記(1), (3), (4), (5), (7), および(8)の条件を満たす上場会社の中から、非上場会社サンプルと同年決算で、前期末の資産合計が最も近い会社を上場会社サンプルとした。この結果、(4)式の推計には、非上場会社サンプル773企業・年と上場会社サンプル773企業・年の計1,546企業・年を用いた。なお、上場会社サンプルの財務データは『財務データ・ダイジェスト版』(東洋経済新報社)から収集した。

3 分析結果

3.1 記述統計量と相関係数

表1は、非上場会社サンプルにかかる記述統計量(パネルA)と相関係数(パネルB)を示している⁷。はじめに、記述統計量をみていくと、平均的にはACCはマイナスであり、CFOはプラスであった。DCFOの平均値から非上場会社サンプルの8.4%がマイナスの営業キャッシュ・フローを経験していることがわかる。会社規模の代理変数である資産合計は347百万円から1,418,351百万円であり、その自然対数(SIZE)の平均値は9.833であった。LEV(IBDR)の平均値は0.516(0.224)であり、資産合計のうち約5割(約2割)を負債(有利子負債)で調達していることがわかる。

続いて、会社機関に関するデータを確認していくと、監査役は1名から5名で構成されており(平均値2.75名)、会社規模の違いを考慮するために資産合計の自然対数で除した値(N_ASBM)の平均値は0.282であった。監査役における社外監査役の割合(O_ASBM)と会計専門家の割合(A_ASBM)の平均値は、それぞれ64.4%と8.5%であった。一方、取締役は3名から24名であり(平均値8.55名)であり、N_DIRECTORの平均値は0.894であった。取締役における社外取締役の割合(O_DIRECTOR)と会計専門家の割合(A_DIRECTOR)の平均値は2.2%と0.6%であった。持株比率の平均値について、監査役(SR_ASBM)が0.2%、取締役(SR_DIRECTOR)が4.3%であった。

次に、相関係数をみていくと、ピアソン相関係数では、ACCとCFOに負の相関(-0.769)、ACCとDCFOに正の相関(0.454)が確認された。これらの相関はスピアマン相関係数でも同様であった。これらは、営業キャッシュ・フローがプラス(マイナス)であるとき、同期間の会計発生高はマイナス(プラス)であることを意味している。

が掲載されていることから、2014年3月から2018年3月までの会計期間が分析対象となっている。

⁶ 非上場会社サンプルにおいて、指名委員会等設置会社はなかった。

⁷ 表1から表5について、添え字は省略している。

表1 非上場会社サンプルにかかる記述統計量と相関係数

パネルA：記述統計量

変数	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位	中央値	第3四分位	最大値	N
ACC	-0.030	0.052	-0.278	-0.047	-0.027	-0.008	0.221	773
CFO	0.051	0.057	-0.343	0.023	0.049	0.077	0.266	773
DCFO	0.084	0.278	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	773
SIZE	9.833	1.835	5.850	8.567	9.912	10.85	14.17	773
LEV	0.516	0.255	0.009	0.315	0.547	0.737	0.936	773
IBDR	0.224	0.226	0.000	0.018	0.158	0.382	0.846	773
N_ASBM	0.282	0.089	0.091	0.223	0.290	0.325	0.648	603
O_ASBM	0.644	0.321	0.000	0.500	0.667	1.000	1.000	603
A_ASBM	0.085	0.180	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	603
SR_ASBM	0.002	0.007	0.000	0.000	0.000	0.002	0.074	603
N_DIRECTOR	0.894	0.389	0.265	0.589	0.822	1.125	2.393	603
O_DIRECTOR	0.218	0.264	0.000	0.000	0.133	0.364	1.000	603
A_DIRECTOR	0.006	0.032	0.000	0.000	0.000	0.000	0.333	603
SR_DIRECTOR	0.043	0.092	0.000	0.001	0.007	0.048	0.728	603

