

# 会社機関の特徴と会計上の保守主義

大橋 良生<sup>※</sup>

## 要 旨

本稿では、企業経営を監査・監督する会社機関の特徴と会計上の保守主義との関連性を分析した。分析の結果、監査役会設置会社では、監査役会の規模、社外性、および会計専門性の特徴が保守主義と関連していることは確認できなかったものの、取締役会の特徴のうち社外性と保守主義との間に正の関係が確認された。また、監査等委員会設置会社では、監査等委員会の3つの特徴が保守主義に結びついていることが確認された。これらの分析結果は、厳格な経営モニタリングにおいて保守主義が利用されていることを示唆しており、先行研究と整合的に、ガバナンス・ツールとしての保守主義の有効性を含意している。

## 1. 本稿の目的

本稿の目的は、コーポレート・ガバナンスの観点から、企業経営を監査・監督する会社機関の特徴と会計上の保守主義との関連性を検証することである。具体的には、監査役会設置会社と監査等委員会設置会社を対象として、前者における監査役会と取締役会、および後者における監査等委員会の規模、社外性、および会計専門性の特徴が適時的な損失認識 (timely loss recognition) ともいわれる保守主義と関連しているか否かを分析する。

会計上の保守主義 (accounting conservatism) は、「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」(Basu 1997, p. 7) と解釈され、会計上の認識に要求され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) と捉えられている (Watts 2003, p. 208)。

会計上の保守主義には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が指摘されている (Ball 2001; Watts 2003)。Watts (2003, pp. 212-213) は、経営者報酬契約と債務契約の観点から、次の保守主義の機能や効

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、過大な経営者報酬の支払いの回避に役立つことが期待される。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・リスクの抑制による利子率の低減や償還期間の長期化などの効果が期待される。これらの機能は、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貢献する可能性を示唆している。

さらに、保守主義には、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ことが期待される (Ball 2001; Watts 2003)。正味現在価値がマイナスである非効率な投資事業であっても、経営者の在任期間に当期利益や私的便益をもたらすことで実施・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。保守的会計は、事業投資の失敗が実現する

※ 青森公立大学非常勤講師・会津大学短期大学部准教授

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、また初期投資に慎重になり、正味現在価値がプラスの投資事業を選択すると考えられる。このことは、保守主義が株主価値や企業価値の向上の寄与する可能性を示唆している。

以上の保守主義の機能や効果を前提とすれば<sup>1)</sup>、会計上の保守主義は企業ガバナンスの有効なツールとなる。そこで、先行研究では、諸外国企業を中心として、企業経営を監査・監督する会社機関の特徴と保守主義との関連性が検証されている。たとえば、企業ガバナンスの全体的な水準や、それを支える独立性、専門性、および規模などの取締役会の特徴が保守主義に与える影響が分析されている(Beekes et al. 2004; Ahmed and Duellman 2007; Garcia 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、日本企業の特徴的な会社機関である監査役会を考慮した分析が行われている(中村2008b; 首藤・岩崎2009)。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、概ね強いガバナンスがより高い保守主義と関連していることが確認されている。このことは、保守主義が経営モニタリングに利用されており、そのガバナンス・ツールとしての有効性を示唆しているといえよう。

これらの先行研究に対する本稿の特徴は次の2点である。第一に、コーポレートガバナンス・コード発効後の監査役会設置会社を対象とし、先行研究で検証されている社外性・独立性と専門性に加え、会社機関の規模を分析に加えていることである。第二に、2015年施行の改正会社法で導入された監査等委員会設置会社を分析対象に加えたことである。

本稿の主たる発見事項は次の3点である。第一に、監査役会設置会社では、監査役会の規模、社外性、および会計専門性が保守主義と関連していることは確認できなかった。第二に、監査役会設置会社における取締役会については、規模と会計専門性では関連性を確認できなかった

ものの、社外性が保守主義を高めていることが示唆された。第三に、監査等委員会設置会社では、監査等委員会の規模が大きい企業、社外性が高い企業、および会計専門性が高い企業において、保守的な会計報告が行われていることが示唆された。これらの結果は、先行研究と整合的に、ガバナンス・ツールとしての保守主義の有効性を支持する証拠といえよう。

本稿の構成は、以下のとおりである。第2節ではガバナンス形態と先行研究を確認し、本稿における仮説を設定する。第3節で分析方法を説明し、第4節で分析結果を提示する。第5節では本稿のまとめと今後の課題を述べる。

## 2. ガバナンス形態と仮説の設定

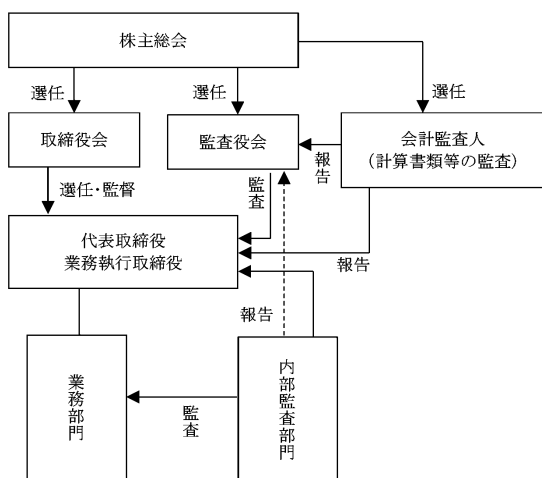
本節では、はじめに、監査役会設置会社と監査等委員会設置会社のガバナンス形態を確認し、続いてコーポレート・ガバナンスと保守主義との関連性を検証している先行研究の指摘を整理し、本稿の仮説を設定する。

