

## 経営者のエンtrenチメント-会計上の保守主義の観点からの考察-

鄭 義 哲

### 1 はじめに

経営者の自社株式保有は経営者の利害を外部株主のそれと一致させる正のインセンティブ効果（アラインメント効果）を生み出す（Jensen and Mecking(1976)）一方、経営者の持株比率が高くなるにつれ、外部の株主全体の利益より経営者自身の私的利益を最大化する行動に走る負のインセンティブ効果（エンtrenチメント効果）の可能性も存在する。もし、経営者のアラインメント（エンtrenチメント）効果を反映する形で、企業に対する評価が市場でされているとすれば、市場ベースで測った企業パフォーマンス指標と経営者の持株比率との間には正（負）の関係が理論的に想定される。そこで、両者の関係についてのこのような理論的予測を検証した実証研究はすでに多く行われてきており（Morck et al (1988) , McConnell and Servaes (1990) , Mehran (1995) , Short and Keasey(1999), 手嶋 (2004) 、島見 (2011) 、三輪 (2011) )、インセンティブやエンtrenチメント両方の効果の存在を支持する実証研究の結果は多い。しかし、インセンティブ効果の存在は概ね認められるが、エンtrenチメント効果の存在については必ずしも整合した実証結果が得られているわけではない。例えば、鄭 (2015、2016) は企業のパフォーマンス指標（株式リターンやトービンのQ）と経営者の株式保有の関係について分析を行い、上記の先行研究とは異なって日本企業において経営者のエンtrenチメントを示唆するようなエビデンスは、企業価値と経営者の持株比率の関係においては見られないと報告している。

一方、経営者の持株比率から想定される二つの効果は、上記のように市場の評価（企業価値）との関係からとらえる以外にも、経営者の行動の結果として表れる配当政策や会計処理の選択における違いから、間接的にとらえる実証研究もある。

例えば、配当政策に関しては久保・齋藤（2009）がある。久保・齋藤（2009）は、経営者の持株比率が高くなるほど、本来は配当を支払うべきではない状況（赤字かつ投資機会が多い企業<sup>1)</sup>）でも、配当を支払う傾向があることを指摘し、経営者の自社株式所有が持つエントレンチメント効果を支持する結果を報告している。同様の結果は松浦（2012）<sup>2)</sup>でも確認されている。

会計処理の選択に関しては、経営者の機会主義的行動の結果としての利益調整（Earnings management）と経営者の持株比率の関係についての分析や（会計上の）保守主義（accounting conservatism）と持株比率との関係についての分析がある<sup>3)</sup>。前者に関連する先行研究としてはTeshima and Shuto(2008)、首藤（2010）などがある。首藤（2010）は、経営者の株式保有が利益調整<sup>4)</sup>に及ぼす影響についての既存の関連研究（Warfield et al(1995), Darrough et al(1998)）は両者の関係について線形関係を仮定しているため、二つの効果（アラインメント効果&エントレンチメント効果）を考慮していないとし、持株比率の3次関数のモデルで分析を行っている。分析結果は裁量的発生高の絶対値は、経営者の持株比率が低いまたは

- 
- 1) 投資機会の代理変数はトービンのQを用いており、それが1より大きい企業を投資機会が多い企業と定義している。当該企業においては投資の原資となる現金の流出を伴う配当支払いは株主価値の最大化に逆行する行動であるという仮定である。
  - 2) 松浦（2012）では、日本企業の還元政策において、配当と自己株式取得は補完関係にあることを明らかにしたうえで、経営者の持株比率と還元政策の関係を検討している。
  - 3) 経営者の持株比率と利益調整に関しては、経営者のエントレンチメント効果が支配的になるほど、経営者の機会主義的行動が助長され、経営者自身の私的便益の最大化のための利害調整が行われるというロジックが展開される。一方、保守主義と経営者の持株比率に関しては、経営者のエントレンチメントによってエージェンシー問題が深刻であると考えられるケースにおいては、エージェンシー問題の緩和のため、（市場から）保守主義の要求（demand）が高まるだろうというのが暗黙に仮定されている。
  - 4) 代理変数として裁量的発生高を用いている。

高い範囲（アラインメント効果が支配的になると思われる範囲）においては、持株比率と有意な負の関連性を有し、中間範囲（エントレンチメント効果が支配的になると思われる範囲）では正の関連性を有していると報告している。

一方、保守主義と経営者の持株比率の関係についてはLaFond and Roychowdhury(2008)、Shuto and Takada(2010)がある。LaFond and Roychowdhury(2008)は、経営者の自社株式所有が少なくエージェンシー問題が懸念される企業であるほど、保守主義の程度が高くなる<sup>5)</sup> だろうという仮説を設定し、仮説を支持する結果（経営者持株比率と保守主義の程度の間には負の関係があること）を得ている。Shuto and Takada(2010)はLaFond and Roychowdhury(2008)と同様の問題意識で日本企業を分析対象とし、両者の関係について実証分析を行っている。LaFond and Roychowdhury(2008)と異なる点は、経営者の持株比率の持つ二つの効果を考慮し、非線形のモデルを仮定して分析を行っている。結果は、経営者持株比率が高いまたは低い範囲においては（条件的）保守主義の程度が低くなり、経営者持株比率が中間範囲においては（条件的）保守主義の程度が高くなるということである。これは経営者のエントレンチメント効果から示唆される結果に整合しており、また経営者のエントレンチメントが支配的と想定される状況においては会計上の保守主義（保守的な会計処理）がエージェンシー問題を緩和する一種のガバナンス機能を果たしていることを示唆していると、Shuto and Takada(2010)は結論付けている。ガバナンスのメカニズムとして、外部の株主へのベネフィットの側面から保守主義をとらえている先行研究としては他に次のような先行研究がある。例えばLaFond and Watts(2008)は、企業の内部者（経営者）と外部の株主（outside equity investors）間の情報の非対称性が大きいほど保守的な会計手続きを強めることを発見し、このような結果は保守的な会計手続きは、情報の非対称性に起因するエー

5) 論文の中では（外部の）株主からの保守主義の需要・要請（the demand for accounting conservatism）が強まるという表現になっている。これはShuto and Takada(2010)でも同じで、両論文ともに保守主義の程度は株主からの要請（demand）によって影響を受けるということを仮説として設定されている。

ジェンシー問題を緩和する一つのガバナンスメカニズムとしての役割をはたしていることを示唆しているという。Francis, Hasan and Wu(2013)は、金融危機というイベントを用いて保守主義と企業の株式パフォーマンス<sup>6)</sup>の関係を調べ、LaFond and Watts(2008)の上記の主張を支持する次のような結果を報告している。それは、保守主義の程度が強いほど、金融危機という状況においても株価の下落の度合いが低い、そしてガバナンスが弱いまたは情報の非対称性が高い企業であるほど、株式パフォーマンスに及ぼす保守主義の正の影響はより強いというものである<sup>7)</sup>。

