

会計上の保守主義と経営者報酬契約

大橋 良生

会津大学短期大学部研究紀要 第76号抜刷

2019年3月

会計上の保守主義と経営者報酬契約*

大橋 良生**

【要旨】本稿の目的は、経営者報酬契約における会計上の保守主義の影響を分析することである。保守的会計は、経営者が実現の見込みのない収益を利用して報酬を獲得する機会を制限することを通じて、株主と経営者のエージェンシー問題を緩和することが期待される。先行研究は、この期待と整合的に、経営者報酬が保守的会計の要因であることを示唆する分析結果を報告している。また、諸外国企業を分析している研究では、会計利益と経営者報酬との連動性に対して、保守的会計がそれを高めていることを示唆する分析結果を提示している。日本企業を対象とした分析を行った本稿では、はじめに、経営者報酬の決定に際し、先行研究と整合的に、会計利益が考慮されていることを示唆する分析結果が確認された。次に、会計利益と経営者報酬との連動性に対する保守的会計の影響を分析したところ、保守主義の程度が高いほど、経営者報酬契約において純利益のウェイトが低くなっていることが示唆された。このことは、日米企業で、経営者報酬契約における会計利益のウェイトづけに対し、会計上の保守主義が相反する影響を与えている可能性を示唆しており、保守的会計の機能に異なる評価が行われていることを含意している。

* 本稿は、博士論文「会計上の保守主義の影響に関する研究」（東北大学、2016年1月提出）の一部に加筆・修正を行ったものである。なお、本稿で用いたデータ・ベースには、東北大学大学院在学中に利用したものを含んでいる。

** 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、経営者報酬契約における会計上の保守主義の影響を実証的に分析することである。具体的には、企業業績（純利益）の変化と経営者報酬の変化との連動性に対する保守的会計の影響を検証する。

会計上の保守主義（accounting conservatism）は、「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（anticipate no profit, but anticipate all losses）」の格言で表現され（桜井 2018）、この考え方は会計実務において古くから浸透していることが指摘されている（Basu 1997）。日本においては、企業会計原則が、「企業の財政に不利な影響を及ぼす可能性がある場合には、これに備えて適当に健全な会計処理をしなければならない」（一般原則、六）としており、また、同注解（注4）では、「企業会計は、予測される将来の危険に備えて慎重な判断に基づく会計処理を行わなければならないが、過度に保守的な会計処理を行うことにより、企業の財政状態及び経営成績の真実な報告をゆがめてはならない」と規定されている。これらは、真実性の原則（一般原則、一）に違反することから過度に保守的な会計処理を禁止しつつも、利益を控えめに計上し、純資産を帳簿金額よりも充実させ、将来リスクに備えることを要請している（桜井 2018）。会計上の保守主義は、資産の評価や収益・費用の認識の点で、会計実務に大きな影響を与えており（Watts 1993；薄井 2004・2015）、企業間や時系列間で会計情報に備わっている保守主義の程度にはばらつきがある。それでは、そのばらつきはいかなる影響を及ぼすのであろうか。ここに本稿の問題意識があり、本稿では経営者報酬契約における影響を分析する。

株主と経営者のエージェンシー関係で生じるモラル・ハザードを抑制するために、インセンティブ・システムが設定される（須田 2000；乙政 2004a）。その目的は、株主と経営者の利害をできるだけ一致させ、株主の富の増加をもたらす行動を経営者に促すことにある。そこで、インセンティブ・システムとして、企業業績連動型の経営者報酬パッケージが構築されるが、企業業績には経営者のパフォーマンスを正確に映し出す指標が選好される。一般的に、企業業績には株価ベースの指標と会計ベースの指標が用いられているが、会計ベースの指標は株価ベースの指標ほどには市場環境のような経営者がコントロールできない要素の影響を受けないため、経営者の努力に関して情報提供的であるとされる。会計ベースの指標である会計利益と経営者報酬の連動性が高まると、経営者は企業業績を高めようとするようになり、株主にとって望ましい経営者行動を引き出す有効な仕組みといえよう。日本企業では業績連動型報酬制度の採用を公表している企業は多くないものの、実証的先行研究は、経営者報酬が営業利益や経常利益などの会計利益と連動していることを示唆する分析結果を提示している（須田 2000；首藤 2003・2004b；乙政 2004a・2004b；乙政・椎葉 2009）。これらの実証結果は、日本企業が自社の業績を考慮したうえで、経営者に対する報酬額を決定していることを示唆している。

経営者報酬契約における会計上の保守主義の意義を、Watts (2003, pp. 212-213)は、次のように説明している。経営者は、社外の利害関係者よりもより多くの企業経営に関する情報を有しており、両者の間には情報の非対称性が存在する。そのため、会計上の認識を行う場合に検証性が要求されない状況では、経営者は新製品開発などによる将来キャッシュ・フローの推定値に上方のバイアスをかけ、会計利益ベースの報酬契約の下で、過大な報酬の支払いが行われる。また、経営者は在任期間が限られているため、キャッシュ・フローが実現する前に企業から去ることになれば、過大に支払われた経営者報酬を回収することは困難である。あるいは、実際のキャッシュ・フローが推定値に満たなくとも、それが経営者による詐欺であるのか、業績悪化によるものなのかを区別することは困難であり、この場合でも過大報酬の回収は難しい。この状況において、保守的会計が行われると、控えめな会計利益やより低い純資産簿価をもたらす過程において検証性は高まり、上方バイアスは緩和され、経営者報酬の過大な支払いの回避につながると考えられる。すなわち、保守的会計は、経営者が実現の見込みのない収益

を利用して報酬を獲得する機会を制限することを通して、エージェンシー問題の緩和に貢献する、と期待される。

実証的先行研究は、この見解と整合的に、国内外の企業を対象として、経営者報酬契約が保守的会計の要因となっていることを報告している（薄井 2004・2015；中村 2008；Brockman et al. 2015；Iwasaki et al. 2018）。また、経営者報酬契約に対する保守的会計の影響について、イギリス企業やアメリカ企業を調査した先行研究では、会計ベースの企業業績と経営者報酬の連動性に対して保守的会計が影響していることを示唆する分析結果が報告されているもの（O'Connell 2006；Iyenger and Zampelli 2010）、筆者の知る限り日本企業を対象とした分析は行われていないようであり、その影響は明らかになっていないとはいえない。