### 2.1 監査役会設置会社と監査等委員会設置会社

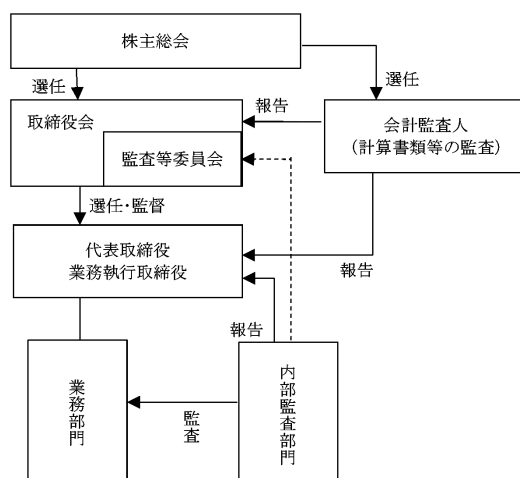
図表1は、大会社に一般的な監査役会設置会社と監査等委員会設置会社の体制図を示している(箱田・安田2015)。監査役会設置会社では、株主総会で選任された取締役全員と監査役全員で、それぞれ取締役会と監査役会を組織する。取締役会では代表取締役および任意に業務執行取締役が選任され、また代表取締役を含めた取締役の職務執行を相互に監督する構造になっている。なお、コーポレートガバナンス・コード(2015年6月発効)は、「独立社外取締役は会社の持続的な成長と長期的な企業価値の向上に寄与するように役割・責務を果たすべきであり、上場会社はそのような資質を十分に備えた独立社外取締役を少なくとも2名以上選任すべきである。」(原則4-8)としており<sup>2)</sup>、従前よりも厳格な監督が期待される構造となっている。一方、監査役会は、大会社では監査役3名以上(半数以上は社外監査役)で組織され、全取締役の職務執行を監査する。監査役は株主の負託を

図表 1 監査役会設置会社と監査等設置会社の体制図

(A) 監査役会設置会社（大会社のケース）



(B) 監査等委員会設置会社



（出所）箱田・安田（2015）『社外取締役・監査役の実務－企業価値向上を目指す経営モニタリングの基礎と実践－』同文館出版，p. 28, 31（一部改）。

受けた独立の機関として、業務監査と会計監査を行い、会社が社会の信頼に応えながら健全にかつ持続的に成長していくためのコーポレート・ガバナンスを実効的に機能させる中心的役割を担っている（箱田・安田2015, p. 49）。

一方、監査等委員会設置会社では、株主総会で監査等委員会の委員である取締役（以下、監査等委員）とそれ以外の取締役が区別されて選任される。監査等委員は3人以上（過半数は社外取締役）で、監査等委員全員で監査等委員会を組織する。（監査等委員を含む）取締役全員で組織される取締役会で代表取締役および任意に業務執行取締役を選任して監督する。監査等委員会の主たる役割は取締役の職務執行の監査・監査報告等であり、また、監査等委員には、非業務執行取締役・使用人・子会社の執行役等の兼務不可等の独立性の規制が設けられている（箱田・安田2015, p. 30）。

本稿の関心は、経営の執行を監査・監督する機関である監査役会設置会社における監査役会と取締役会、および監査等委員会設置会社においてその中心的役割を担う監査等委員会が、経営モニタリングに保守的会計を用いているかにある。もし厳格なモニタリングにつながると考えられる特徴を有する会社機関と保守主義との

間に統計的に有意な正の関連性が確認されれば、経営モニタリングに保守的会計が用いられており、ガバナンス・ツールとしての保守主義の有効性を示唆することになる。

## 2.2 仮説の設定

本項では本稿で検証する会社機関の特徴である規模、社外性、および会計専門性と保守主義との関連性を検証している先行研究をレビューし<sup>3)</sup>、仮説を設定する。

Lim（2011）やAhmed and Henry（2012）では、取締役会規模と保守主義との関連性が検証されている<sup>4)</sup>。大規模な取締役会では、より経験豊富な取締役が在籍し、また自身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（Lim 2011, p. 1011）、効果的な取締役会は保守的会計を採用するはずであるとの予想が示されている。

Beeks et al.（2004）、Ahmed and Duellman（2007）、および首藤・岩崎（2009）では、取締役会の社外性・独立性と保守主義との関連性が検証されている<sup>5)</sup>。取締役会は、一般的に、内部取締役と社外取締役から構成される。業務執行に関与しない社外取締役や、社外取締役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経営者のモニタリングが可能になると期待され、厳格なモニタリングの中で、保守主義の適用が要求されると予想されている。