以上、先行研究からわかるように、経営者のエントレンチメントは直接測定するのは難しくそのため、経営者持株比率と株式市場の評価（企業価値）との関係からあるいは企業（経営者）の行動や会計手続きの選択などとの関係から、間接的にエントレンチメント効果の存在が示唆される。本稿では、企業価値との関係から経営者のエントレンチメントの存在を確認する結果を報告している先行研究とは異なって、エントレンチメント効果の存在を確認できなかった鄭（2016）の結果を踏まえて、会計手続きの選択、特に保守主義と経営者持株比率の関係から経営者のエントレンチメント効果の存在を確認することを目的とする。

本稿は以下のように構成される。まず第2章において会計上の保守主義について概観し、第3章では本稿で参考としている先行研究を紹介する。続く第4章では本稿で使用しているデータ及び分析の結果を報告する。最後に第5章では全体をまとめるとともに、今後の課題についてのべる。

## 2. 保守主義についての概観

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。日本の企業会計原則の一般

---

6) BHAR(Buy and Hold Abnormal Returns) を用いている。

7) 類似の研究として Kim and Zhang(2016) がある。彼らは保守主義と個別企業の株価クラッシュ (crash) リスクの関連性を調べ、保守主義の程度が高いほど将来の株価クラッシュ・リスクは弱まることを報告している。さらにこのような関係は情報の非対称性が高い企業においてより堅調であるという。

原則の一つとして挙げられている「保守主義の原則」である。保守主義の原則でいう健全な会計処理とは、利益を控え目に計上することになる会計処理を意味している。利益を控え目に計上して、純資産を帳簿金額より充実させることで将来の不確実性に対処して企業の存続を確保するためである<sup>8)</sup>。一方、「保守的な会計処理が過度に行われると、財務諸表は企業の経済的事実を反映しなくなるから、保守主義の適用は一般に公正妥当と認められる会計基準の範囲内において是認される」<sup>9)</sup>とも明記されている。

このような、保守主義に対して会計制度上の枠組みからは従来より、賛否両論があり、海外に目を向けると、例えばアメリカ財務会計審議会（FASB）は保守主義を排除しようとしてきたのに対して、国際会計基準審議会（IASB）は、保守主義を会計方針を選択する際の考慮事項の一つとしているなど、IASBとFASBにより保守主義に対する姿勢は異なっていた<sup>10)</sup>。しかし、「近年（2005年に）IASBはFASBと共通化した概念フレームワークの中で、財務報告の主要な目的を投資家等の意思決定に有用な質的特性の一つに中立性を求めている。そのうえで、IASBおよびFASBは、中立性に抵触するとして会計情報に下方バイアスをかける可能性がある保守主義や慎重性を財務情報が備えるべき質的特性から排除している<sup>11)</sup>」など、保守主義の排除への方向で足並みを揃える動きも見えている<sup>12)</sup>。

一方、「保守主義の存在は古くから世界中で確認されており、過去500年以上に亘って会計実務に一定の影響を与えてきたとも言われている（Basu,1997）」<sup>13)</sup>など、会計上の保守主義に対して、会計制度上の考え方と実務上の応用においては一貫したスタンスは見られない。このような背景の中で、保守主義の役割やその有用性についての検証を行う実証研究は欧米を中心に盛んに行われてきており、日本においても実証研究の数は増

8) 桜井（2007）の p67 より。

9) 桜井（2007）の p67 より。

10) 中村（2014）

11) 中野・大坪・高須（2015）の p100 より。大橋（2016）p3 より。

12) IASB は、2015 年 3 月に公開草案「財務報告に関する概念フレームワーク」を公開し、慎重性の概念への明示的言及を再導入し、慎重性が中立性の達成のために重要である旨を記述することを提案している（大橋、p9 より）。

13) 中野・大坪・高須（2015）の p101 での引用を再引用している。

えつつあるように見受けられる。

海外における保守主義に関する活発な実証研究のきっかけは後述するBasu(1997)の計測モデルの登場によるところが大きいといわれている。保守主義の程度の定量化が可能になったことによって、保守主義がもたらすベネフィットにファークスを当てた多くの実証研究がなされてきた。その多くは保守主義のもたらす役割、特に利害関係者間の利害対立を緩和するメカニズムとしての保守主義の側面に注目したものである<sup>14)</sup>。本稿では、利害関係者中、(内部の株主としての)経営者と(外部の)株主に注目する。

次に、会計上の保守主義には、条件付保守主義 (conditional conservatism) と無条件保守主義 (unconditional conservatism) の二つのタイプがあるといわれるが<sup>15)</sup>、本稿では経営者の持株比率との関係から条件付保守主義に注目している先行研究、LaFond and Roychowdhury(2008)、Shuto and Takada(2010)を参考にしていて、前者の条件付保守主義を分析対象とする。次章では、本稿で参考にしていてShuto and Takada(2010)を概観する。なお、以下、保守主義は条件付保守主義を指す。

### 3. Shuto and Takada(2010)

本研究で主に参考にしていてShuto and Takada(2010)は経営者の自社株式所有の度合いと保守主義の程度の関係について実証分析を行っている。問題意識としては、保守主義が経営者と株主間のエージェンシー問題を緩和する有効なツールになりうるかである。もしそうであれば、経営者の持株比率が経営者自身の地位を強固にする (entrenched) ほど十分に高いとき

14) 詳しくは野間 (2008)、中村 (2015)、中野・大坪・高須 (2015)、大橋 (2015) を参照されたい。

15) 「両者は会計上の費用・損失を計上するタイミングに違いがある。条件付保守主義は、バッド・ニュース (経済的損失) が生じた場合に費用・損失を適時計上する会計処理であるのに対し、無条件保守主義は、バッド・ニュースの生起に先じて将来の不確実な費用を予防的に計上する会計処理である。条件付保守主義の具体例としては、棚卸資産評価に際しての低価法適用や有形固定資産・のれんの減損処理などがあげられる。」中野・大坪・高須 (2015)。また、中村 (2014) は保守主義に関する近年の実証研究の結果を検討し、「条件付保守主義は主に企業外部者からの需要に応じて探られる保守主義であり、無条件保守主義は主に企業内部者からの需要に応じて探られる保守主義である」と結論付けている。

—外部の株主のためではなく経営者自身の効用を最大化する行動に走る可能性が高いと想定されるとき—、（外部の株主からの）保守主義への要求（demand）は高まるだろうという仮説である。

Shuto and Takada(2010)はファイナンスや会計の研究(Morck et al.,1988;Lennox,2005<sup>16)</sup>;Teshima and Shuto,2008)の結果を参考にし、経営者の自社株式保有に伴う二つの効果を保守主義との関係から調べている。1991年から2005年までを分析期間とし、東京・大阪・名古屋・札幌・新潟・京都・広島・福岡証券取引所や店頭市場で取引されている企業（金融業を除く。延べ27448社）を対象に実証分析を行った。保守主義の程度を定量化するモデルはBasu(1997)モデルの以下の式（1）で推定している。

$$NI_{it} = \beta_0 + \beta_1 d_i + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 d_i \cdot Ret_{it} + e_{it} \quad (1)$$