そこで、本稿では、経営者報酬契約における会計上の保守主義の影響を実証的に分析する。はじめに、会計利益と経営者報酬との基本的関係を確認し、先行研究と同様に、会計利益の変化が経営者報酬の変化を説明するのかを検証する。これにより、先行研究で対象となっていない期間でも、経営者報酬が会計利益と連動しているかが明らかとなる。

次に、先行研究に基づいて、会計上の保守主義が会計利益と経営者報酬の連動性を高めているかを検証する。Iyengar and Zampelli (2010)は、保守的会計が行われることで、会計利益に関係するノイズが減少し、また経営者による会計操作の可能性が制限され、そして会計操作が発覚する可能性が高まることを想定しており、会計上の保守主義が業績と報酬の連動性を高めるとの仮説を検証し、これを支持する分析結果を報告している。本稿でも、会計上の保守主義が経営者報酬の業績連動性を高める効果があるのかを分析し、Iyengar and Zampelli (2010)の仮説が日本企業においても支持されるのかを検証する¹。

本稿の主な分析結果は次の二点である。第一に、会計利益（純利益）の変化は経営者の報酬の変化と統計的に有意に正の関係にあることが確認され、先行研究で分析対象となっている期間以降でも、会計利益をベースとした経営者報酬契約が構築されていることが示唆された。

第二に、会計利益と経営者報酬との連動性に対し、会計上の保守主義が有意な影響を与えていることが確認され、会計利益に基づいて報酬を決定する際に、保守主義の程度が考慮されている可能性が示唆された。ただし、アメリカ企業では会計利益と経営者報酬の連動性を高める正の影響が保守主義にあることが確認されたのに対し、本稿の分析では、それが負の影響であること、すなわち保守主義の程度が高いほど両者の連動性が低いことを示唆する結果となり、上述の仮説と整合的ではない結果であった。

これらの分析結果は、会計利益が高まると経営者報酬も高まっていることを示唆しているものの、保守的会計が採用されるほど、報酬の算定における純利益のウェイトが低くなっていることを含意している。先行研究と本稿とで分析方法に相違があることに留意が必要であるものの、本稿の分析結果は、アメリカ企業と日本企業とでは、経営者報酬契約における会計利益のウェイトづけに対して、会計上の保守主義が相反する影響を与えている傾向があることを示唆しており、保守的会計の機能に異なる評価が行われている可能性を暗示している。

本稿の構成は、以下のとおりである。次節では先行研究をレビューする。第3節では分析方法を説明し、第4節で分析結果を提示する。第5節は、本稿のまとめと今後の研究課題を述べる。

¹ なお、この効果は、次節で説明する会計上の保守主義の異質な検証性、すなわち会計上の費用や損失に比べ収益や利益に対してより厳格な検証性が要求されるとの性質に基づいていると考えられる。そこで、保守主義の2つのタイプである条件付保守主義と無条件保守主義の両者が有する効果であることを想定し、保守的会計の効果として分析を行う。

2 先行研究

2.1 保守主義のタイプと関連性

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捉えたもの」と解釈し、Watts (2003)は、この解釈について、会計上の利益と損失に要求される検証が非対称的であることに着目し、会計上の保守主義を異質的な検証性 (differential verification) と捉えている。

保守的な会計処理に関して、Givoly et al. (2007)は3つのカテゴリーを指摘している。第一に、プラスの正味現在価値を有する投資プロジェクトに対する取得原価会計の採用である。投資プロジェクトがプラスの現在価値を有する場合、関連する固定資産や棚卸資産について、その取得原価を貸借対照表価額とすることは、公正価値に基づく評価と比べ、より低い純資産簿価をもたらすこととなる。第二に、純資産簿価を低くする手続きの採用である。この具体例として、研究開発費など無形資産の一括費用計上があげられる。この費用処理により、資産計上後に費用化する処理と比べ、当期利益や純資産簿価は低くなる。第三に、より適時的な損失認識の採用である。固定資産に対する減損処理や棚卸資産に対する低価法の適用など、取得原価に基づく評価において、資産への投資額の回収が見込めない場合や正味売却価額が帳簿価額よりも下回った場合には、帳簿価額を切り下げる処理が行われる。これらは、損失の適時的な認識手続きであり、より低い当期利益や純資産簿価をもたらすこととなる。

こうした保守的な会計処理について、Beaver and Ryan (2005)は、保守的な会計処理を行うタイミングの観点から、無条件保守主義と条件付保守主義の2つのタイプがあると指摘している。無条件保守主義 (unconditional conservatism) は、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、純資産簿価が過少に表示される会計方法の選好と説明される。他方、条件付保守主義 (conditional conservatism) は、経済的ニュースに基づいて事後的に保守的な会計を行うことを意味しており、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れなことを説明され、適時的な損失認識 (timely loss recognition) ともいわれる (Ball and Shivakumar 2005)。Givoly et al. (2007)が指摘する第一・第二カテゴリーの会計処理が無条件保守主義に、第三のカテゴリーの会計処理が条件付保守主義に該当する (中村 2009)。

このように、無条件保守主義と条件付保守主義は、会計上の認識に必要とされる検証性が利益と損失とは異なっていることを意味している点では共通しているが、経済的ニュースの観点から会計上の費用や損失を計上するタイミングに相違がある²。そして、そのタイミングの違いにより、無条件保守主義を取り入れるほど、条件付保守主義が無効化、あるいは抑制される関係、すなわち、逆の関係 (inverse relation) にある (Basu 2001 ; Beaver and Ryan 2005 ; Pae et al. 2005 ; 高田 2008 ; 金森 2009)。条件付保守主義が高いと、経済的バッド・ニュースがその生起に基づいて適時的に会計利益に織り込まれ、業績が下振れするリスクが高くなるが、先立って無条件保守主義を高い程度で適用している場合には、そのリスクは無効化あるいは軽減される。無条件保守主義のこの機能は、会計上のスラック (accounting slack) と呼ばれている (Beaver and Ryan 2005)。