Krishnan and Visvanathan(2008)や首藤・岩崎(2009)では、取締役・監査役の会計専門性と保守主義との関連性が検証されている<sup>6)</sup>。保守主義の機能や効果に関連して、会計や財務に関する知識が必要とされる。そこで、取締役・監査役が、公認会計士・税理士の資格や最高財務責任者(CFO)の経験を有するなど、会計専門性を備えている場合には、保守的会計を要求すると予想されている。

以上の先行研究の指摘に基づいて、本稿では、企業経営の監査・監督を担う監査役会、取締役会および監査等委員会にあてはめ、下記の仮説を設定する。

**仮説：**規模の大きい／社外性の高い／会計専門性の高い会社機関を有する企業では、保守主義の程度が高い。

### 3. 分析方法

#### 3.1 重回帰モデル

本稿では、保守主義の程度を測定するために、多くの先行研究で利用されている次のBasu(1997)モデル(1)を用いる(添え字*i*は企業を、*t*は年を示している)。

$$E_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 R_{it} \cdot DR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、*E*は会計利益(当期純利益÷前期末株式時価総額)、*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をとるダミー変数、 $\varepsilon$ は誤差項である。*R*は経済的ニュースの代理変数であり、係数  $\beta_2$  はプラスの株式リターン(すなわち、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  $\beta_3$  はマイナスの株式リターン(すなわち、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  $\beta_3$  の値が大きいほど、会計利益がより経済的バッド・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、上記の仮説を検証するために、このBasu(1997)モデルに、企業経営を監査・監督する会社機関の特徴を代理する変数とコントロール変数を加えた重回帰モデル(2)を設定する。

$$\begin{aligned} E_{it} = & \alpha_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 R_{it} \cdot CG_{it-1} + \\ & \beta_4 R_{it} \cdot MTB_{it-1} + \beta_5 R_{it} \cdot LEV_{it-1} + \\ & \beta_6 R_{it} \cdot SIZE_{it-1} + \beta_7 R_{it} \cdot DR_{it} + \\ & \beta_8 R_{it} \cdot DR_{it} \cdot CG_{it-1} + \beta_9 R_{it} \cdot DR_{it} \cdot \\ & MTB_{it-1} + \beta_{10} R_{it} \cdot DR_{it} \cdot LEV_{it-1} + \\ & \beta_{11} R_{it} \cdot DR_{it} \cdot SIZE_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

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  $\beta_8$  にある。係数  $\beta_8$  が統計的に有意な正の値であれば、当該会社機関の特徴が保守主義の程度を高めていることを示唆することとなる。

なお、*CG*には以下の変数が挿入される。監査役会に関する変数として、監査役会規模*S\_ASB*(監査役会人数÷資産合計の自然対数)、社外監査役比率*O\_ASB*(社外監査役人数÷監査役会人数)、会計専門家監査役比率*A\_ASB*(公認会計士あるいは税理士である監査役人数÷監査役会人数)を利用する。取締役会に関する変数として、取締役会規模*S\_BD*(取締役会人数÷資産合計の自然対数)、社外取締役比率*O\_BD*(社外取締役人数÷取締役会人数)、会計専門家取締役比率*A\_BD*(公認会計士あるいは税理士である取締役人数÷取締役会人数)を利用する。監査等委員会に関する変数として、監査等委員会規模*S\_ASC*(監査等委員会人数÷資産合計の自然対数)、社外監査等委員比率*O\_ASC*(社外監査等委員人数÷監査等委員会人数)、会計専門家監査等委員比率*A\_ASC*(公認会計士あるいは税理士である監査等委員人数÷監査等委員会人数)を使用する。

また、コントロール変数として、純資産時価簿価比率*MTB*(株式時価総額÷純資産合計)、負債比率*LEV*(負債合計÷株式時価総額)、企業規模*SIZE*(株式時価総額の自然対数)を重回帰モ



デルに追加している (Khan and Watts 2009)。Roychowdhury and Watts (2007) では、MTBが高い企業は、会計上の資産が低く評価されており、当期の経済的バッド・ニュースを反映する程度が限定的であると考えられ、保守主義とは負の関係にあることが指摘されている。また、LEVが高い企業では、負債契約、訴訟および課税の観点から、保守主義の程度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、保守主義の程度は低くなると考えられる (Khan and Watts 2009)。すなわち、係数  $\beta_9$  と  $\beta_{11}$  は負の符号、係数  $\beta_{10}$  は正の符号となることが予想される。

### 3.2 サンプルとデータ

本稿は、企業経営を監査・監督する会社機関の特徴が、保守主義と関連しているか否かを検証することを目的としている。そこで、日本企業の伝統的なガバナンス形態である監査役会設置会社と、2015年施行の改正会社法により導入された監査等委員会設置会社を分析対象とし<sup>7)</sup>、また、2016年3月期を分析期間とした<sup>8)</sup>。

具体的には、2016年3月31日における日経500種平均株価の構成銘柄登録の監査役会設置会社470社、および『役員四季報2016年版』(東洋経済新報社) 発行時点で監査等委員会設置会社へ移行した上場企業191社のうち、以下の条件に合致する企業である<sup>9)</sup>。(1) 金融業に該当しない企業、(2) 決算月数が12か月である企業、(3) 3月決算である企業、(4) 財務諸表が日本基準で作成されている企業、(5) 分析に必要なデータが入手可能な企業、(6) E, R, MTB, LEVおよびSIZEについて上下1%に含まれない企業。この(1)から(6)の条件に合致したサンプルは、監査役会設置会社が266社、監査等委員会設置会社が142社である。