$NI_{it}$ :企業iのt期の当期純利益（期首時点の株式時価総額で除した）

$Ret_{it}$ :t期の年次株式リターン<sup>17)</sup>

$d_i$ :Retが負である場合は1、そうでない場合には0をとるダミー変数

$d_i \cdot Ret_{it}$ :  $d_i \times Ret_{it}$

$e_{it}$ :誤差項

Basu(1997)は、（年次）株式リターンと当該企業の当期利益との関係から保守主義の定量化モデルを構築した。モデルでは、株式リターンを企業の経済的関連ニュースの代理変数として用いて、正のリターンはグッド・ニュース（経済的利益）の、負のリターンはバッド・ニュース（経済的

16) Lennox(2005) はイギリスの非上場企業を対象に経営者の持株比率と監査法人の質（監査法人の規模を質の代理変数として用いている）について実証分析を行っている。経営者の自社株式の保有によるエージェンシー問題が懸念される時、より高い質の監査が要求されるだろうという仮説の下で分析を行い、次のような結果を報告している。それは、経営者の持株比率が低いまたは高い範囲においてはアラインメント効果を示唆する結果（持株比率と監査法人の規模が負の関係）を、中間の範囲ではエントレンヂメント効果を示唆する結果（持株比率と監査法人の規模の関係がフラットか弱い正の関係）である。

17) Basu(1997) は、決算期末の9か月前から3か月後までを株式リターンの測定期間としている。

損失)の代理変数として仮定している。そして企業の利益変数を式(1)のように株式リターンに回帰し、保守主義の程度を定量化した。損失より利益に対してより厳しい検証基準が適用されているのであれば、グッド・ニュースにかかる係数( $\beta_2$ )よりバッド・ニュースにかかる係数( $\beta_2 + \beta_3$ )の方が大きくなると想定した( $\beta_2 + \beta_3 > \beta_2$ )。すなわち、会計上の利益がグッド・ニュースとバッド・ニュースに対し、非対称的に反応する時、式(1)の回帰係数 $\beta_3$ の符号は正である。従って式(1)の回帰係数 $\beta_3$ は、会計上の利益がグッド・ニュースに比べ、バッド・ニュースにどれだけ追加的に(incremental)に反応しているか(非対称的適時性: asymmetric timeliness of earnings)を表していることになり、この値が有意に正でまた大きいほど、保守主義の程度は高いことを意味する。

Shuto and Takada(2010)は保守主義への経営者の持株比率が及ぼす影響を調べるため、上記のBasuの基本モデルに、次の式(2)のように経営者の持株比率(MO)を導入した。また保守主義の決定要因として考えられる他の変数、MtB(時価簿価比率=株式時価総額/自己資本)、Lev(レバレッジ=負債合計/総資産)、Size(株式時価総額の自然対数)、そして年度ダミーもコントロール変数として追加した式(2)を分析に用いた。なお、経営者の自社株式保有に伴うアライメント効果やエントレンチメント効果両方を考慮するため、経営者の持株比率変数は2次項(MO2)および3次項(MO3)まで導入している。そして $d\_Ret$ 変数(リターンが負である場合1をとるダミー変数 $d \times Ret$ を表す)と経営者の持株比率変数の1次項・2次項・3次項のそれぞれの変数との交差項( $dR\_MO = d\_Ret \times MO$ 、 $dR\_MO2 = d\_Ret \times MO2$ 、 $dR\_MO3 = d\_Ret \times MO3$ )にかかる係数( $\beta_{10} \cdot \beta_{11} \cdot \beta_{12}$ )を用いて経営者の持株比率と保守主義の関連性を検証した。

$$\begin{aligned}
 NI_{it} = & \beta_0 + \beta_1 d_i + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 d\_Ret_{it-1} + \beta_4 Ret_{it} \cdot MO_{it-1} + \beta_5 Ret_{it} \cdot MO2_{it-1} + \beta_6 Ret_{it} \cdot MO3_{it-1} \\
 & + \beta_7 Ret_{it} \cdot MtB_{it-1} + \beta_8 Ret_{it} \cdot Lev_{it-1} + \beta_9 Ret_{it} \cdot Size_{it-1} + \beta_{10} d_i R_{it} \cdot MO_{it-1} \\
 & + \beta_{11} dR_{it} \cdot MO2_{it-1} + \beta_{12} dR_{it} \cdot MO3_{it-1} + \beta_{13} d_i R_{it} \cdot MtB_{it-1} + \beta_{14} dR_{it} \cdot Lev_{it-1} \\
 & + \beta_{15} dR_{it} \cdot Size_{it-1} + YearDummy + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

(2)

$Ret\_MO = Ret \times MO$ 、 $Ret\_MO2 = Ret \times MO2$ 、 $Ret\_MO3 = Ret \times MO3$

$dR\_MtB = d\_Ret \times MtB$ 、 $dR\_Size = d\_Ret \times Size$ 、 $dR\_Lev = d\_Ret \times Lev$



もし、ファイナンスや会計の研究(Morck et al.,1988;Lennox,2005;Teshima and Shuto,2008)の結果が示唆するように経営者の自社株式保有から理論的に想定される二つの効果が存在するとすれば、エージェンシー問題が深刻とされる領域（エントレンチメント効果が支配的とされる領域）においては（外部の株主からの）保守主義への要求は強まることが予想される（ $\beta_{11} > 0$ ）。一方、株主との利害の一致が図られる領域（アラインメント効果が支配的とされる領域）においては反対に保守主義への要求は弱い（ $\beta_{10} < 0$ 、 $\beta_{12} < 0$ ）。というのがShuto and Takada(2010)の検証仮説である。彼らは上記の回帰分析を通して仮説を検証し、アラインメント効果やエントレンチメント効果を確認している。

#### 4. 使用データ及び分析結果

##### 4.1 データ

本研究では2002年から2014年までを分析期間とし、東京・大阪・名古屋・札幌・福岡の各証券取引所の上場全社（上場廃止込みで、金融業及び電気・ガス業を除く一般事業会社を対象）を分析対象を最初のサンプルとし、次の条件を満たす企業を分析対象とする。まず、自己資本が負の企業は除外する。また、決算期の違いによる分析結果への影響を取り除くため、分析対象は3月期決算企業（分析期間内に決算期の変更があった会社も除外）とする。次に、分析のため必要となるデータが取得できる企業に限定する。なお、本稿で使用している財務データ（連結決算優先）および株価データ（権利落ち修正済み月次株価）はすべて日経NEEDS Financial Questからダウンロードして入手している。

分析する際は鄭（2015、2016）の分析との一貫性を維持するため、鄭（2015、2016）と同様に異常値の可能性を考慮し各年度の全サンプル中、上・下1%に入らないデータを分析対象とする。