² また、無条件保守主義と条件付保守主義とは、経営者による会計的判断の裁量性にも相違がある (Chan et al. 2009)。無条件保守主義の適用例である固定資産の減価償却における耐用年数や残存価額の決定に経営者の裁量があるものの、事業用資産に対する取得原価評価や研究開発費に対する一括費用計上は現行の会計基準で要求されている会計処理であり、無条件保守主義は相対的に経営者の裁量性が小さいと考えられる。他方、条件付保守主義の適用例である固定資産に対する減損処理や棚卸資産に対する低価法の適用では、資産価値の切り下げのタイミングや金額は経営者の判断に基づいており、無条件保守主義と比べ、経営者の裁量性が大きいと考えられる。

2.2 会計上の保守主義と経営者報酬契約との関連性

前節で述べたように、経営者報酬契約において、保守的会計が適用されると、控えめな利益や低い純資産簿価をもたらす過程において検証性が高まり、経営者が実現の見込みのない収益を利用して報酬を獲得する機会を制限することとなる、と考えられる。すなわち、会計上の保守主義と経営者報酬契約との間に関連性があることが予想される。そこで、本項では、経営者報酬が保守的会計を行う要因となっていることを調査している研究と、経営者報酬契約における会計上の保守主義の影響を分析している研究をレビューする。

経営者報酬が保守的会計の要因であることを検証している研究に、薄井 (2004・2015)、中村 (2008)、Brockman et al. (2015)、及び Iwasaki et al. (2018)がある。薄井 (2004) は、日本企業を対象として、業績連動型報酬を前提として会計基準の中で会計利益を最大にする (すなわち、保守的ではない) 会計測定を経営者は選択するであろう、との仮説を検証している。Beaver and Ryan (2000)の測定モデルを用いた分析の結果、総資産で除した役員報酬が高いほど、保守主義の程度を捉えているバイアス要素とラグ要素が低いことが確認された。これらの結果は、経営者報酬と保守主義との関連性があることを示唆しているものの、仮説とは対照的に、経営者報酬が高いほど保守的会計が行われていることを示唆している。この分析結果と整合的に、薄井 (2015) もまた、経営者報酬が高い企業で、純資産簿価を過少に評価する無条件保守主義の程度が高いことを示唆する分析結果を提示している³。また、中村 (2008) は、業績連動型報酬制度の採用を公表している 91 サンプルを調査し、報酬委員会が設置されている企業において、より保守的な会計が行われていることをみいだしている。これらの分析結果は、取締役などの報酬を決定する際に、保守的会計が要求されていることを含意している。Iwasaki et al. (2018)は、より包括的に、役員報酬と会計利益との関係 (報酬利益係数) を調べたうえで、より高い報酬利益係数がより高い程度 of 条件付保守主義と関係していることを示唆する分析結果を提示している。また、Brockman et al. (2015)は、アメリカ企業を対象として、株式リターンの変動性に対する経営者報酬パッケージの感応度が高い企業において、より適時的な損失認識が行われていることを示唆する結果を示している。これらの先行研究は、経営者報酬が保守的会計の要因であることを示している。

また、経営者報酬契約における保守的会計の影響を分析している研究に、O'Connell (2006)と Iyengar and Zampelli (2010)がある。O'Connell (2006)は、イギリス企業を対象に、経営者報酬の変動に対する会計利益の変動の影響を分析している。株式リターンがプラスであるグッド・ニュース期間では、保守的な会計が行われると、株式リターンには会計利益に織り込まれないニュースが含まれるため、会計利益と株式リターンは低い相関となる。会計利益と株式リターンの相関が低い場合には会計利益が報酬目的に利用されるとの先行研究の指摘に基づいて、株式リターンがマイナスの年における会計利益よりも、株式リターンがプラスの年における会計利益に対して、経営者に対する現金報酬が感応的であるとの検証結果が提示されている。この結果は、経営者報酬と会計利益との連動性に対して、保守的会計が関係していることを示唆している。

Iyengar and Zampelli (2010)は、会計ベースの業績指標と経営者報酬の連動性に対する保守的会計の影響を調査している。この研究では、保守的な会計が行われると、会計上の業績指標に関連するノイズは減少し、会計操作の可能性は低減し、そして会計操作が発覚する可能性が高まるとの仮定をおき、保守的会計が適用されることで、業績と報酬の感応度が増大する、すなわち、会計上の業績指標にかかるウエイトが高まるとの仮説を設定している。分析の結果は、条件付保守主義の程度が高いほど、業績と報酬の連動性が高いことを示唆しており、仮説と

³ なお、薄井 (2015) は、経営者報酬と条件付保守主義との関連性も検証しており、経済的バッド・ニュースを適時的に会計利益に織り込む条件付保守主義の程度と経営者報酬との間には、平均的には統計的に有意な関係があるとはいえないことを示唆する分析結果を提示している。

整合的であった。

以上のように、日本企業を対象とした分析では、経営者報酬が会計上の保守主義の要因であることを示唆する分析結果が確認されている一方で、会計利益と経営者報酬との連動性に対して保守的会計がどのように影響しているかは明らかになっていない。そこで、アメリカ企業を分析している Iyengar and Zampelli (2010)を参考に、経営者報酬契約における保守主義の影響を分析することとする。なお、前項で述べたように、会計上の保守主義には条件付保守主義と無条件保守主義があるため、本稿では、それぞれを捉える測定尺度を別々に推計し、2つのタイプの保守主義が会計利益と経営者報酬との連動性に対してどのように影響しているかを分析する。