分析に用いるデータについて、財務データと株価データは、それぞれ、『財務データ・ダイジェスト版』と『株価CD-ROM』(いずれも東洋経済新報社) から収集し、監査役・取締役に関するデータは『役員四季報2016年版』より手入力で収集した。

## 4. 分析結果

### 4.1 記述統計量と相関係数

図表2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<sup>10)</sup>。パネルAは監査役会設置会社266社、パネルBは監査等委員会設置会社142社の記述統計量である。

はじめに、監査役会設置会社についてみると、監査役会は3名から7名で構成されており(平均値4.36名)、企業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(S\_ASB)の平均値は0.327であった。また、監査役会における社外監査役の割合(O\_ASB)と会計専門家の割合(A\_ASB)の平均値は、それぞれ61.4%と10.8%であった。一方、取締役会は4名から30名で構成されており(平均値10.77名)、S\_BDの平均値は0.802であった。また、取締役会における社外取締役の割合(O\_BD)と会計専門家の割合(A\_BD)の平均値は、それぞれ、22.0%と0.6%であった。

次に、監査等委員会設置会社についてみると、監査等委員会は3名から6名で構成され(平均値3.28名)、S\_ASCの平均値は0.326であった。また、監査等委員会における社外取締役の割合(O\_ASC)と会計専門家の割合(A\_ASC)の平均値は、それぞれ、74.2%と20.0%であった。

図表3は、パネルAに監査役会設置会社266社、パネルBに監査等委員会設置会社142社にかかる変数間の相関係数を示している。ピアソン相関係数をみていくと、両サンプルにおいて、EとRとの間には正の相関(0.202と0.172)、EとDRとの間には負の相関(-0.114と-0.092)であった。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、会計利益が部分的には株式リターンに含まれている情報を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等)。

### 4.2 監査役会設置会社・監査役会の特徴と保守主義

図表4は、監査役会設置会社サンプルを対象に、CGに監査役会の特徴を挿入した重回帰モデルの推計結果を示している。

図表 2 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
Panel A : 監査役会設置会社サンプル (N=266)							
E	0.051	0.070	-0.601	0.038	0.058	0.076	0.204
R	-0.093	0.210	-0.577	-0.255	-0.091	0.050	0.423
DR	0.677	0.469	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
MTB	1.499	0.944	0.473	0.876	1.291	1.787	8.161
LEV	1.199	1.096	0.056	0.411	0.888	1.656	6.524
SIZE	12.84	0.984	10.58	12.14	12.80	13.52	15.27
S_ASB	0.327	0.048	0.215	0.298	0.322	0.353	0.528
O_ASB	0.614	0.120	0.500	0.500	0.600	0.667	1.000
A_ASB	0.108	0.137	0.000	0.000	0.000	0.250	0.500
S_BD	0.802	0.248	0.310	0.637	0.764	0.931	2.230
O_BD	0.220	0.103	0.000	0.154	0.200	0.273	0.714
A_BD	0.006	0.026	0.000	0.000	0.000	0.000	0.167
Panel B : 監査等委員会設置会社サンプル (N=142)							
E	0.074	0.073	-0.290	0.043	0.074	0.102	0.345
R	-0.037	0.334	-0.651	-0.226	-0.083	0.021	1.839
DR	0.725	0.448	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
MTB	1.205	1.072	0.320	0.582	0.879	1.434	7.321
LEV	1.289	1.236	0.065	0.377	0.897	1.808	7.586
SIZE	9.427	1.342	6.571	8.435	9.180	10.10	14.00
S_ASC	0.326	0.055	0.217	0.291	0.316	0.355	0.548
O_ASC	0.742	0.128	0.600	0.667	0.667	0.750	1.000
A_ASC	0.200	0.201	0.000	0.000	0.250	0.333	0.667

(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), S\_ASB = 監査役会規模 (監査役会人数÷資産合計の自然対数), O\_ASB = 社外監査役比率 (社外監査役人数÷監査役会人数), A\_ASB = 会計専門家監査役比率 (公認会計士あるいは税理士である監査役人数÷監査役会人数), S\_BD = 取締役会規模 (取締役会人数÷資産合計の自然対数), O\_BD = 社外取締役比率 (社外取締役人数÷取締役会人数), A\_BD = 会計専門家取締役比率 (公認会計士あるいは税理士である取締役人数÷取締役会人数), S\_ASC = 監査等委員会規模 (監査等委員会人数÷資産合計の自然対数), O\_ASC = 社外監査等委員比率 (社外監査等委員人数÷監査等委員会人数), A\_ASC = 会計専門家監査等委員比率 (公認会計士あるいは税理士である監査等委員人数÷監査等委員会人数)。