パネルB：相関係数

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]
[1] ACC		-0.759	0.376	-0.006	-0.153	-0.249	-0.014	0.024	0.068	-0.008	-0.021	-0.052	0.024	-0.033
[2] CFO	-0.769		-0.481	0.048	0.045	0.161	-0.153	-0.148	-0.108	0.061	0.059	0.026	-0.034	0.182
[3] DCFO	0.454	-0.585		0.041	0.119	0.049	0.009	-0.016	0.035	-0.039	-0.207	-0.143	0.009	-0.026
[4] SIZE	0.100	-0.023	0.054		0.427	0.404	-0.089	-0.215	-0.105	-0.159	-0.224	-0.273	-0.113	0.031
[5] LEV	-0.093	0.049	0.116	0.462		0.726	0.071	-0.046	-0.129	-0.069	-0.137	-0.087	0.017	0.020
[6] IBDR	-0.137	0.064	0.042	0.424	0.719		-0.058	0.033	-0.125	-0.083	-0.217	-0.023	-0.145	0.036
[7] N_ASBM	-0.052	-0.117	0.002	-0.128	0.025	-0.067		0.217	0.126	0.097	0.318	0.203	0.051	-0.246
[8] O_ASBM	0.011	-0.077	-0.027	-0.078	-0.014	0.139	0.277		0.193	-0.192	-0.044	0.361	-0.055	-0.348
[9] A_ASBM	0.093	-0.092	0.014	-0.159	-0.176	-0.129	0.013	0.220		0.013	-0.164	-0.069	-0.011	0.063
[10] SR_ASBM	-0.003	0.043	0.054	-0.094	0.019	-0.014	0.011	-0.049	-0.024		0.004	-0.034	-0.060	0.436
[11] N_DIRECTOR	-0.063	0.037	-0.135	-0.294	-0.148	-0.230	0.393	-0.013	-0.141	-0.073		0.348	0.055	-0.096
[12] O_DIRECTOR	-0.041	0.006	-0.132	-0.338	-0.165	-0.088	0.253	0.383	-0.016	-0.052	0.451		0.049	-0.232
[13] A_DIRECTOR	0.007	0.007	0.051	-0.087	0.006	-0.076	-0.044	-0.082	0.030	-0.046	-0.010	0.022		-0.018
[14] SR_DIRECTOR	-0.042	0.069	0.026	-0.094	-0.039	-0.005	-0.178	-0.121	0.032	0.121	-0.154	-0.119	0.055	

(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÷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, SIZE=資産合計の自然対数, LEV=負債合計÷資産合計, IBDR=有利子負債合計÷資産合計, N_ASBM=監査役人数÷資産合計の自然対数, O_ASBM=社外監査役人数÷監査役人数, A_ASBM=公認会計士又は税理士である監査役人数÷監査役人数, SR_ASBM=監査役持株数合計÷発行済株式数, N_DIRECTOR=取締役人数÷資産合計の自然対数, O_DIRECTOR=社外取締役人数÷取締役人数, A_DIRECTOR=公認会計士又は税理士である取締役人数÷取締役人数, SR_DIRECTOR=取締役持株数合計÷発行済株式数。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。

3.2 非上場会社サンプルにおける損失認識の適時性

表 2 は、回帰モデル(1)式と(2)式の推計結果を示している⁸。カラム(1)は、回帰モデル(1)式の推計結果であり、CFO の係数 α_2 はマイナスであり、予想と整合的であった。一方、CFO × DCFO の係数 α_3 はプラスであったが統計的には有意ではなく、非上場会社サンプルについて、平均的には適時的な損失認識が行われていることは確認されなかった。

回帰モデル(2)式の推計結果がカラム(2)から(4)に示されている。カラム(2)は、回帰モデル(1)式に SIZE に関する変数を独立変数に加えた、すなわち回帰モデル(2)式のうち LEV に関する変数を除いた推計結果である。CFO ×