3 分析方法

3.1 重回帰モデル

本稿では、会計利益と経営者報酬との連動性、及びそれに対する会計上の保守主義の影響を分析するために、Iyengar and Zampelli (2010)を参考として、下記の重回帰モデル(1)式と(2)式を設定する(添え字*i*は企業を、*t*は年を示している)。なお、本稿の分析で用いる財務諸表データは『日経 NEEDS 企業財務データ』(日経メディアマーケティング)、株価データは『株価 CD-ROM』(東洋経済新報社)から収集している。

$$\Delta \ln(\text{COMP})_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta \text{NI}_{it} + \beta_2 \Delta \text{NI}_{it-1} + \beta \text{INDUSTRY}_{it} + \beta \text{YEAR}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\Delta \ln(\text{COMP})_{it} = \alpha + \gamma_1 \Delta \text{NI}_{it} + \gamma_2 \text{CON}_{it} + \gamma_3 \Delta \text{NI}_{it} \times \text{CON}_{it} + \gamma_4 \Delta \text{NI}_{it-1} + \gamma_5 \text{CON}_{it-1} + \gamma_6 \Delta \text{NI}_{it-1} \times \text{CON}_{it-1} + \beta \text{INDUSTRY}_{it} + \beta \text{YEAR}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ただし、

$\Delta \ln(\text{COMP})$ = 経営者報酬(役員報酬+役員賞与+役員賞与引当金繰入額)の自然対数の変化(=当期経営者報酬の自然対数-前期経営者報酬の自然対数)

ΔNI = 純利益の変化(=(当期純利益-前期純利益)/前期末資産合計)

CON = 保守主義尺度(= CCON , ΔUCON , あるいは UCON)

CCON = Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度

ΔUCON = Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度

UCON = Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度

INDUSTRY = 業種ダミー

YEAR = 年ダミー

ε = 誤差項

被説明変数には経営者報酬の自然対数の変化($\Delta \ln(\text{COMP})$)を利用する⁴。経営者報酬は、日本企業を対象に分析を行っている先行研究と同様に、役員報酬と役員賞与の合計額⁵を利用する(Kaplan 1994; Xu 1997; Joh 1999;

⁴ Δ は当期の値から前期の値を差し引いた値であることを意味している。

⁵ 役員報酬は損益計算書の販売費及び一般管理費に計上される。また、役員賞与は、会社法施行以前は株主総会の承認により支払われていたことから利益処分項目として処理されていたが、現行では役員報酬と同様に職務執

首藤 2002・2003・2004a・2004b；乙政 2004a・2004b；乙政・椎葉 2009)。役員報酬と役員賞与は、経営者が所属する企業のデータを用いるため、個別財務諸表のデータから収集している。

会計利益と経営者報酬との連動性を分析する(1)式では、説明変数に、前期末資産合計でデフレートした純利益の変化 (ΔNI) を利用する。経営者報酬に含まれる固定給部分は、当期の業績変化よりも前期の業績変化に基づいて決定されると予想されるため(乙政・椎葉 2009)、 ΔNI_t に加え、 ΔNI_{t-1} を含めている。なお、先行研究では、連結決算が導入されたことを受け、連結利益と経営者報酬との関係性が分析され、連結利益の変化が経営者報酬の変化に対して説明力を有していることが報告されている(首藤 2003・2004b；乙政・椎葉 2009)。そこで、連結財務諸表が開示されている企業では連結財務諸表から、それが開示されていない企業では個別財務諸表から、純利益の変化に関するデータを収集している。純利益の変化は、経営者報酬に対して正の影響があると考えられるため、(1)式の β_1 と β_2 の符号はプラスであると予想される。

(2)式は、会計利益と経営者報酬との連動性に対する会計上の保守主義の影響を分析することを目的としており、説明変数には、純利益の変化に加えて、保守主義尺度 (CON) と、それらの交差項 ($\Delta NI \times CON$) を含めている (Iyengar and Zampelli 2010)。本稿の関心は、純利益の変化と保守主義尺度の交差項の係数 γ_3 と γ_6 にある。推計の結果、それらの係数が統計的に有意な正の値であれば、保守主義の程度が高いほど純利益の変化に対する経営者報酬の感応度が高いことを意味しており、仮説を支持する結果といえる。すなわち、(2)式の γ_3 と γ_6 の符号はプラスであると予想される。

なお、業種やマクロ経済の影響をコントロールするために、(1)式と(2)式には、業種ダミー (INDUSTRY) と年ダミー (YEAR) を含めている。

3.2 条件付保守主義尺度の推計と基準化

本稿では、条件付保守主義尺度の推計に、Khan and Watts (2009)のモデルを用いた (Wittenberg-Moerman 2008；Tan 2013；Ishida and Ito 2014；Liu and Magnan 2016；中野ほか 2017 など)。このモデルによる尺度は、Basu (1997)の適時的な損失認識の考え方に基づいている。Basu (1997)は、次の(3)式を用いて、条件付保守主義の程度を測定している。

$$E_{it}/MV_{it-1} = \gamma_1 + \gamma_2 DR_{it} + \gamma_3 R_{it} + \gamma_4 R_{it} \times DR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ただし、

E	=	当期純利益
MV	=	株式時価総額
R	=	株式リターン
DR	=	株式リターンがマイナス値であれば1、それ以外は0をとるダミー変数

ここで、株式リターンは経済的ニュースの代理変数であり、(3)式における係数 γ_3 は経済的グッド・ニュースを会計利益に織り込む適時性、係数 γ_4 は経済的バッド・ニュースが生じた場合に、経済的グッド・ニュースに比べ会計利益が経済的バッド・ニュースを織り込む増分的適時性を捉えている。係数 γ_4 の値が大きいほど、会計利益

行の対価であることから発生した期間の費用として処理することになっている。役員賞与について、決算日後に開催される株主総会で承認を得る必要がある場合には、その見込額が引当金に計上され、その繰入額は損益計算書の販売費及び一般管理費に計上される。

が経済的バッド・ニュースをより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。ただし、このモデルでは、係数が条件付保守主義の尺度となっているため、企業・年の条件付保守主義の尺度の推計には長期間のデータが必要となる。