図表 3 相関係数

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
Panel A : 監査役会設置会社サンプル (N=266)												
[1] E		0.268	-0.204	-0.108	0.189	-0.141	0.128	-0.109	-0.055	0.062	-0.099	-0.009
[2] R	0.202		-0.810	0.029	0.082	-0.052	0.064	0.048	0.068	0.144	-0.076	0.030
[3] DR	-0.114	-0.787		-0.006	-0.138	0.092	-0.096	-0.067	-0.007	-0.111	0.071	-0.062
[4] MTB	0.043	0.037	-0.014		-0.555	0.404	-0.060	0.141	0.192	-0.047	0.087	0.010
[5] LEV	-0.038	0.087	-0.099	-0.417		-0.247	0.002	-0.064	-0.305	0.210	-0.166	-0.040
[6] SIZE	0.058	-0.040	0.078	0.371	-0.199		-0.066	0.056	0.001	0.137	0.018	-0.091
[7] S_AS	0.096	0.044	-0.093	-0.078	0.044	-0.051		0.019	-0.132	0.152	0.017	-0.037
[8] O_AS	-0.067	0.065	-0.086	0.200	-0.086	0.049	-0.109		0.072	0.136	-0.010	0.054
[9] A_AS	0.051	0.088	-0.008	0.233	-0.248	0.013	-0.106	0.177		-0.142	0.090	0.135
[10] S_BD	0.109	0.132	-0.094	-0.071	0.176	0.127	0.116	0.079	-0.140		-0.416	-0.025
[11] O_BD	-0.068	-0.043	0.075	0.155	-0.142	0.025	0.033	0.036	0.091	-0.382		0.081
[12] A_BD	-0.025	0.026	-0.058	-0.018	-0.072	-0.085	-0.020	0.027	0.140	-0.063	0.139	
Panel B : 監査等委員会設置会社サンプル (N=142)												
[1] E		0.246	-0.095	-0.168	0.282	-0.061	-0.160	-0.071	0.038			
[2] R	0.172		-0.773	-0.017	0.118	0.024	-0.045	-0.088	0.031			
[3] DR	-0.092	-0.695		-0.141	-0.001	-0.107	0.057	0.018	0.050			
[4] MTB	-0.166	-0.034	-0.060		-0.536	0.298	0.243	0.002	-0.223			
[5] LEV	-0.034	0.089	0.013	-0.326		-0.322	-0.269	-0.075	0.207			
[6] SIZE	-0.005	0.002	-0.126	0.156	-0.305		-0.281	0.072	-0.046			
[7] S_ASC	-0.102	0.036	0.096	0.232	-0.171	-0.217		0.199	-0.198			
[8] O_ASC	-0.066	0.020	0.013	-0.084	-0.024	-0.033	0.085		-0.040			
[9] A_ASC	-0.030	0.015	0.034	-0.216	0.157	-0.020	-0.191	-0.001				

(注) 変数の定義は図表 2 の注を参照。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。

はじめに、本稿の関心である $R \cdot DR \cdot CG$ の係数 $\beta_8$ をみると、監査役会規模 $S\_ASB$ 、社外監査役比率 $O\_ASB$ 、および会計専門家監査役比率 $A\_ASB$ のいずれも有意な値ではなく、これらの特徴が保守主義の程度に影響を与えていることを示唆する統計的証拠は確認できなかった。監査役会における公認会計士あるいは税理士である独立性の高い<sup>1)</sup>監査役の構成割合が保守主義と正に関連していることを提示している首藤・岩崎(2009)の分析結果と比較すると、本稿の結果は、分析上、会計専門家について必ずしも(社外性を含む)独立性を前提としていないことに起因すると考えられる。すなわち、会計専門家である監査役が企業経営のモニタリングの中で保守主義の適用を要求するには、高い独立性を有していることが前提となることが推察される。

次に、定数項 $\alpha_0$ の推計結果をみると、いずれの重回帰モデルでも有意な正の値であった。保守主義の下では、当期の会計利益は過去の経済的グッド・ニュースを反映するため、 $\alpha_0$ は正の値となることが想定されており、本稿の結果は、保守的な利益報告が行われていることを示唆し

ている。

最後に、コントロール変数に関する係数 $\beta_9$ 、 $\beta_{10}$ および $\beta_{11}$ をみると、いずれも有意な値ではなく、保守主義との関連性は確認できなかった。

#### 4.3 監査役会設置会社・取締役会の特徴と保守主義

図表 5 は、監査役会設置会社サンプルを対象に、 $CG$ に取締役会の特徴を挿入した重回帰モデルの推計結果を示している。

はじめに、本稿の関心である $R \cdot DR \cdot CG$ の係数 $\beta_8$ をみると、取締役会規模 $S\_BD$ と会計専門家取締役比率 $A\_BD$ のいずれも有意な値ではなく、これらの特徴と保守主義との関連性を示唆する統計的証拠は確認できなかった。一方で、社外取締役比率 $O\_BD$ は10%水準で有意な正の値であった。これは、社外取締役の割合が高い取締役会の企業で保守的な利益報告が行われていることを示唆している。独立性の高い社外取締役の構成割合が高いと保守主義の程度が高いことを示している首藤・岩崎(2009)と同様の結果が得られたことから、本稿のサンプルにおける社外取締役の独立性の高さが推察される。すなわち、