表 2 回帰モデル(1)式と(2)式の推計結果

独立変数	予想 符号	従属変数：ACC			
		(1)	(2)	(3)	(4)
Constant		0.007 (0.015)**	0.006 (0.031)**	0.003 (0.275)	0.005 (0.112)
DCFO		0.010 (0.451)	0.006 (0.530)	0.009 (0.358)	0.007 (0.444)
CFO	—	-0.742 (0.000)***	-0.718 (0.000)***	-0.534 (0.001)***	-0.789 (0.000)***
CFO × SIZE	+		-0.003 (0.859)	0.023 (0.061)*	0.024 (0.078)*
CFO × LEV	—			-0.686 (0.000)***	
CFO × IBDR	—				-0.622 (0.000)***
CFO × DCFO	+	0.221 (0.327)	1.617 (0.000)***	1.271 (0.000)***	1.885 (0.000)***
CFO × DCFO × SIZE	—		-0.140 (0.000)***	-0.116 (0.009)***	-0.205 (0.000)***
CFO × DCFO × LEV	+			0.079 (0.864)	
CFO × DCFO × IBDR	+				1.181 (0.039)**
Year dummy		Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.595	0.641	0.681	0.670
N		773	773	773	773

(注) 変数の定義は表 1 の注を参照。括弧内は、White (1980) の標準誤差に基づく t 値に対する p 値である。***, **, * は、それぞれ 1% 水準、5% 水準、10% 水準で有意であることを示している。

⁸ 表 2 から表 5 に示されている回帰モデル(1)式から(4)式までの推計結果は、各回帰モデルに年ダミー (Year dummy) を追加したものである。なお、年ダミーを加えない場合も、概ね同様の推計結果であった。

DCFO×SIZEの係数 β_6 は有意なマイナスの値であった。これは、会社規模が大きいと、DCFOが予想させる未実現損失をACCにあまり織り込んでいないこと、すなわち損失認識の適時性が低いことを示唆しており、予想と整合的であった。カラム(3)は、回帰モデル(2)式の推計結果であり、LEVが独立変数に追加されている。CFO×DCFO×LEVの係数 β_7 はプラスの値であったが、統計的に有意ではなかった。カラム(4)は、LEVに代えて、IBDRを独立変数に加えた推計結果である。CFO×DCFO×IBDRの係数は、予想と整合的に、有意なプラスの値であった。これは、より多くの有利子負債を利用していると、DCFOが予想させる未実現損失をACCに織り込んでおり、より適時的な損失認識が行われていることを示唆している。

3.3 会社機関の特徴と損失認識の適時性

表3と表4は、回帰モデル(3)式の推計結果を示している。はじめに、回帰モデル(3)式のCGに監査役の特徴に

表3 回帰モデル(3)式の推計結果 (監査役の特徴)

独立変数	予想 符号	従属変数：ACC			
		(1) N ASBM	(2) O ASBM	(3) A ASBM	(4) SR ASBM
Constant		0.003 (0.366)	0.002 (0.529)	0.000 (0.994)	0.001 (0.676)
DCFO		-0.010 (0.393)	-0.006 (0.606)	-0.005 (0.689)	-0.007 (0.559)
CFO	—	-0.682 (0.003)***	-0.756 (0.000)***	-0.905 (0.000)***	-0.875 (0.000)***
CFO×CG	—/+	-0.586 (0.080)*	-0.139 (0.112)	0.394 (0.140)	0.981 (0.651)
CFO×SIZE	+	0.028 (0.066)*	0.028 (0.059)*	0.035 (0.030)**	0.033 (0.046)**
CFO×IBDR	—	-0.598 (0.000)***	-0.566 (0.000)***	-0.567 (0.000)***	-0.605 (0.000)***
CFO×DCFO	+	0.464 (0.289)	1.778 (0.000)***	1.816 (0.000)***	2.126 (0.000)***
CFO×DCFO×CG	+/-	3.091 (0.000)***	0.646 (0.089)*	0.876 (0.193)	-52.44 (0.013)**
CFO×DCFO×SIZE	—	-0.153 (0.000)***	-0.237 (0.000)***	-0.231 (0.000)***	-0.232 (0.000)***
CFO×DCFO×IBDR	+	0.597 (0.195)	0.835 (0.160)	1.556 (0.015)**	1.055 (0.134)
Year dummy		Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.656	0.643	0.649	0.641
N		603	603	603	603