##### 4.2 分析結果（記述統計量）

保守主義の程度を表す代理変数としてはShuto and Takada(2010)と同様

にBasu(1997)モデルをベースとした上記の式 (2) の回帰係数を使用し、その符号を用いてエントレンチメント効果を検証する。また、追加検証モデルとしてpiecewise回帰モデルをも用いる<sup>18)</sup>。そして最後に、後述するKhan and Watts(2009)によって提案されたC\_Score (個別企業の保守主義の尺度) を使った3つ目の推定モデルを分析に用いる<sup>19)</sup>。

経営者の持株比率の高まりとともに外部の株主の利益より経営者自身の利益を優先するようなエントレンチメント効果が懸念されるケースにおいては、(経営者の持株比率と) これらの保守主義の尺度とは正の関係が見いだされることを先行研究の結果は示唆している。

経営者のエントレンチメントと保守主義の関係をみるメイン分析に入る前に事前分析としてまずは、本研究のサンプルにおける保守主義の存在有無を確認しておこう。

図表1は、前述のBasuモデル(式(1))で回帰を行った結果を示したものである。結果からわかるように、 $d\_Ret$ にかかる係数 $\beta_3$  (0.1095)の符号は正で1%の水準で有意である。会計処理における保守主義の傾向は日本企業においても確認され、先行研究(Ball, Kothari and Robin, 2000 Shuto and Takada(2010)の結果<sup>20)</sup>にも整合している。

---

18) Shuto and Takada(2010)は彼らの分析でpiecewise回帰モデルを使わない理由として、当該モデルの場合はアラインメント効果やエントレンチメント効果が予想される経営者の持株比率の範囲に事前に特定される必要があるが、理論的に特定できる方法はないことを挙げている。本稿では鄭(2015, 2016)との一貫性のため、piecewise回帰モデルも用いることにする。

19) 大橋(2016)によると、保守主義に関連する先行研究におけるその測定尺度の利用状況をみると、先行研究87文献の中でBasu(1997)を用いたのが40本、そしてKhan and Watts(2009)が27本、この二つで全体の77%を占めているという。

20) 1985年から1995年までの分析期間Ball et al(2000)では $\beta_3$ は0.01、1990年から2005年までの分析期間を対象としたShuto and Takada(2010)では0.085を報告している。

図表1 Basuモデルの推定結果

VARIABLES	NI
d	-0.0051** (0.003)
Ret	0.0530*** (0.004)
d_Ret	0.1095*** (0.010)
Constant	0.0512*** (0.002)
Observations	15,983
R-squared	0.085

注)カッコ内はStandard errors、\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

dはリターン(Ret)が負の場合1をとるダミー変数を、d\_RetはdxRetを表す。

図表2と3には、本稿の分析で使用しているデータの記述統計量と相関係数を示している。本稿で参考としているShuto and Takada(2010)の結果との比較でみてみると、サンプルの約47% (dの平均) は株式リターンが負で、1990年から2005年までを分析期間としているShuto and Takada(2010)の約57%よりは低い。負のリターンがバッド・ニュース(経済的損失)の代理変数であることを考えると、本稿のサンプルはShuto and Takada(2010)のそれよりバッド・ニュースは少ない。それは純利益(NI)やリターン(Ret)の平均値(中央値)からも見て取れる。Shuto and Takada(2010)のNIとRetの平均値(中央値)がそれぞれ0.8% (2.5%)と3.0% (-4.7%)であるのに対して本稿のサンプルではそれぞれ4.2% (5.2%)と5.8% (1.4%)を見せており、サンプル企業のパフォーマンスは平均的に高い。純利益やリターンの分布は、Shuto and Takada(2010)のそれと同様に、純利益が負の歪度(negatively skewed)の傾向を見せるのに対してリターンは正の歪度(positively skewed)の傾向を見せている。最後に、経営者の持株比率の平均(中央値)は3.8% (0.6%)で店頭登録企業まで分析対象としているShuto and

Takada(2010)のそれ (6.5%・1.1%) よりは低い数値となっている。

図表2 記述統計量

	n	mean	median	Q1	Q3	Std	max	min
NI	15846	0.042	0.052	0.023	0.085	0.108	0.502	-1.144
d	15846	0.473	0	0	1	0.499	1	0
Ret	15846	0.058	0.014	-0.150	0.211	0.322	2.110	-0.649
MtB	15846	1.142	0.922	0.636	1.376	0.818	12.135	0.178
Lev	15846	0.519	0.524	0.372	0.670	0.195	0.977	0.094
Size	15846	10.362	10.174	9.194	11.408	1.573	14.949	6.454
MO	15846	0.038	0.006	0.002	0.034	0.074	0.614	0.000

注) NIはt期の純利益をt-1期の株式時価総額で割った値を示している。

図表3 変数間の相関係数

	NI	d	Ret	MtB	Lev	Size	MO
NI	1						
d	-0.236	1					
Ret	0.275	-0.727	1				
MtB	0.053	-0.124	0.199	1			
Lev	-0.092	0.014	0.007	0.136	1		
Size	0.101	-0.071	0.090	0.394	-0.089	1	
MO	0.035	0.013	0.001	0.055	-0.140	-0.201	1

注) NIはt期の純利益をt-1期の株式時価総額で割った値を示している。

次節では、Basuモデルをベースとした回帰モデル (2) を用いて経営者の持株比率と保守主義の関連性について考察する。

### 4.3 3次項モデルの分析結果

図表4に、会計処理における保守主義への経営者持株比率の影響をみるため、Shuto and Takada(2010)に倣って式 (2) のモデル (以下、3次項モデルとする) を用いて行った回帰分析の結果を示している<sup>21)</sup>。比較のため、Shuto and Takada(2010)の結果 (p15) も表の中 (S&T) に本稿の結果と一

21) Shuto and Takada(2010) のモデルでの各説明変数は1期ラグ変数を取っているが、本稿では後で使う C\_Score の作成方法 (中野・大坪・高須 (2015)) を参考としていることもあって、t期の値を用いている。中野他では同じt期を用いて C\_Score を計算している。ただ、Shuto and Takada(2010) のように1期ラグ変数を用いても分析結果を変えるような変化は見られなかった。

緒に掲載しているが、その結果は変数 $dR\_MtB^{22)}$ を除くすべての変数において同じであることがわかる。保守主義の程度を表す係数 $\beta_3$  ( $d\_Ret$ にかかる係数) についても、すべてのモデル (1) (2) (3) において1%の水準で統計的に有意に正である。また、本研究の注目対象である三つの変数 ( $dR\_MO$   $dR\_MO2$ ,  $dR\_MO3$ ) にかかる回帰係数 $\beta_{10} \cdot \beta_{11} \cdot \beta_{12}$ の符号もそれぞれ負・正・負であり、バッド・ニュースに対する反応が経営者の持株比率が中間の領域においては保守的な傾向が強まることを示唆する結果である。