図表 4 重回帰モデルの推計結果（監査役会設置会社・監査役会）

従属変数	独立変数	予想 符号	E		
			S_ASC	O_ASC	A_ASC
Constant			0.049 (0.027)**	0.049 (0.027)**	0.048 (0.030)**
DR			0.019 (0.417)	0.019 (0.423)	0.019 (0.411)
R		+	-0.399 (0.343)	-0.275 (0.435)	-0.308 (0.342)
R・CG		—	0.129 (0.791)	-0.113 (0.213)	-0.140 (0.322)
R・MTB		+	-0.032 (0.184)	-0.023 (0.371)	-0.026 (0.290)
R・LEV		—	0.024 (0.335)	0.027 (0.281)	0.024 (0.320)
R・SIZE		+	0.037 (0.152)	0.035 (0.208)	0.034 (0.186)
R・DR		+	0.559 (0.344)	0.261 (0.575)	0.311 (0.508)
R・DR・CG		+	-0.514 (0.410)	0.147 (0.442)	0.159 (0.423)
R・DR・MTB		—	0.014 (0.643)	0.002 (0.949)	0.005 (0.865)
R・DR・LEV		+	0.035 (0.514)	0.037 (0.498)	0.040 (0.475)
R・DR・SIZE		—	-0.034 (0.334)	-0.030 (0.405)	-0.029 (0.403)
Adj. R <sup>2</sup>			0.049	0.046	0.046
N			266	266	266

（注）変数の定義は図表 2 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。

コーポレートガバナンス・コードの発効を受け、独立性の高い社外取締役が選任されており、経営モニタリングを行う中で、保守的な会計報告が要求されていると推察される。

また、定数項  $\alpha_0$  やコントロール変数に関する 3 つの係数は、前項の推計結果と同様であった。すなわち、過去の経済的グッド・ニュースを反映した利益が報告されていることが示唆された一方で、純資産時価簿価比率 MTB、負債比率 LEV、企業規模 SIZE が保守主義と関連していることを示す証拠は確認できなかった。

#### 4.4 監査等委員会設置会社・監査等委員会の特徴と保守主義

図表 6 は、監査等委員会設置会社サンプルを対象に、CG に監査等委員会の特徴を挿入した重回帰モデルの推計結果を示している。

はじめに、本稿の関心である R・DR・CG の係数  $\beta_8$  をみると、監査等委員会規模 S\_ASC、社外監査等委員比率 O\_ASC、および会計専門家監査等委員比率 A\_ASC のいずれも有意な正の値であり、これらの特徴と保守主義との関連性を示唆する統計的証拠が提示されている。このことは、監査等委員会の規模が大きい企業、社外監査等委



図表 5 重回帰モデルの推計結果（監査役会設置会社・取締役会）

従属変数	独立変数	予想 符号	E		
			S_BD	O_BD	A_BD
Constant			0.048 (0.028)**	0.049 (0.028)**	0.049 (0.028)**
DR			0.017 (0.456)	0.018 (0.431)	0.019 (0.423)
R		+	-0.384 (0.274)	-0.360 (0.322)	-0.382 (0.320)
R・CG		—	-0.052 (0.483)	-0.015 (0.908)	0.102 (0.866)
R・MTB		+	-0.037 (0.103)	-0.034 (0.125)	-0.034 (0.112)
R・LEV		—	0.026 (0.306)	0.023 (0.356)	0.024 (0.331)
R・SIZE		+	0.043 (0.124)	0.038 (0.184)	0.039 (0.196)
R・DR		+	0.410 (0.393)	0.268 (0.583)	0.345 (0.491)
R・DR・CG		+	-0.098 (0.379)	0.434 (0.089)*	1.140 (0.299)
R・DR・MTB		—	0.024 (0.435)	0.013 (0.648)	0.015 (0.599)
R・DR・LEV		+	0.042 (0.441)	0.041 (0.441)	0.045 (0.408)
R・DR・SIZE		—	-0.033 (0.378)	-0.033 (0.365)	-0.032 (0.398)
Adj. R <sup>2</sup>			0.053	0.057	0.053
N			266	266	266

（注）変数の定義は図表 2 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。

員比率が高い企業、および会計専門家監査等委員比率が高い企業において、経済的バッド・ニュースが適時的に会計利益に織り込まれていることを示唆しており、効率的なモニタリングを実施するために保守的な会計利益が利用されていることが推察される。

また、定数項  $\alpha_0$  は有意な正の値であり、監査役会設置会社の分析結果と同様に、過去の経済的グッド・ニュースが当期の会計利益に織り込まれていることが示唆された。さらに、コントロール変数についてみると、負債比率LEVと企

業規模SIZEの係数  $\beta_{10}$  および  $\beta_{11}$  は有意な値ではなく、保守主義との関連性は確認できなかった。一方で、純資産時価簿価比率MTBの係数  $\beta_9$  はいずれの重回帰モデルでも正の値であった。これは、純資産時価簿価比率が高い企業において保守的な会計利益が報告されていることを示唆しており、本稿の予想とは整合的ではない符号であった。この点に関し、Khan and Watts (2009)は、MTBが高い企業はエージェンシー費用と正に関連する成長オプションが高いため、エージェンシー費用を抑制する効果のある保守主義の程度は高