そこで、Khan and Watts (2009)は、企業・年の条件付保守主義の程度を捉えるために、Basu (1997)の(3)式を発展させ、次の(4)式を提示している。

$$E_{it} / MV_{it-1} = \gamma_1 + \gamma_2 DR_{it} + R_{it} (\mu_1 + \mu_2 SIZE_{it} + \mu_3 M/B_{it} + \mu_4 LEV_{it}) + R_{it} \times DR_{it} (\lambda_1 + \lambda_2 SIZE_{it} + \lambda_3 M/B_{it} + \lambda_4 LEV_{it}) + (\delta_1 SIZE_{it} + \delta_2 M/B_{it} + \delta_3 LEV_{it} + \delta_4 DR_{it} \times SIZE_{it} + \delta_5 DR_{it} \times M/B_{it} + \delta_6 DR_{it} \times LEV_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ただし、

SIZE	=	企業規模 (=株式時価総額の自然対数)
M/B	=	純資産時価簿価比率 (=株式時価総額/純資産簿価)
LEV	=	レバレッジ (=負債合計/株式時価総額)

ここで、Khan and Watts (2009)は、(4)式における係数 μ_i と係数 λ_i 、 $i=1\sim 4$ は企業間で一定であり、年により変化すると仮定している。これは、それぞれの企業・年の経済的グッド・ニュースに対する会計利益の適時性と、経済的バッド・ニュースに対する会計利益の増分的適時性が、企業規模、純資産時価簿価比率、及びレバレッジにより変化することを意味している。そこで、同期間のクロス・セクション・データを用いて、係数 μ_i と係数 λ_i 、 $i=1\sim 4$ を推計し、次のモデルから、それぞれの企業・年尺度を算出する。

$$G_Score_{it} = \gamma_3 = \mu_1 + \mu_2 SIZE_{it} + \mu_3 M/B_{it} + \mu_4 LEV_{it} \quad (5)$$

$$C_Score_{it} = \gamma_4 = \lambda_1 + \lambda_2 SIZE_{it} + \lambda_3 M/B_{it} + \lambda_4 LEV_{it} \quad (6)$$

ここで、 G_Score_{it} は、企業*i*社の*t*期における経済的グッド・ニュースに対する会計利益の適時性であり、Basu (1997)の(3)式の係数 γ_3 に該当する。 C_Score_{it} は、企業*i*社の*t*期における経済的バッド・ニュースに対する会計利益の増分的適時性であり、Basu (1997)の(3)式の係数 γ_4 に該当する。

企業・年の条件付保守主義尺度を推計する手順は次のとおりである。はじめに、①日本の株式市場に上場している企業、②決算月数が12か月である企業、③金融業に該当しない企業、④純資産簿価がマイナスではない企業、⑤(4)式の推計に必要な変数が入手可能な企業、⑥それぞれの決算において推計に用いる変数(ダミー変数を除く)について上下1%に含まれない企業の6つの要件を満たす同年同月決算の企業をサンプルとして抽出し、(4)式を推計した。次に、推計した係数 $\hat{\lambda}_i$ 、 $i=1\sim 4$ を用いて、それぞれの企業・年について、3つの企業特性を(7)式に代入し、 C_Score_{it} を算定した。 C_Score_{it} は、当該企業・年の条件付保守主義の程度を捉えており、この値が大きいほど、条件付保守主義の程度が高いことを示している。

$$C_Score_{it} = \hat{\lambda}_1 + \hat{\lambda}_2 SIZE_{it} + \hat{\lambda}_3 M/B_{it} + \hat{\lambda}_4 LEV_{it} \quad (7)$$

なお、この尺度には、ノイズが生じることが知られている。そこで、ノイズを緩和するために、先行研究に準拠して、基準化した値をそれぞれの変数として用いた(Zhang 2008; Ishida and Ito 2014; 中野ほか2017)。基準化の手順は、次のとおりである。はじめに、 C_Score_{it} を決算年月ごとに昇順で順位づけし、次に、その順位を当該決算年月の観測数で除し、 $CCON_{it}$ とした。 $CCON_{it}$ は、ゼロに近い値から1までの値をとり、値が大きいほど、

条件付保守主義の程度が高いことを意味している。

3.3 無条件保守主義尺度の推計と基準化

また、無条件保守主義尺度の推計には、Beaver and Ryan (2000)の(8)式を用いた (Ahmed et al. 2002 ; Ishida and Ito 2014 ; 薄井 2004 ; 中野ほか 2017)。

$$BTM_{it} = \alpha_t + \alpha_i + \sum_{j=0}^6 \beta_j R_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

ただし、

$$BTM = \text{純資産簿価時価比率 (＝純資産簿価／株式時価総額)}$$

この(8)式によれば、純資産簿価時価比率は、時間効果 (time effect)、企業効果 (firm effect)、及びラグ要素 (lag component) で説明される。(8)式の右辺のうち、 α_t が時間効果、 α_i が企業効果、第3項がラグ要素を示している。このうち、企業効果 α_i が純資産簿価時価比率の持続的なバイアス要素 (bias component) であり、無条件保守主義の程度を捉えているとされる。本稿でも、無条件保守主義の尺度として、企業効果 α_i を用いることとする。

なお、企業効果 α_i の推計には一定の推計期間が必要となる。そこで、Ishida and Ito (2014)に倣い、5年間とした。すなわち、 t 期時点での無条件保守主義の程度を推計するために、 $t-4$ 期から t 期までの5年間のデータを用いた。そして、薄井 (2004) を参考に、①日本の株式市場に上場している企業、②決算月数が12か月である企業、③金融業に該当しない企業、④純資産簿価がマイナスではない企業、⑤BTMが4以下の企業、⑥Rが3以下の企業、⑦(8)式の推計に必要な変数が入手可能な企業⁶の7つの要件を満たす同年同月決算の企業をサンプルとして抽出し、(8)式を推計した。企業効果 α_i は、その値が大きいほど、無条件保守主義の程度が低いことを示している。そこで、企業効果 α_i の値が大きいほど、無条件保守主義の程度が高いことを示すようにするため、 α_i に-1を乗じた値を無条件保守主義水準尺度 (BR_{it}) とした。さらに、 t 期における無条件保守主義の変動を捉えるために、 t 期末と $t-1$ 期末の無条件保守主義水準尺度の差を算出し、無条件保守主義変動尺度 (ΔBR_{it}) とした。