---

22)  $dR\_MtB$  に関しては Shuto and Takada(2010) では正の符号を見せているが有意ではない結果である。

図表4 3次項モデルの推定結果

VARIABLES	S & T	(1)	S & T	(2)	S & T	(3)
	NI	NI	NI	NI	NI	NI
d	-	-0.002 (0.003)	-	-0.002 (0.003)	-	-0.002 (0.003)
Ret	+	0.040 (0.029)	-	0.023 (0.030)	-	0.015 (0.030)
d_Ret	+	0.465*** (0.066)	+	0.488*** (0.069)	+	0.514*** (0.070)
Ret_MO	+	0.104*** (0.033)	+	0.342*** (0.083)	+	0.532*** (0.119)
Ret_MO2			-	-0.649*** (0.193)	-	-1.829*** (0.486)
Ret_MO3					+	1.648*** (0.501)
Ret_MtB	-	-0.007** (0.003)	-	-0.008*** (0.003)	-	-0.008*** (0.003)
Ret_Lev	-	0.011 (0.018)	-	0.015 (0.018)	-	0.016 (0.018)
Ret_size	+	0.002 (0.002)	+	0.003 (0.003)	+	0.003 (0.003)
dR_MO	-	-0.399*** (0.077)	-	-0.732*** (0.219)	-	-1.420*** (0.389)
dR_MO2			+	0.927 (0.573)	+	5.709** (2.223)
dR_MO3					-	-7.246** (3.242)
dR_MtB	+	-0.004 (0.010)	+	-0.004 (0.010)	+	-0.003 (0.010)
dR_Lev	+	0.287*** (0.039)	+	0.281*** (0.039)	+	0.277*** (0.039)
dR_size	-	-0.049*** (0.006)	-	-0.051*** (0.006)	-	-0.053*** (0.006)
年度ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations		15,846		15,846		15,846
R-squared		0.154		0.155		0.155

注) 定数項は掲載していない。カッコ内はRobust standard errors。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

Retはreturnを、dRはd×Retを、dR\_MtBはdR×MtBを表している。記号の「\_」は「×」を意味している。

保守主義がエージェンシー問題を緩和するガバナンスの役割をするとすれば、エージェンシー問題が懸念されるケース（エントレンチメント効果）においては、保守主義への要求はより高まるという先行研究の結果に整合している。

#### 4.4 Piecewise回帰モデルの推定結果

図表5では、経営者の自社株式所有と保守主義の関係を式(3)のようなpiecewise回帰モデルで推定した結果を示している。説明変数は式(2)と同じであるが、経営者の持株比率変数(MO,MO2,MO3)の代わりに持株比率の範囲ごとに定義した、 $MO_{0,a}$ 、 $MO_{a,b}$ 、 $MO_{b,}$ <sup>23)</sup>を用いている。回帰係数の傾きが変わる分岐点a・bは先行研究の結果(Morck et al (1988)、島見(2011)、三輪(2011)、鄭(2016))を参考とし、①5%・25%、②10%・30%、③20%・40%、④35%・45%、⑤40%・50%の五つのパターンで推定を行った。

本稿の検証対象である保守主義と経営者の持株比率との関係を表す3つの変数( $dR_{MO_{0,a}}=d\_Ret \times MO_{0,a}$ 、 $dR_{MO_{a,b}}=d\_Ret \times MO_{a,b}$ 、 $dR_{MO_{b,}}=d\_Ret \times MO_{b,}$ )の係数に注目すると、図表5のモデル(1)と(2)のケースにおいてはすくなくとも符号からは経営者のエントレンチメント効果を示唆するような結果はみられない。保守主義がエージェンシー問題の緩和のための市場からのデマンドの結果だとすると、当該ケースにおいては経営者のエントレンチメントを見込んでいないことになる。モデル(3)から(5)においては、その符号のパターンは負・正・負の傾向を見せており、先行研究の示唆する通り、アラインメント効果とエントレンチメント効果が共存しているような結果となっている。 $dR_{MO_{0,a}}$ にかかる係数の符号がすべてのモデルにおいて有意に負であること、すなわち経営者の持株比率が0%から最大40%までの範囲にわたるすべてのケースにおいてアラインメント効果が優位であり、基本的には経営者の自社株式所有がもたらすプラスの効果がみられる。エントレンチメント効果を示唆する $dR_{MO_{a,}}$

23) それぞれの変数の定義はMorcket al (1988)を参照されたい。

$b$ にかかる係数の符号は、経営者の持株比率が20%から40%の間のケースにおいてのみ有意に正である。(4)の35%~45%の範囲においては(3)のケースより係数の値は0.0050から0.0064のように大きくなってはいるが有意ではなくなっている。さらに持株比率がさらに高くなる(5)40%~50%のケースにおいても符号は正であるもののその統計的有意性は消えており、また係数の値も(4)のケースのそれより約73%も減少している(0.0064→00017)。 $dR\_MO_{b-}$ に関しては、符号はすべて負であるが有意なケースは40%や50%を超える範囲においてである。

$$\begin{aligned}
 NI_{it} = & \beta_0 + \beta_1 d_i + \beta_2 R_i + \beta_3 d\_Ret_{it} + \beta_4 Ret_{i-}MO_{it,0,a} + \beta_5 Ret_{i-}MO_{it,a,b} + \beta_6 Ret_{i-}MO_{it,b-} \\
 & + \beta_7 Ret_{i-}MtB_{it} + \beta_8 Ret_{i-}Lev_{it} + \beta_9 Ret_{i-}Size_{it} + \beta_{10} dR_{it} \times MO_{it,0,a} \\
 & + \beta_{11} dR_{it-}MO_{it,a,b} + \beta_{12} dR_{it-}MO_{it,b-} + \beta_{14} dR_{it-}MtB_{it} + \beta_{14} dR_{it-}Lev_{it} \\
 & + \beta_{15} dR_{i-}Size_{it} + YearDummy + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

(3)

(where  $dR\_MO_{0,a} = d\_Ret \times MO_{0,a}$ ,  $dR\_MO_{a,b} = d\_Ret \times MO_{a,b}$ ,  $dR\_MO_{b-} = d\_Ret \times MO_{b-}$ )