(注) 変数の定義は表1の注を参照。括弧内は、White(1980)の標準誤差に基づくt値に対するp値である。***, **, *は、それぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

関する変数を挿入した推計結果を示している表3をみていくこととする。本稿の関心である CFO × DCFO × CG の係数 γ_7 は、監査役の人数を示す N_ASBM と社外監査役の割合を示す O_ASBM を挿入したカラム(1)と(2)において、有意なプラスの値であった。これらの結果は、予想と整合的であり、監査役が多いと、あるいは社外監査役の割合が高いと、DCFO が予想させる未実現損失を ACC に織り込んでおり、より適時的な損失認識が行われていることを示唆している。また、会計専門性を備えた監査役の割合を示す A_ASBM を挿入したカラム(3)の係数 γ_7 はプラスの値であったが、統計的に有意ではなく、監査役の会計専門性が高いと損失認識の適時性が高いことを支持する推計結果は確認されなかった。最後に、監査役の持株比率を示す SR_ASBM を挿入したカラム(4)の係数 γ_7 は、予想と整合的に、有意なマイナスの値であった。この結果は、役員の持株比率が高い会社では、株主との間にある情報の非対称性の程度が相対的に低く、経済的バッド・ニュースの適時的な認識の需要は小さく、損失認識の適時性は低いことを示唆している。また、SIZE と IBDR に関する推計結果をみてみると、CFO × DCFO

表4 回帰モデル(3)式の推計結果 (取締役の特徴)

独立変数	予想 符号	従属変数：ACC			
		(1) N DIRECTOR	(2) O DIRECTOR	(3) A DIRECTOR	(4) SR DIRECTOR
Constant		0.002 (0.603)	0.002 (0.653)	0.002 (0.530)	0.002 (0.592)
DCFO		-0.003 (0.792)	-0.004 (0.770)	-0.005 (0.703)	-0.002 (0.857)
CFO	—	-0.799 (0.000)***	-0.880 (0.000)***	-0.899 (0.000)***	-0.867 (0.000)***
CFO × CG	—/+	-0.037 (0.634)	0.009 (0.935)	0.619 (0.632)	-0.014 (0.969)
CFO × SIZE	+	0.028 (0.099)*	0.033 (0.033)**	0.034 (0.024)**	0.032 (0.041)**
CFO × IBDR	—	-0.604 (0.000)***	-0.604 (0.000)***	-0.594 (0.000)***	-0.603 (0.000)***
CFO × DCFO	+	2.653 (0.000)***	2.015 (0.001)***	2.065 (0.000)***	1.953 (0.000)***
CFO × DCFO × CG	+/-	-0.319 (0.084)*	0.064 (0.920)	-4.251 (0.016)**	1.203 (0.166)
CFO × DCFO × SIZE	—	-0.287 (0.000)***	-0.225 (0.000)***	-0.224 (0.000)***	-0.221 (0.000)***
CFO × DCFO × IBDR	+	1.885 (0.005)***	1.110 (0.101)	1.009 (0.157)	1.165 (0.073)*
Year dummy		Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.639	0.635	0.638	0.643
N		603	603	603	603

(注) 変数の定義は表1の注を参照。括弧内は、White (1980)の標準誤差に基づくt値に対するp値である。***, **, *は、それぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

× SIZE の係数 γ_8 は有意なマイナスの値であり、前項の推計結果と整合的であった。一方、CFO × DCFO × IBDR の係数 γ_9 はプラスの値であったが、統計的有意性の一貫性は確認されなかった。