図表6 重回帰モデルの推計結果（監査等委員会設置会社・監査等委員会）

従属変数		E		
独立変数	予想 符号	S_ASC	O_ASC	A_ASC
Constant		0.074 (0.000)***	0.075 (0.000)***	0.079 (0.000)***
DR		0.022 (0.229)	0.018 (0.322)	0.018 (0.320)
R	+	0.448 (0.038)**	0.439 (0.020)**	0.256 (0.012)**
R・CG	—	-0.402 (0.145)	-0.244 (0.129)	0.006 (0.929)
R・MTB	+	-0.101 (0.016)**	-0.073 (0.033)**	-0.093 (0.026)**
R・LEV	—	-0.016 (0.018)**	0.007 (0.575)	-0.012 (0.025)**
R・SIZE	+	-0.013 (0.376)	-0.015 (0.210)	-0.010 (0.419)
R・DR	+	-0.566 (0.231)	-0.310 (0.471)	0.122 (0.726)
R・DR・CG	+	1.494 (0.017)**	0.536 (0.055)*	0.303 (0.078)*
R・DR・MTB	—	0.112 (0.015)**	0.102 (0.013)**	0.127 (0.008)***
R・DR・LEV	+	0.087 (0.282)	0.057 (0.486)	0.063 (0.427)
R・DR・SIZE	—	-0.007 (0.822)	-0.020 (0.516)	-0.031 (0.324)
Adj. R <sup>2</sup>		0.073	0.069	0.074
N		142	142	142

（注）変数の定義は図表2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。

くなることなどを指摘している。この指摘が本稿の結果にあてはまるかは、より詳細なリサーチ・デザインが必要と考えられる。

## 5. まとめと今後の課題

本稿の目的は、コーポレート・ガバナンスの観点から、会社機関の特徴と保守主義との関連性を検証することにあった。会計上の保守主義には、エージェンシー問題を緩和し企業価値の

向上に寄与する機能が指摘されており、企業ガバナンスの有効なツールとなりうることが期待されている。先行研究では、概ね強いガバナンスがより高い程度の保守主義と関連していることが示されており、経営モニタリングの中で保守主義が利用されていることが示唆されている。

本稿では、監査役会設置会社と監査等委員会設置会社を対象として、前者における監査役会と取締役会、および後者における監査等委員会の規模、社外性、および会計専門性の特徴と保守主義と関連性を検証した。主たる検証結果は

次の3点である。

第一に、監査役会設置会社を対象とした分析の結果、監査役会の特徴が保守主義と関連していることは確認できなかった。この分析結果は、監査役会における独立性の高い会計専門家の割合と保守主義との間に正の関係をみいだしている首藤・岩崎(2009)と異なっており、本稿の分析が会計専門家について必ずしも高い独立性を前提としていないことがその理由として推察される。

第二に、取締役会については、規模と会計専門性では保守主義との関連性を確認できなかったものの、社外性が保守主義を高めていることを示す証拠が確認された。この分析結果は、独立性の高い取締役の割合が保守主義を高めていることを示している首藤・岩崎(2009)と整合的であり、コーポレートガバナンス・コードの発効を受けて、選任されている社外取締役が高い独立性を有していることを含意している。

第三に、監査等委員会設置会社を対象とした分析では、独立性の規制がある監査等委員で構成される監査等委員会の3つの特徴が保守主義と正の関係にあることを示す証拠が確認された。すなわち、監査等委員会の規模が大きい、社外監査等委員の割合が高い、あるいは会計専門性を有する監査等委員の割合が高い企業では、保守的な会計報告が行われていることが示唆された。

これらの分析結果は、独立性を備えた会社機関による厳格なモニタリングの中で保守主義が利用されていることを示しており、先行研究と整合的に、保守主義がガバナンスの有効なツールであることを示唆しているといえよう。

今後の研究課題として、次の点があげられる。はじめに、本稿ではコーポレートガバナンス・コードの発効や会社法改正にあわせて2016年3月期を対象としたため、十分なサンプルが確保できなかった指名委員会等設置会社を分析から除いている。ガバナンス・ツールとしての保守主義の有効性について、それぞれのサンプルの蓄積とあわせて、ガバナンス形態の違いを考慮した検証が必要であると考えられる。また、保守主義の測定について、本稿ではBasu(1997)モデルに基づいているが、会計発生高(accruals)や

営業キャッシュ・フローを用いた定量化モデルが提案されている(Givoly and Hayn 2000; Ball and Shivakumar 2005)。ガバナンス・ツールとしての保守主義の有効性を結論づけるにあたり、これらの測定尺度でも同じ結果が得られるかは検証される必要がある。

(2017年5月30日受付、2017年7月14日受理)

## 注

- 1) 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)やZhang (2008)等、投資活動や将来業績についてはFrancis and Martin (2010)やKim and Pevzner (2010)等がある。また、日本企業を対象とした研究に、中村 (2008a)、Ishida and Ito (2014)、および大橋 (2016a)等がある。
- 2) 独立役員の要件については、東京証券取引所 (2015) が定めている。
- 3) 大橋 (2016b) では、より広範に、コーポレート・ガバナンスと保守主義との関連性を検証している実証研究のレビューを行っている。
- 4) 検証の結果、保守主義の測定尺度により異なる統計的証拠が報告されており、取締役会規模と保守主義との関係に関する証拠は混在している(Lim 2011; Ahmed and Henry 2012)。
- 5) 検証の結果、Beeks et al. (2004)とAhmed and Duellman (2007)は、取締役会の社外性と保守主義とに正の関係があることを示唆する分析結果を報告している。首藤・岩崎(2009)は、独立性の高い取締役会と保守主義とに正の関係が確認されたものの、独立的監査役会との間にはそれが確認されなかったことを報告している。
- 6) Krishnan and Visvanathan (2008)は、監査委員会に所属する会計専門家の割合と保守主義との間に正の関係があることを報告している。首藤・岩崎(2009)は、会計専門性を有する独立監査役が保守主義と正の関係にあること示しており、独立性に加え、会計専門性を有することで保守主義の適用に結びついていること