図表5 Piecewise回帰の推定結果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	a=5%;b=25%	a=10%;b=30%	a=20%;b=40%	a=35%;b=45%	a=40%;b=50%
d	-0.0021 (0.003)	-0.0020 (0.003)	-0.0020 (0.003)	-0.0021 (0.003)	-0.0021 (0.003)
Ret	0.0107 (0.031)	0.0144 (0.030)	0.0242 (0.030)	0.0334 (0.029)	0.0383 (0.029)
d_Ret	0.5030*** (0.072)	0.5046*** (0.070)	0.4947*** (0.068)	0.4702*** (0.067)	0.4647*** (0.067)
Ret_MO0_a	0.0065*** (0.002)	0.0047*** (0.001)	0.0027*** (0.001)	0.0016*** (0.000)	0.0012*** (0.000)
Ret_MOa_b	0.0006 (0.001)	-0.0007 (0.001)	-0.0019* (0.001)	-0.0049* (0.003)	-0.0024 (0.003)
Ret_MOb~	-0.0008 (0.001)	-0.0003 (0.003)	0.0018 (0.002)	0.0009 (0.002)	-0.0005 (0.002)
Ret_MtB	-0.0081*** (0.003)	-0.0080*** (0.003)	-0.0077*** (0.003)	-0.0074** (0.003)	-0.0074** (0.003)
Ret_Lev	0.0182 (0.018)	0.0173 (0.018)	0.0131 (0.018)	0.0127 (0.018)	0.0116 (0.018)
Ret_size	0.0035 (0.003)	0.0033 (0.003)	0.0028 (0.003)	0.0021 (0.002)	0.0018 (0.002)
dR_MO0_a	-0.0108** (0.005)	-0.0100*** (0.003)	-0.0074*** (0.002)	-0.0045*** (0.001)	-0.0040*** (0.001)
dR_MOa_b	-0.0040** (0.002)	-0.0003 (0.002)	0.0050** (0.002)	0.0064 (0.007)	0.0017 (0.008)
dR_MOb~	-0.0003 (0.003)	-0.0035 (0.004)	-0.0186*** (0.007)	-0.0203 (0.013)	-0.0370*** (0.014)
dR_MtB	-0.0035 (0.010)	-0.0030 (0.010)	-0.0037 (0.010)	-0.0045 (0.010)	-0.0046 (0.010)
dR_Lev	0.2773*** (0.039)	0.2774*** (0.039)	0.2843*** (0.039)	0.2871*** (0.039)	0.2883*** (0.039)
dR_size	-0.0517*** (0.006)	-0.0519*** (0.006)	-0.0515*** (0.006)	-0.0497*** (0.006)	-0.0494*** (0.006)
年度ダミー	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	15,846	15,846	15,846	15,846	15,846
R-squared	0.155	0.155	0.155	0.155	0.154

注) 定数項の結果は省略。カッコ内はRobust standard errorsを表している。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 4.5 C\_Scoreを用いた回帰分析の推定結果

4.3と4.4では保守主義の尺度としてBasuモデルをベースとしたモデルを用いて分析を行った。Khan and Watts(2009)<sup>24)</sup>はBasu(1997)モデル(式1)をベースとした以下の式(4)のモデルを作り、企業ごとの保守主義の程度を測っている。Basuモデルは、前述したように保守主義のメジャーとして回帰係数を使用しているため、個別企業の保守主義の度合いを測定しているわけではない。個別企業の保守主義の尺度の測定のためには企業ごとの長期間の時系列データを要する問題が発生する。そこでこのような問題を解決するため、Khan and Watts(2009)はBasuモデルをベースとし、次のような方法で企業・年の保守主義のメジャーの測定を試みている。彼らは式(1)の係数 $\beta_3$ を次のように、企業の特性を表す3つの変数(Size, MtB, Lev: (各変数の定義は前述した通り)の線形関数として規定されると仮定した。その後、式(4)を年度ごとにクロスセクション回帰を行って得られるパラメータの推定値( $\rho_i; i=1\sim 4$ )を式(5)に代入し、その年度の各個別企業の保守主義の程度を算出し、それをC\_Scoreと名付けている。

$$NI_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_i + R_i(\mu_1 + \mu_2 Size_i + \mu_3 MtB_i + \mu_4 Lev_i) + DR_{it}(\rho_1 + \rho_2 Size_i + \rho_3 MtB_i + \rho_4 Lev_i) + \delta_1 Size_i + \delta_2 MtB_i + \delta_3 Lev_{it} + \delta_4 D_i \times Size_i + \delta_5 D_i \times MtB_i + \delta_6 D_i \times Lev_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$C\_Score = \beta_3 = \rho_1 + \rho_2 Size_i + \rho_3 MtB_i + \rho_4 Lev_i \quad (5)$$

本節ではKhan and Watts(2009)の方法に倣って個別企業のC\_Scoreを求め、経営者の持株比率と保守主義の関連性を個別企業のレベルで直接みしてみる。その前にBasuモデルにおける保守主義のメジャーとC\_Scoreの相互の関連

24) 保守主義のメジャーとしてのC\_Scoreを提示した後、C\_ScoreのベースとなっているBasuモデルのメジャーとの整合性を示した。また歴史の短い(young)企業、より長期の投資サイクル(longer investment cycles)の企業、イデオシンクラティック・リスクの高い企業など、情報の非対称性の高いと考えられる企業においてC\_Scoreが高いことを報告している。

性を検証するためにKhan and Watts(2009)は次のような分析も実施しているが、本稿でもまずは日本企業における両者の関連性の確認からしておこう。

図表6は、上記の方法で算出した各企業のC\_Scoreの値で年度別に10グループ（グループ1：C\_Scoreが一番低いグループ、グループ10：C\_Scoreが一番高いグループ）に分割した後、サンプルをランク別に集め、それぞれのグループ別にBasuモデルの回帰を行った結果（回帰係数 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ ）を示したものである。図表6からわかるように、保守主義の程度を測る $\beta_3$ はC\_Scoreのランクが高くなるほど（C\_Scoreの値が大きくなるほど）、（ランク1のグループを除いては）単調に大きくなっている。これは、Khan and Watts(2009)が行った分析の結果にも合致しており、日本企業においても保守主義の程度を測る代理変数としてのC\_Scoreの有効性を示唆している結果である。

図表6 C\_Scoreランク別のBasuモデル（1997）の回帰結果

C_Scoreランク	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$
1	-0.010	0.040	0.043
2	-0.011	0.051	-0.007
3	-0.013	0.047	0.029
4	0.004	0.084	0.042
5	-0.006	0.058	0.066
6	-0.012	0.046	0.075
7	-0.025	0.048	0.075
8	0.008	0.050	0.183
9	0.008	0.057	0.192
10	-0.001	0.050	0.286

注) 1 (10) : 1 (10) はC\_Scoreが一番小さい (大きい) グループを表す。

以上の結果を踏まえて、次は個別企業レベルの保守主義の度合い（C\_Score）と経営者の持株比率との関係を、以下の回帰モデル（5）と（6）を用いて、確認してみる。被説明変数にC\_Scoreを、説明変数には経営者の持

株比率変数 (MO) とコントロール変数としてMtB,Lev,Size<sup>27)</sup>、Ret\_vol(株式リターンの標準偏差)そして年度ダミーと業種ダミーを用いている。Ret\_volは、企業リスクを代理しており、24か月間の月次株式リターンの標準偏差を用いる<sup>28)</sup>。リスクが高くなるほどエージェンシー問題は増加し、保守主義がそのエージェンシー問題を緩和する一つのメカニズムとして働いている可能性を考慮し、リスクをコントロール変数として導入した。

図表7にその結果を示している。コントロール変数や年度・業種ダミーの結果は掲載せず、関心の対象である経営者の持株比率変数の結果のみ掲載している<sup>29)</sup>。経営者の持株比率変数は先の分析と同様に、三次項まで考慮したモデル (1)、そして経営者の持株比率の範囲ごとに定義した変数、 $MO_{0,a}$ 、 $MO_{a,b}$ 、 $MO_{b,\sim}$ 、を用いたpiecewiseモデル (2) から (5) の結果である。Basuモデルを用いて行った上記の分析結果 (図表4 と5) と異なって、個別企業の保守主義尺度 (C\_Score) を用いた分析からは一つを除いたすべてのケースにおいて統計的に有意な結果は見られない。MO<sub>35,45</sub>においてのみ、10%の水準で有意な正の値を示している。経営者の持株比率が35%から45%までの範囲において保守主義の程度は高まることを意味しており、当該範囲におけるエントレンチメント効果を間接的に示唆する結果である。