次に、回帰モデル(4)式の CG に取締役の特徴に関する変数を挿入した推計結果が示している表 4 をみていくこととする。本稿の関心である CFO × DCFO × CG の係数 γ_7 は、取締役の人数を示す N_DIRECTOR と会計専門性を備えた取締役の割合を示す A_DIRECTOR を挿入したカラム(1)と(3)において有意なマイナスの値であった。これらの結果は、予想と整合的ではなかったものの、取締役が少ないほど、あるいは取締役の会計専門性が低いほど、DCFO が予想させる未実現損失が適時的に会計発生高に織り込まれていることが示唆された。また、社外取締役の割合を示す O_DIRECTOR と持株比率を示す SR_DIRECTOR を挿入したカラム(2)と(4)では統計的に有意な値ではなく、社外取締役の割合や取締役の持株比率は損失認識の適時性と関連しているとはいえないことを示唆している。また、SIZE と IBDR に関する推計結果は、表 3 と同様に、CFO × DCFO × SIZE の係数 γ_8 は有意なマイナスの値であった一方で、CFO × DCFO × IBDR の係数 γ_9 はプラスの値ではあったが、統計的有意性の一貫性は確認されなかった。

3.4 株式の上場状況と損失認識の適時性

表 5 は、回帰モデル(4)式の推計結果を示している。非上場会社では、利害関係者との間にある情報の非対称性の緩和に私的な情報伝達を用いると考えられることから、上場会社に比べて、損失認識の適時性は低いと想定される。本稿の関心である CFO × DCFO × PRIVATE の係数 δ_7 は、回帰モデル(1)式に PRIVATE を独立変数に加えたカラム(1)では統計的に有意ではなく、SIZE と IBDR を加えたカラム(2)と(3)の推計結果では統計的に有意なプラスの値であった。これらの結果は、非上場会社と上場会社とで損失認識の適時性に差異があることを示唆しているものの、予想と整合的ではなく、非上場会社サンプルにおいて、上場会社サンプルよりも、より適時的な損失認識が行われていることを示唆している。

4 本稿の要約と今後の課題

本稿では、非上場会社における損失認識の適時性を検証した。適時的な損失認識には、契約や事業投資意思決定に関す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寄与する機能や、情報の非対称性を緩和する機能が期待されている。上場会社を分析している先行研究では、株式所有構造や企業ガバナンス、契約等がより適時的な損失認識に結びついていることが報告されている。一方で、非上場会社と上場会社とでは財務報告の質が異なることを示唆する分析結果も報告されている。そこで、本稿では、上場会社を分析対象とした先行研究の発見事項に基づいて、営業キャッシュ・フローと会計発生高との関連性から損失認識の適時性を測定する Ball and Shivakumar (2005)モデルを用いて、非上場会社における損失認識の適時性の分析を行った。

本稿の発見事項は、以下の三点である。第一に、会社規模が大きいと、マイナスの営業キャッシュ・フローが予想させる未実現損失が会計発生高にあまり織り込まれておらず、損失認識の適時性が低いことが示唆された一方で、より多くの有利子負債を利用している会社では、より適時的な損失認識が行われていることを示唆する分析結果が確認された。第二に、監査役と取締役の特徴と損失認識の適時性の関連性を検証したところ、監査役が多い会社や社外監査役の割合が高い会社では損失認識の適時性が高いことが示唆され、適時的な損失認識が企業ガバナンスの有効なツールとなっていることが含意された。一方、取締役の人数と会計専門性に損失認識の適時

表5 回帰モデル(4)式の推計結果

独立変数	予想 符号	従属変数：ACC		
		(1)	(2)	(3)
Constant		0.013 (0.001)***	0.012 (0.000)***	0.011 (0.001)***
DCFO		-0.020 (0.054)*	-0.036 (0.001)***	-0.037 (0.001)***
CFO	—	-0.587 (0.000)***	-0.543 (0.001)***	-0.607 (0.000)***
CFO × PRIVATE	+	-0.172 (0.000)***	-0.170 (0.000)***	-0.089 (0.041)**
CFO × SIZE	+		-0.005 (0.717)	0.012 (0.436)
CFO × IBDR	—			-0.650 (0.000)***
CFO × DCFO	+	0.112 (0.327)	1.464 (0.000)***	1.933 (0.000)***
CFO × DCFO × PRIVATE	—	-0.078 (0.728)	0.490 (0.001)***	0.477 (0.002)***
CFO × DCFO × SIZE	—		-0.201 (0.000)***	-0.288 (0.000)***
CFO × DCFO × IBDR	+			1.351 (0.006)***
Year dummy		Included	Included	Included
Adj. R ²		0.441	0.484	0.511
N		1,546	1,546	1,546