これらの尺度についても、条件付保守主義尺度と同様の手順で、基準化を行った。 BR_{it} と ΔBR_{it} を基準化した値を、それぞれ、 $UCON_{it}$ と $\Delta UCON_{it}$ とした。これらの変数も、 $CCON_{it}$ と同様に、ゼロに近い値から1までの値をとり、値が大きいほど、期末時点における無条件保守主義の程度、及び無条件保守主義の程度の当期中における変動が高いことを意味している。

3.4 サンプル

本稿は、2001年から2011年までの会計情報の保守主義の程度を分析対象とし、また説明変数に当期と前期における業績変化を加えていることから、2002年から2011年までを対象期間として、会計利益の変化と経営者報酬の変化の連動性、及びそれに対する保守主義の影響を分析する。そこで、①日本の株式市場に上場している企業、②決算月数が12か月である企業、③金融業に該当しない企業、④役員報酬データがゼロ (あるいは非開示) でない企業、⑤分析に必要な変数が入手可能な企業、⑥役員数の変動がなかった企業⁷、⑦ダミー変数を除く各変数について上下1%に含まれない企業の7つの条件を満たす8,959企業・年を本稿のサンプルとした。

⁶ より具体的には、後述のように、 t 期における無条件保守主義の変動を測定するために、 $t-1$ 期と t 期で(8)式の推計に必要な変数がそろった企業をサンプルの条件とした。

⁷ 経営者報酬の成長率が2以上あるいは0.5未満ではない企業を、役員数の変動がなかった企業とした (乙政・椎葉 2009)。なお、これらの企業をサンプルに含めた場合でも、分析結果に大きな変化はなかった。

4 分析結果

4.1 記述統計量と相関係数

表1は、本稿のサンプルにかかる変数の記述統計量を示している。 $\Delta \ln(\text{COMP})$ の平均値は負の値であり、経営者報酬の減額が行われた期間であったと推察される。これに対し、業績指標である ΔNI_t とそのラグ変数 ΔNI_{t-1} の

表1 記述統計量 (N=8,959)

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
$\Delta \ln(\text{COMP})_t$	-0.014	0.175	-0.542	-0.114	-0.008	0.084	0.506
ΔNI_t	0.002	0.029	-0.112	-0.009	0.002	0.013	0.139
CCON_t	0.492	0.269	0.013	0.264	0.489	0.720	0.984
ΔUCON_t	0.493	0.273	0.011	0.257	0.490	0.725	0.987
UCON_t	0.470	0.270	0.011	0.237	0.458	0.695	0.984
ΔNI_{t-1}	0.002	0.031	-0.120	-0.009	0.002	0.013	0.151
CCON_{t-1}	0.491	0.270	0.015	0.260	0.488	0.720	0.983
ΔUCON_{t-1}	0.493	0.273	0.012	0.258	0.489	0.727	0.987
UCON_{t-1}	0.468	0.269	0.011	0.235	0.454	0.692	0.984

(注) 変数の定義は下記のとおり。

$\Delta \ln(\text{COMP})$	=	経営者報酬(役員報酬+役員賞与+役員賞与引当金繰入額)の自然対数の変化(=当期経営者報酬の自然対数-前期経営者報酬の自然対数)
ΔNI	=	純利益の変化(=(当期純利益-前期純利益)/前期末資産合計)
CCON	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
ΔUCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度

表2 相関係数 (N=8,959)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
[1] $\Delta \ln(\text{COMP})_t$	1.000								
[2] ΔNI_t	0.035	1.000							
[3] CCON_t	-0.013	-0.002	1.000						
[4] ΔUCON_t	0.014	0.018	-0.123	1.000					
[5] UCON_t	0.021	0.016	-0.213	0.106	1.000				
[6] ΔNI_{t-1}	0.209	-0.255	-0.032	0.014	0.025	1.000			
[7] CCON_{t-1}	-0.017	0.009	0.189	-0.107	-0.180	-0.016	1.000		
[8] ΔUCON_{t-1}	0.003	0.027	-0.165	0.610	0.235	0.042	-0.126	1.000	
[9] UCON_{t-1}	0.023	0.007	-0.191	-0.045	0.975	0.026	-0.160	0.153	1.000

(注) 変数の定義は表1の注を参照。

平均値は、それぞれ、0.002であり、前期に比べ当期の純利益が大きい値であったことがわかる。会計上の保守主義に関する変数は、基準化の手続きによりゼロに近い値から1の間の値となっており、値が大きいほど保守主義の程度が高いことを示している。記述統計量では、CCON、 $\Delta UCON$ 、及びUCONは、最小値と最大値から保守主義の程度を測定できた企業・年がおおよそ偏りなくサンプルに含まれていることがわかる。

表2は、各変数間の相関係数を示している。 ΔNI_t とそのラグ変数 ΔNI_{t-1} は、 $\Delta \ln(\text{COMP})$ と正に相関しており、予想と整合的に、純利益が高くなると経営者報酬も高くなっていることを示している。また、 $\Delta \ln(\text{COMP})$ と ΔNI_t との相関係数が0.035であったのに対し、 ΔNI_{t-1} との相関係数は0.209であった。すなわち、当期の経営者報酬の変化は、当期の純利益の変化よりも、前期の純利益の変化と高い相関であった。

4.2 推計結果

表3は、重回帰モデル(1)式と(2)式の最小二乗法(OLS)による推計結果を示している。(1)式は、会計利益と経営者報酬の連動性を分析しており、 ΔNI_t と ΔNI_{t-1} の係数が、予想と整合的に、1%水準で有意な正の値であることを示している。これらの結果は、先行研究と同様に、 ΔNI が高いほど経営者報酬が増加する関係であることを示唆している。