最後に、推定結果の頑健性をチェックするため、企業と年度の2way cluster robustの標準誤差を用いた分析の推定結果を図表8に示している。piecewise回帰に関しては前の分析でエントレンチメント効果が示唆された、経営者の持株比率が20%~40% (図表8のモデル (2)) そして35%~45% (モデル (3)) のケースのみ、再度分析を行った。エントレンチメント効果を検証するターゲットとなる変数に注目すると、モデル (2) の持株比率が

27) MtB・Lev・Sizeの3変数は被説明変数であるC\_Scoreの作成時、インプット変数として用いているが、説明変数としても導入する理由はKhan and Watts(2009)の指摘によるものである。彼らは保守主義の尺度としてC\_Score(被説明変数としてあるいは説明変数として)を用いた研究でこれら3変数をコントロールしない場合は、見かけ上の相関の問題が発生しうることを述べている (p148)。

28) 3月決算期末から過去2年間の24か月間の月次株式リターンで算出しているが、12個以上の月次リターンがあれば分析対象には入れている。

29) コントロール変数中、有意でないのはRet\_vol変数のみである。

図表7 C\_Scoreを被説明変数とした回帰分析の結果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MO	-0.00048 (0.001)					
MO2	0.00004 (0.000)					
MO3	-0.0000 (0.000)					
MO <sub>0_5</sub>		-0.0011 (0.001)				
MO <sub>5_25</sub>		0.0006 (0.000)				
MO <sub>25_</sub>		0.0002 (0.001)				
MO <sub>0_10</sub>			-0.0001 (0.001)			
MO <sub>10_30</sub>			0.0004 (0.001)			
MO <sub>30_</sub>			0.0005 (0.001)			
MO <sub>0_20</sub>				0.0001 (0.000)		
MO <sub>20_40</sub>				0.0006 (0.001)		
MO <sub>40_</sub>				-0.0007 (0.002)		
MO <sub>0_35</sub>					0.0001 (0.000)	
MO <sub>35_45</sub>					0.0039* (0.002)	
MO <sub>45_</sub>					-0.0035 (0.003)	
MO <sub>0_40</sub>						0.0002 (0.000)
MO <sub>40_50</sub>						0.003 (0.003)
MO <sub>50_</sub>						-0.0036 (0.003)
control 変数	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年度ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
業種ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	15,834	15,834	15,834	15,834	15,834	15,834
R-squared	0.545	0.545	0.545	0.545	0.545	0.545

注) カッコ内はRobust standard errorsを表している。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

20%から40%の範囲においては統計的有意性はなくなっているのに対して他のモデル (1) と (3) においては、有意性は維持されている結果となっている。

図表8 企業と年度の2way cluster robustの標準誤差を用いた分析の推定結果

VARIABLES	(1) NI	(2) NI	(3) C_Score
dR_MO	-1.3751** (0.613)		
dR_MO2	5.4426* (3.294)		
dR_MO3	-6.6981 (4.745)		
dR_MO <sub>0_20</sub>		-0.0072*** (0.003)	
dR_MO <sub>20_40</sub>		0.0051 (0.003)	
dR_MO <sub>40_</sub>		-0.0168** (0.008)	
MO <sub>0_35</sub>			0.0006 (0.000)
MO <sub>35_45</sub>			0.0054*** (0.002)
MO <sub>45_</sub>			-0.0082 (0.006)
Observations	15,846	15,846	15,834
R-squared	0.118	0.118	0.229

注) 他の説明変数の結果は省略している。カッコ内は2 way cluster-Robust standard errorsを表している。

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

以上、3つの回帰モデルによる分析の結果を報告した。本稿の結果は概ね先行研究のそれと整合するもので、経営者の持株比率が高いまたは低い水準においては保守主義の程度は弱まり、持株比率がその間の水準においては逆に保守主義の程度は強まるという結果である。保守主義の程度が強ま

る持株比率は、用いるモデルによって異なる結果であるが、一貫して統計的有意性がみられるのは35%から45%の範囲である。先行研究が示唆するように、会計上の保守主義がエージェンシー問題を緩和する一つの仕組みとして市場で受け取られているとすれば、経営者のエントレンチメントが懸念されるケースにおいては、保守主義への市場のディマンドが高まりその結果として保守主義の尺度も高まる。これは、Shuto and Takada(2010)の分析結果を再確認するものである。

ただ、本稿の結果の解釈に関しては慎重さが求められよう。それは多重共線性の問題である。本稿で用いている回帰モデルは特に3次項モデルの場合は、説明変数間の相関は変数の定義上、高い。例えば、経営者の持株比率とd\_Ret変数の交差項である3つの説明変数 ( $dR\_MO \cdot dR\_MO2 \cdot dR\_MO3$ ) の個別のVIFはすべて、多重共線性を判断する一般的基準値である10を遥かに超える値(図表9を参照)をみせている。持株比率の1次項だけを用了場合と2次項までを導入した場合のVIF値の結果と合わせてみると、(1次項から3次項まで全部用いる)3次項モデルにおける多重共線性の可能性は否定できない。また、C\_Scoreを用了結果に関しては、本稿の分析では考慮されていない説明変数による問題(omitted variable bias)も考えられる。先行研究の結果から示唆されるように、もし保守主義が企業のコーポレート・ガバナンスの構造<sup>30)</sup>に影響を受けるとすれば、当該変数をコントロールしない場合、OLS推定量はバイアス(不変推定量ではなく、一致性ももたない)をもつことが知られている<sup>31)</sup>。

30) ガバナンス構造と保守主義の関係については次のような先行研究で触れられている。例えば、Beekes et al.(2004), Ahmed and Duellman(2007), Garcia Lara et al(2007), Leventis et al(2013) など。

31) Shuto and Takada(2010) では、追加分析の中で保守主義への株式所有構造の影響を考慮するために、3次項モデルの中に金融機関や事業法人の持株比率変数も導入した場合の分析結果も紹介している。そこで本稿でも、一貫して統計的有意性を保っている、C\_Scoreをも用了式(3)のケース(図表8の(3))に、金融機関や事業法人の持株比率変数を導入した分析も行ったが有意性には変わりはなかった。また外国人投資家の持株比率も入れた場合も同様の結果が得られた。

図表9 注目変数のVIF (分散拡大要因)

	(1)	(2)	(3)		(3)
dR_MO	1.63	10.72	34.48	dR_MO <sub>0_20</sub>	2.76
dR_MO2		9.02	154.61	dR_MO <sub>20_40</sub>	2.63
dR_MO3			63.99	dR_MO <sub>40~</sub>	1.81