(注) PRIVATE=非上場会社であれば1, 上場会社であれば0をとるダミー変数。その他の変数の定義は表1の注を参照。括弧内は、White (1980)の標準誤差に基づくt値に対するp値である。***, **, *は、それぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

性との負の関係が確認され、予想とは対照的であったものの、適時的な損失認識がガバナンス・ツールとなっていることが示唆された。第三に、株式の上場状況の影響を検証したところ、非上場会社と上場会社とでは損失認識の適時性に差異が確認されたものの、予想とは対照的に、上場会社よりも非上場会社でより適時的な損失認識が行われていることが示唆された。

今後の研究課題として、次の点があげられる。第一に、非上場会社サンプルの拡大である。本稿では、分析上、営業キャッシュ・フロー・データ（すなわち、キャッシュ・フロー計算書）が必要となることから、有価証券報告書を提出している会社のうち、株式を上場させていない会社の中から非上場会社サンプルを選択した。本稿の発見事項が金融商品取引法適用外の非上場会社にもあてはまるかを判断するには、より大規模なサンプルに基づく分析が必要である。第二に、法起源の影響である。上場会社が非上場会社よりもより適時的な損失認識を行っ

ていることを示唆する分析結果を報告している Ball and Shivakumar (2005)はイギリス企業を対象としている。イギリスはシェアホルダー重視のガバナンスが行われる慣習法 (common law) に、日本はステークホルダー重視のガバナンスが行われる成文法 (code law) に位置づけられる。先行研究では、慣習法企業成文法企業よりもより適時的に損失認識を行っていることを示唆する分析結果が報告されている (Ball et al., 2000 ; Gassen et al., 2006 ; Bushman and Piotroski, 2006)。上場会社における財務報告の質に対して法起源の違いが影響していることから、日本企業が情報の非対称性の緩和に用いる方法、ひいては損失認識の適時性に法起源の違いが影響していることが考えられる。これらの点は、損失認識の適時性を定量化する他のモデルを用いた分析による検証結果の頑健性テストとともに、今後の研究課題である。

引用文献

- [1] Ahmed, A. S. and S. Duellman (2007) Accounting Conservatism and Board of Director Characteristics: An Empirical Analysis, *Journal of Accounting and Economics* 43(2-3), 411-437.
- [2] 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.
- [3] Ahmed, K. and D. Henry (2012) Accounting Conservatism and Voluntary Corporate Governance Mechanisms by Australian Firms, *Accounting and Finance* 52(3), 631-662.
- [4] Bagnoli, M. and S. G. Watts (2005) Conservative Accounting Choices, *Management Science* 51(5), 786-801.
- [5] 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.
- [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] 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(2), 168-205.
- [8] Ball, R., S. P. Kothari and A. Robin (2000) The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings, *Journal of Accounting & Economics* 29(1), 1-51.
- [9] Basu, S. (1997) The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings, *Journal of Accounting and Economics* 24(1), 3-37.
- [10] Beaver, W. H. and S. G. Ryan (2005) Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling, *Review of Accounting Studies* 10(2), 269-309.
- [11] Beekes, W., P. Pope and S. Young (2004) The Link between Earnings Timeliness, Earnings Conservatism and Board Composition: Evidence from the UK, *Corporate Governance: An International Review* 12(1), 47-59.
- [12] Bushman, R. M. and J. D. Piotroski (2006) Financial Reporting Incentives for Conservative Accounting: The Influence of Legal and Political Institutions, *Journal of Accounting and Economics* 42, 107-148.
- [13] Callen, J. L., F. Chen, Y. Dou and B. Xin (2016) Accounting Consvratism and Performance Covenants: A Signaling

Approach, *Contemporary Accounting Research* 33(3), 961-988.