表3 重回帰モデルの推計結果

被説明変数	$\Delta \ln(\text{COMP})_t$				
	重回帰モデル	(1)式	(2)式		
説明変数	予想 符号		CCON	$\Delta UCON$	UCON
Constant		0.001 (0.905)	0.008 (0.453)	0.001 (0.957)	-0.005 (0.623)
ΔNI_t	[+]	0.471 (0.000)***	0.636 (0.000)***	0.578 (0.000)***	0.683 (0.000)***
CON_t			-0.007 (0.278)	0.015 (0.067)*	-0.010 (0.740)
$\Delta NI_t \times CON_t$	[+]		-0.324 (0.177)	-0.201 (0.371)	-0.421 (0.087)*
ΔNI_{t-1}	[+]	1.170 (0.000)***	1.509 (0.000)***	1.314 (0.000)***	1.535 (0.000)***
CON_{t-1}			-0.009 (0.195)	-0.013 (0.103)	0.021 (0.465)
$\Delta NI_{t-1} \times CON_{t-1}$	[+]		-0.661 (0.008)***	-0.272 (0.230)	-0.740 (0.003)***
INDUSTRY		YES	YES	YES	YES
YEAR		YES	YES	YES	YES
N		8,959	8,959	8,959	8,959
Adj. R ²		0.078	0.079	0.078	0.079

(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値を示している。

***, **, *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。

(2)式は、会計利益と経営者報酬との連動性に対する会計上の保守主義の影響を分析することを目的とし、純利益の変化と保守主義尺度の交差項 ($\Delta NI \times CON$) を説明変数に含めている。推計結果は、(1)式と同様に、 ΔNI_t と ΔNI_{t-1} の係数が有意な正の値であることを示している。また、 $\Delta NI \times CON$ の係数について、当期の変数 $\Delta NI_t \times CON_t$ の係数 γ_3 はおおそ統計的に有意ではなく、会計利益と経営者報酬の連動性に対して保守主義が影響を与えていることを示す結果は得られなかった。一方、前期の変数 $\Delta NI_{t-1} \times CON_{t-1}$ の係数 γ_6 は、無条件保守主義変動尺度 $\Delta UCON$ を用いた場合では統計的に有意ではなかったものの、条件付保守主義尺度 $CCON$ と無条件保守主義水準尺度 $UCON$ を用いた場合に有意な係数が確認された。ただし、その係数は予想とは対照的に負の値であった。この結果は、条件付保守主義の程度や期末時点での無条件保守主義の程度が高いほど、純利益の変化と経営者報酬の変化との連動性が低いことを示唆している。このことは、アメリカ企業を分析している Iyengar and Zampelli (2010)の分析結果とは整合的ではなく、日本企業では経営者報酬目的において保守主義が会計利益のウエイトを高めていることを示す証拠は得られなかった。

このような保守的会計の影響について、大橋 (2019) の分析結果が手がかりとなるであろう。大橋 (2019) は、会計上の保守主義が利益特性に与える影響を分析しており、分析の結果、条件付保守主義の程度が高いほど、純利益の持続性が低いことが示唆された。すなわち、経済的バッド・ニュースを適時的に会計利益に織り込む程度が高い企業では、純利益の計算において一時的な費用や損失が計上されるため、純利益やその変化は持続的ではないものとなる。そのため、経営者報酬を決定する際における純利益のウエイトは低いとの説明ができよう。ただし、無条件保守主義について、純利益の持続性を低くする影響は確認されておらず、会計利益と経営者報酬の連動性に対する無条件保守主義の影響に対して、この説明はあてはまらないであろう。なぜ、あるいはどのような状況で、保守的な会計による利益が、保守的ではない会計による利益に比べ、報酬決定に対してウエイトが低いのかは、今後の課題として検討していかなければならない。

5 本稿のまとめと今後の研究課題

本稿では、経営者報酬契約における会計上の保守主義の影響について、2002年から2011年を対象期間として、8,959企業・年を用いた分析を行った。はじめに、会計利益と経営者報酬との連動性を検証したところ、経営者報酬の変化に対して、当期と前期の純利益変化が統計的に有意な正の関係にあることが確認され、会計利益ベースの経営者報酬契約が設定されていることが示唆された。この結果は、2001年から2008年までをサンプル期間とした乙政・椎葉 (2009) と整合的であり、会計利益を考慮して報酬が決定されていることを含意している。

次に、会計利益と経営者報酬との連動性に対する会計上の保守主義の影響を分析したところ、条件付保守主義の程度や期末時点での無条件保守主義の水準が高いほど、経営者報酬変化に対する純利益変化のウエイトが低いことが示唆された。この分析結果は、アメリカ企業を対象とした Iyengar and Zampelli (2010)の結果と整合的ではなく、日本企業では、経営者報酬目的において純利益のウエイトを保守主義が高めていることを示す証拠は確認できなかった。このことは、日米企業で保守的会計の機能に異なる評価が行われていることを示唆している。なぜ相反する影響が確認されたのかについて、経営者報酬の決定プロセスや経営者報酬目的における保守主義の役割は今後探究していかなければならない。

最後に、本稿における研究課題を提示する。第一に、経営者報酬に関する変数について、本稿では現金報酬を対象としたが、ストック・オプションを採用する企業が多くなっていることから、報酬の枠組みに株式報酬を含

めた分析が必要であろう。第二に、経営者報酬の変化を説明する変数について、株式リターンを組み込む必要がある。経営者報酬が株価ベースの指標と会計ベースの指標とどのように連動しているかは、今後も検証していく必要がある。第三に、代替的測定モデルによる保守主義尺度を用いた分析が必要である。本稿の分析は、第3節で説明しているように、条件付保守主義と無条件保守主義の程度を測定する中で、株価や株式リターンを用いた市場ベースの尺度を用いている。一方で、Iyengar and Zampelli (2010)は、会計発生高ベースの保守主義尺度を用いており、この相違が分析結果の違いにつながっているのかもしれない。以上の点を踏まえ、経営者報酬契約における保守主義の影響について、今後も継続的な考察や検証が必要である。