を指摘している。

- 7) 『役員四季報2016年版』(東洋経済新報社)によれば、掲載対象の上場企業3,548社のうち監査役会設置会社は3,328社(92.2%)であり、監査役会設置会社を分析対象とすることで、日本の上場企業の動向を把握できると考えられる。また、2016年版では191社(5.3%)であった監査等委員会設置会社は、2017年版では682社(18.8%)になり、大幅に増加していることから、本稿の分析対象とすることとした。
- 8) 2016年3月期を分析期間としたのは、コーポレートガバナンス・コード発効後、および監査等委員会設置会社に移行した会社の初年度決算だからである。
- 9) 監査役会設置会社のサンプル選択は、首藤・岩崎(2009)の手順に基づいている。これにより、首藤・岩崎(2009)の分析結果との比較・検討が可能になると考えられる。
- 10) 図表2から図表6について、添え字は省略している。
- 11) 首藤・岩崎(2009)は、(1)親会社出身である、(2)その他関係会社である、(3)自社の大株主である、(4)自社等の業務執行者の配偶者あるいは三親等以内の親族である、(5)親会社等から役員報酬を受けている、の5つの要件を有しない社外監査役・社外取締役を独立性の高い監査役・取締役と位置づけている。

## 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] 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.: Brookings Institution Press, 127-169.
- [5] 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.
- [6] Basu, S. (1997) The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings, *Journal of Accounting and Economics* 24(1), 3-37.
- [7] 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.
- [8] Francis, J. R. and X. Martin (2010) Acquisition Profitability and Timely Loss Recognition, *Journal of Accounting and Economics* 49(1-2), 161-178.
- [9] 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.
- [10] García Lara, J. M., B. García Osma and F. Penalva (2009) Accounting Conservatism and Corporate Governance, *Review of Accounting Studies* 14(1), 161-201.
- [11] Givoly, D. and C. Hayn (2000) The Changing Time-Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative? *Journal of Accounting and Economics* 29(3), 287-320.
- [12] 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.
- [13] Iyengar, R. J. and E. M. Zampelli (2010)

- Does Accounting Conservatism Pay?, *Accounting and Finance* 50(1), 121-142.
- [14] 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.
- [15] 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.
- [16] Krishnan, G. V., 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.
- [17] Lim, R. (2011) Are Corporate Governance Attributes Associated with Accounting Conservatism?, *Accounting and Finance* 51(4), 1007-1030.
- [18] O'Connell, V. (2006) The Impact of Accounting Conservatism on the Compensation Relevance of UK Earnings, *European Accounting Review* 15(4), 627-649.
- [19] 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.
- [20] 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.
- [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] Zhang, J. (2008) The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers, *Journal of Accounting and Economics* 45(1), 27-54.
- [24] 大橋良生 (2016a) 「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.
- [25] 大橋良生 (2016b) 「コーポレート・ガバナンスと会計上の保守主義との関連性: 既存研究のレビュー」『青森公立大学論纂』(青森公立大学) 2(1), 19-25.
- [26] 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.
- [27] 東京証券取引所 (2015) 「コーポレートガバナンス・コード策定に伴う上場制度の整備について」
- [28] 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.
- [29] 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.
- [30] 箱田順哉・安田正敏 (2015) 『社外取締役・監査役の実務—企業価値向上を目指す経営モニタリングの基礎と実践—』同文館出版.

(謝辞)

本稿はJSPS科研費15K17177の助成を受けたものです。



# Characteristics of Audit & Supervisory Board, Board of Directors and Audit & Supervisory Committee, and Accounting Conservatism

Yoshitaka OHASHI

## Abstract

Purpose of this paper is to investigate whether characteristics of organs that supervise the performance of management are related to accounting conservatism or not. Prior researches show that conservative accounting reduces agency costs and contributes to enhance firm value, and firms with stronger corporate governance exhibit a higher degree of conservatism.

In this paper, I examine 266 Japanese companies with audit & supervisory board and 142 ones with audit & supervisory committee. Main findings are summarized as follows. First, as a result of analysis concerning the former companies, I do not find size of audit & supervisory board, proportion of outside audit & supervisory board members, and proportion of audit & supervisory board members with accounting financial expertise increase the degree of conservatism. Second, I find proportion of outside directors was positively related to conservatism but I do not find other characteristics of board of directors are related to conservatism. Third, as a result of analysis concerning the latter companies, I find the three characteristics of audit & supervisory committee are positively related to conservatism. Overall, the analysis results imply that firms with stronger governance use conservative accounting as a governance tool. This implication is consistence with the previous researches.