- [14] 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.
- [15] Francis, J. R. and X. Martin (2010) Acquisition Profitability and Timely Loss Recognition, *Journal of Accounting and Economics* 49(1-2), 161-178.
- [16] García Lara, J. M., B. García Osma and F. Penalva (2007) Board of Directors' Characteristics and Conditional Accounting Conservatism: Spanish Evidence, *European Accounting Review* 16(4), 727-755.
- [17] García Lara, J. M., B. García Osma and F. Penalva (2009) Accounting Conservatism and Corporate Governance, *Review of Accounting Studies* 14(1), 161-201.
- [18] Gassen, J., R. Fülber and T. Sellhorn (2006) International Differences in Conditional Conservatism - The Role of Unconditional Conservatism and Income Smoothing, *European Accounting Review* 15(4), 527-564.
- [19] 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.
- [20] Haw, I.-M., J. J. Lee and W.-J. Lee (2014) Debt Financing and Accounting Conservatism in Private Firms, *Contemporary Accounting Research* 31(4), 1220-1259.
- [21] 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.
- [22] 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.
- [23] Iyengar, R. J. and E. M. Zampelli (2010) Does Accounting Conservatism Pay?, *Accounting and Finance* 50(1), 121-142.
- [24] 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.
- [25] 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.
- [26] Krishnan, G. V., and G. Visvanathan (2008) Does the SOX Definition of an Accounting Expert Matter? The Association between Audit Committee Directors' Accounting Expertise and Accounting Conservatism, *Contemporary Accounting Research* 25(3), 827-857.
- [27] LaFond, R. and R. L. Watts (2008) The Information Role of Conservatism, *The Accounting Review* 83(2), 447-478.
- [28] LaFond, R. and S. Roychowdhury (2008) Managerial Ownership and Accounting Conservatism, *Journal of Accounting Research* 46(1), 101-135.
- [29] Lee, H. S. (G.) and L. B. Steele (2019) Debt Structure and Conditional Conservatism, *Journal of Financial Reporting* 4(2), 115-140.
- [30] Lim, R. (2011) Are Corporate Governance Attributes Associated with Accounting Conservatism?, *Accounting and Finance* 51(4), 1007-1030.
- [31] O'Connell, V. (2006) The Impact of Accounting Conservatism on the Compensation Relevance of UK Earnings, *European Accounting Review* 15(4), 627-649.
- [32] Ramalingegowda, S. and Y. Yu (2018) The Role of Accounting Conservatism in Capital Structure Adjustments, *Working Paper* 1-41 (Journal of Accounting, Auditing and Finance, Forthcoming).

- [33] 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.
- [34] Shuto, A., and T. Iwasaki (2015) The Effect of Institutional Factors on Discontinuities in Earnings Distribution: Public Versus Private Firms in Japan, *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 30(3), 283-317.
- [35] Wang, R. Z., C. Ó. hÓgartaih and T. v. Zijl (2009) Measures of Accounting Conservatism: A Construct Validity Perspective, *Journal of Accounting Literature* 28, 165-203.
- [36] Watts, R. L. (2003) Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications, *Accounting Horizons* 17(3), 207-221.
- [37] Zhang, J. (2008) The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers, *Journal of Accounting and Economics* 45(1), 27-54.
- [38] 薄井彰 (2004) 「株式評価における保守的な会計測定の経済的機能について」『金融研究』23(1), 127-159.
- [39] 薄井彰 (2015) 『会計制度の経済分析』中央経済社.
- [40] 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.
- [41] 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.
- [42] 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.
- [43] 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.
- [44] 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.
- [45] 須田一幸 (2000) 『財務会計の機能—理論と実証』白桃書房.
- [46] 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.
- [47] 中村亮介 (2008a) 「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.
- [48] 中村亮介 (2008b) 「株主と経営者の間において保守主義が果たす役割—報酬契約の観点から」『一橋商学論叢』(一橋商学会) 3(2), 69-81.

(謝辞) 本稿は日本会計研究学会第97回東北部会(2019年11月30日, 宮城学院女子大学)で報告した研究内容を加筆修正したものである。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 および 2019 年度東北部会研究助成金(日本会計研究学会東北部会)の助成を受けたものです。