引用文献

- [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] 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.
- [3] Basu, S. (1997) The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings, *Journal of Accounting and Economics* 24(1), 3-37.
- [4] Basu, S. (2001) Discussion of On the Asymmetric Recognition of Good and Bad News in France, Germany and the United Kingdom, *Journal of Business Finance & Accounting* 28(9-10), 1333-1349.
- [5] Beaver, W. H. and S. G. Ryan (2000) Biases and Lags in Book Value and their Effects on the Ability of the Book-to-Market Ratio to Predict Book Return on Equity, *Journal of Accounting Research* 38(1), 127-148.
- [6] Beaver, W. H. and S. G. Ryan (2005) Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling, *Review of Accounting Studies* 10(2), 269-309.
- [7] Brockman, P., T. Ma and J. Ye (2015) CEO Compensation Risk and Timely Loss Recognition, *Journal of Business Finance & Accounting* 42(1-2), 204-236.
- [8] 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.
- [9] Givoly, D., C. K. Hayn and A. Natarajan (2007) Measuring Reporting Conservatism, *The Accounting Review* 82(1), 65-106.
- [10] Ishida, S. and K. Ito (2014) The Effect of Accounting Conservatism on Corporate Investment Behavior, *International Perspectives on Accounting and Corporate Behavior*, edited by Ito, K. and M. Nakano, Springer, Chapter 3, 59-80.
- [11] 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.
- [12] Iyengar, R. J. and E. M. Zampelli (2010) Does Accounting Conservatism Pay?, *Accounting and Finance* 50(1), 121-142.
- [13] Joh, S. W. (1999) Strategic Managerial Incentive Compensation in Japan: Relative Performance Evaluation and Product Market Collusion, *The Review of Economics and Statistics* 81(2), 303-313.
- [14] Kaplan, S. N. (1994) Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the United States,

Journal of Political Economy 102(3), 510-546.

- [15] 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.
- [16] Liu, M. and M. Magnan (2016) Conditional Conservatism and the Yield Spread of Corporate Bond Issues, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 46(4), 847-879.
- [17] O'Connell, V. (2006) The Impact of Accounting Conservatism on the Compensation Relevance of UK Earnings, *European Accounting Review* 15(4), 627-649.
- [18] Pae, J., D. B. Thornton and M. Welker (2005) The Link between Earnings Conservatism and the Price-to-Book Ratio, *Contemporary Accounting Research* 22(3), 693-717.
- [19] Tan, L. (2013) Creditor Control Rights, State of Nature Verification, and Financial Reporting Conservatism, *Journal of Accounting and Economics* 55(1), 1-22.
- [20] Watts, R. L. (1993) A Proposal for Research on Conservatism, *Working Paper*, 1-24.
- [21] Watts, R. L. (2003) Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications, *Accounting Horizons* 17(3), 207-221.
- [22] White, H. (1980) A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica* 48(4), 817-838.
- [23] Wittenberg-Moerman, R. (2008) The Role of Information Asymmetry and Financial Reporting Quality in Debt Trading: Evidence from the Secondary Loan Market, *Journal of Accounting and Economics* 46(2-3), 240-260.
- [24] Xu, P. (1997) Executive Salaries as Tournament Prizes and Executive Bonuses as Managerial Incentives in Japan, *Journal of the Japanese and International Economies* 11(3), 319-346.
- [25] Zhang, J. (2008) The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers, *Journal of Accounting and Economics* 45(1), 27-54.
- [26] 薄井彰 (2004) 「株式評価における保守的な会計測定 of 経済的機能について」『金融研究』23(1), 127-159.
- [27] 薄井彰 (2015) 『会計制度の経済分析』中央経済社.
- [28] 大橋良生 (2019) 「会計上の保守主義と利益特性—利益の持続性と予測可能性—」『会津大学短期大学部研究紀要』(76), 45-66.
- [29] 乙政正太 (2004a) 『利害調整メカニズムと会計情報』森山書店.
- [30] 乙政正太 (2004b) 「個別会計情報と経営者報酬」須田一幸編著『会計制度改革の実証分析』同文館出版, 第4章 §1, 122-131.
- [31] 乙政正太・椎葉淳 (2009) 「業績連動報酬と会計情報の役割」『会計』176(3), 440-453.
- [32] 金森絵里 (2009) 「会計保守主義の二分化と排除不可能性」『立命館経営学』(立命館大学) 47(5), 177-192.
- [33] 桜井久勝 (2018) 『財務会計講義<第19版>』中央経済社.
- [34] 首藤昭信 (2002) 「経営者報酬制度における相対業績評価に関する実証分析」『専修大学会計学研究所報』(専修大学会計学研究所) (6), 1-28.
- [35] 首藤昭信 (2003) 「連結会計情報が経営者報酬制度に与えた影響に関する実証分析」『専修大学会計学研究所報』(専修大学会計学研究所) (9), 1-21.
- [36] 首藤昭信 (2004a) 「産業特性が経営者報酬と企業業績の関係に与える影響」『会計学研究』(専修大学会計学研究所) (30), 47-89.

- [37] 首藤昭信 (2004b) 「連結会計情報と経営者報酬」 須田一幸編著『会計制度改革の実証分析』同文館出版, 第4章 §2, 132-144.
- [38] 須田一幸 (2000) 『財務会計の機能—理論と実証』白桃書房.
- [39] 高田知実 (2008) 「保守主義の指標相互における関連性分析」『現代ディスクロージャー研究』8, 65-74.
- [40] 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.
- [41] 中村亮介 (2008) 「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.
- [42] 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』(帝京大学経済学会) 43(1), 119-128.

謝辞

本稿は博士論文に基づくものであり、博士論文の作成にあたっては、東北大学の先生方をはじめ、多くの方々からご指導やご助言をいただきました。紙幅の関係上、先生方のお名前をあげることはできませんが、ここに記して深く感謝申し上げます。