注) 表の左側の (1) から (3) は3次項モデルを、右側の (3) はpiecewise回帰モデルでの分析結果を表している。

なお、他の説明変数のVIF値は省略している。

$$C\_Score_{it} = \beta_0 + \beta_1 MO_{it} + \beta_2 MO2_{it} + \beta_3 MO3_{it} + \beta_4 MtB_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Size_{it} + \beta_7 Ret\_vol_{it} + year\ dummy + industry\ dummy + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$C\_Score_{it} = \beta_0 + \beta_1 MO_{0,a} + \beta_2 MO_{a,b} + \beta_3 MO_{b,c} + \beta_4 MtB_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Size_{it} + \beta_7 Ret\_vol_{it} + year\ dummy + industry\ dummy + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

## 5. おわりに

本稿では、2002年から2014年までの日本の上場企業を分析対象に、経営者のエントレンチメントの存在について会計上の保守主義の観点から検証を行った。先行研究の結果から示唆されるように、エージェンシー問題を緩和する保守主義の役割が認められるのであれば、経営者のエントレンチメント効果がアラインメント効果を上回るようなケースにおいては保守主義の需要は高まることが想定できる。Shuto and Takada(2010)は、経営者の持株比率の3次項まで用いた推定モデルを用いた分析で経営者の自社株式の保有によって想定される二つの効果（アラインメント・エントレンチメント）を保守主義との関係を確認している。

本稿では、Shuto and Takada(2010)に倣って同様の分析を行った。企業価値と経営者の持株比率との関係からはエントレンチメントの存在を示唆するような結果は見られなかったと報告している鄭 (2015、2016) の研究を契機とし、本稿では会計上の保守主義の観点からの検証を試みた。分析



結果はおおむね、先行研究のそれに整合しており、経営者のエントレンチメントの存在が認められる結果が得られた。しかし、エントレンチメントが認められる範囲や結果の統計的有意性の一貫性は用いる推定モデルによって変動をみせているなど、首尾一貫した結果をえるには至らなかった。また、一部推定モデルにおいては、多重共線性の可能性が考えられるなど、本稿の分析結果の解釈には慎重さがもとめられよう。ただ、個別企業の保守主義の尺度（C\_Score）を用いた分析においては、経営者の持株比率が35%から45%の範囲においては持株比率と保守主義の尺度<sup>32)</sup>は一貫して正の結果を見せているなど、本稿の結果は、経営者の持株比率が中間の範囲においては経営者のエントレンチメント効果が存在していると報告しているShuto and Takada(2010)のインプリケーションを否定するものではない。本稿で用いたC\_Scoreを用いた分析からより頑健な結果を得るためには今後、保守主義と関連のある新たな説明変数の導入など、追加検証が今後の課題として必要となるだろう。

そして、もし経営者の持株比率と保守主義の尺度のプラスの関係が、経営者のエントレンチメントによって高まったエージェンシーコストの削減のためだと認めるとすれば、当該企業においてはその保守主義の効果として（株主にとって）何等かのベネフィット（例えば、資本コストの低下または企業価値の上昇のような現象が観察されるかもしれない。市場における評価はファイナンス分野の今後の研究課題としたい。

---

32) 保守主義の尺度は他にもいくつか存在している。他の尺度についても同様のことがいえるかについては検証の余地がある。

## 参考文献

- Ahmed,A.S. and S.Duellman(2007) “Accounting Conservatism and Board of Director Characteristics: An empirical Analysis,” *Journal of Accounting and Economics* 43, 411-437.
- Basu,S(1997) “The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, 24: 3-37.
- 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, 47-59.
- Chi, W., Liu, C., & Wang, T( 2009 ) “What affects accounting conservatism?: A corporate governance perspective,” *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 5: 47-59.
- Francis,B.,Hasan,L.,Wu,Q(2013) “The Benefits of Conservative Accounting to Shareholders: Evidence from the Financial Crisis,” *Accounting Horizons*, 27, 319-346.
- Garcia Lara,J.M.,B.Garcia Osma and F.Penalva(2007) “Board of Directors’ Characteristics and Conditional Accounting Conservatism:Spanish Evidence,” *European Accounting Review* 16,727-755.
- Khan,M.,and R.L.Watts(2009) “Estimation and Empirical properties of a firm year measure of accounting conservatism,” *Journal of Accounting and Economics* 48,132-150.
- Kim,J.B., and L.Zhang(2016) “Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk:firm-level Evidence,” *Contemporary Accounting Research*, 33, 412-441.
- LaFond,R. and S.Roychowdhury(2008) “Managerial Ownership and Accounting Conservatism” *Journal of Accounting Research*, 46,No1, 1-36.
- LaFond,R. and R.L.Watts(2008) “The Information role of Conservatism” *The Accounting Review*, 83, 447-478.
- Lennox,C.(2005) “ Managerial Ownership and Audit Firm Size” *Contempo-*

*rary Accounting Research*, 22, 205-227.

Leventis, S., P. Dimitropoulos and S. Owusu-Anash (2013) "Corporate Governance and Accounting Conservatism: Evidence from the Banking Industry," *Corporate Governance: An International Review* 21, 264-286.

Shuto, A. and Takada (2010) "Managerial Ownership and Accounting Conservatism in Japan: A test of Management Entrenchment Effect," *Journal of Banking Finance & Accounting*, 1-26.

Teshima, N. and A. Shuto (2008) "Managerial Ownership and Earnings Management: Theory and Empirical Evidence From Japan" *Journal of International Financial Management and Accounting* 19, No2, 107-32.

Santhosh Ramalingegowda, Yong Yu (2012) "Institutional ownership and conservatism" *Journal of Accounting and Economics*, 53, 98-114.

Warfield, T.D., J.J. Wild, and K.L. Wild (1995) "Managerial Ownership, Accounting choices, and informativeness of earnings" *Journal of Accounting and Economics*, 20, 61-91.

大橋良生 (2016) 「会計上の保守主義の影響に関する影響」博士論文、東北大学

久保克行・齋藤卓爾 (2009) 「配当政策と経営者持ち株 - エントレンチメントの観点から」*経済研究*第60巻1号, 47-59

桜井久勝 (2007) 『財務会計講義』中央経済社

首藤昭信 (2010) 『日本企業の利益調整：理論と実証』中央経済社

鄭義哲 (2015) 「経営者の持株比率と株式パフォーマンス」『西南学院大学商学論集』第62巻第2号、73-94.

鄭義哲 (2016) 「経営者のエントレンチメントは存在するのか - 企業価値と経営者の持株比率の関係からの考察」『西南学院大学商学論集』第63巻第1号併合、1-24.

中野誠・大坪史尚・高須悠介 (2015) 「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」日本銀行金融研究所 『金融

研究』99-146

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』第43巻第1号，119-141.

中村亮介（2014）「保守主義に関する実証研究の動向：Conditional conservatism Unconditional conservatismの役」一橋大学大学院商学研究科 Working paper series 183, 1-14.

松浦克己（2012）「日本企業の配当と自社株買いにみる還元政策－役員持株比率との関係」『広島大学経済論叢』第36巻1号，53 - 65.