

論文

ラチェット効果に伴う利益減少型の 報告利益管理が経営者予想利益の 設定に与える影響

矢内 一利

キーワード

ラチェット効果
経営者予想利益
利益減少型の報告利益管理
一時的な利益

目次

- はじめに
 - 研究の背景
 - 仮説
 - リサーチ・デザイン
 - 分析結果
 - 追加分析—経営者予想利益の最終予想を用いた分析—
 - 結論と課題
- 注
参考文献

1. はじめに

日本企業では、経営者の業績目標として、決算短信における予想利益（以下では経営者予想利益とする）が用いられていることが様々な調査や先行研究で示唆されている。業績目標（予算上の利益目標）については、当期の実績値が業績目標を上回った場合は次期の業績目標が当期と比べて積極的に引き上げられる一方で、当期の実績値が業績目標を下回った場合には次期の業績目標が当期と比べて消極的に引き下げられる「ラチェット」が存在する可能性が先行研究で見出されている。経営者予想利益の達成度に応じて経営者報酬が変化し、かつラチェットが経営者予想利益に生じるならば、当期の優れた業績は次期の経営者予想利益を大幅に引き上げ、次期の経営者予想利益の達成を難しくする。この場合、経営者の将来の報酬が減るため、当期の業績を意図的に低下させる「ラチェット効果」が生じることも先行研究で見出されている。本研究では、先行研究と同様に、予算と関連が深い経営者予想利益にラチェットが生じているかどうかをまず確認する。その上で、経営者予想利益のラチェットや当期の業績を意図的に低下させるラチェット効果を前提として、特に裁量前（報告利益管理前）の利益が一時的に上昇しかつ当期の経営者予想利益を上回っている企業において、ラチェット効果に伴う利益減少型の報告利益管理が次期の経営者予想利益の水準に影響を与えているかどうかを検証するのが本研究の目的である。また、本研究では、経営者の期初予想（通期の決算短信における予想）だけでなく、追加的な分析として最終予想（実績値の公表に最も近い時点の予想）を用いた分析も行っている。経営者の最終予想を用いたラチェット（ラチェット効果）の検証はほとんど行われていないので、これは本研究の貢献の一つと言える。

本研究は、矢内（2016a）で行った経営者予想利益のラチェット効果に伴う利益減少型の報告利益管理が経営者予想利益の設定に与える影響についての検証を精緻化し、拡張したものである。本研究は、限定的であるが、ラチェット効果によってもたらされる利益減少型の報告利益管理が次期の経営者予想利益の設定に与える影響を検証しているので、報告利益管理が経営者予想利益の設定に与える影響についての今後の検証に貢献すると思われる。加えて、決算短信制度はわが国特有の開示制度であり、経営者予想利益に関する報告利益管理はわが国特有の報告利益管理と言える。本研究は日本特有の情報開示システムの経済的影響を報告利益管理の観点から考察するという意義を有するだけでなく、そのインプリケーションは他国の会計制度や実務を考察する上でも有益と考えられる。

本研究の構成は以下のとおりである。2. では先行研究を整理して、本研究の背景を述べる。3. では先行研究をもとに仮説を構築する。4. ではリサーチ・デザイン、5. では分析結果、6. では追加分析の結果を提示する。7. が本研究の結論と今後の課題である。

2. 研究の背景

2.1 業績目標（予算）のラチェット

そもそも、業績連動型報酬の制度で経営者（従業員）の業績評価を行い、報酬を決定するに際しては、業績目標が設定される。業績連動型報酬は、業績目標を業績が達成した程度によって決定される。業績評価において業績目標を設定することは、労働者を動機づけるために重要であり、業績目標は達

成が簡単すぎず、かつ難しくないものであるべきとされる (Merchant and Van Der Stede 2011)。日本企業において、実績利益の増減を経営者報酬に対応させる会計ベースの経営者報酬契約が存在する可能性については、様々な実証研究も行われている。Kaplan (1994)、Joh (1999)、乙政 (2004, 第4章)、乙政 (2005)、Kato and Kubo (2006)、Mitsudome et al. (2008)、乙政・椎葉 (2009)、乙政 (2010)、首藤 (2010, 第10章)、Otomasa et al. (2015) では、日本企業の経営者報酬が企業の会計上の利益あるいは株価と有意なプラスの連動性が見られることが判明している。また、経営者報酬のうち、役員賞与の業績に関する感応度について検証した先行研究としては、胥 (1993)、村瀬 (1995)、Xu (1997)、Murase (1998)、阿萬 (2002)、星野 (2003, 第7章)、蟻川 (2004)、Kato and Kubo (2006)、坂和・渡辺 (2009)、首藤 (2010, 第10章)、新美 (2010) があげられる。これらの分析結果から、株主の利益が経営者のインセンティブに織り込まれ、経営者報酬の仕組みには一定のインセンティブ機能が備わっている可能性が示唆される。

報酬を業績と連動させるインセンティブ・システムを適用し、業績目標を事前に設定する際に客観的でコストのかからない方法としては、同一職務にとどまっている同一人物の過去の業績を用いる方法があげられる (Milgrom and Roberts 1992、Murphy 2000)。Weitzman (1980) は、過去の業績を完全に組み込んで業績目標とする時、すなわち過去の業績を業績目標のベンチマークとする時、好業績の期間の後に達成すべき業績目標が引き上げられる傾向があると主張した。これを、Weitzman (1980) は「ラチェット法則 (ratchet principle)」と呼んだ。実際に、業績目標である予算については、予算が過去の実績値を上回った場合に予算が積極的に引き上げられる一方で、過去の実績値を下回った場合には消極的に予算が引き下げられる傾向が見られることが、先行研究で指摘されている。

Leone and Rock (2002) では、ある企業の事業部の内部データを用いて、当期の実績利益が当期の予算上の利益目標額を上回る「有利差異」が生じている場合、有利差異が次期の利益目標額の設定に反映されて次期の利益目標額が引き上げられる程度は、当期の実績利益が当期の利益目標額を下回る「不利差異」が生じている場合の次期の利益目標額が引き下げられる程度と比べて大きくなっていることが分析により見出された。すなわち、予算には「ラチェット」が生じていることを実証分析により明らかになったのである⁽¹⁾。同様に、Bouwens and Kroos (2011) でも、小売業の企業の店舗レベルの内部データを用いた実証分析により、売上高の業績目標にラチェットが存在することを見出した。また、Aranda et al. (2014)、Mahlendorf et al. (2014) でも、企業内の各事業部門のマネジャー等の業績目標にラチェットが見られることが判明している。

2.2 業績目標としての経営者予想利益と経営者予想利益のラチェット

日本企業では、経営者予想利益が予算や組織内部の利益計画と密接に関連していることが様々な調査で指摘されている。柳 (2011) は、多くの上場企業で予算をベースに経営者予想 (業績予想) を作成するのが慣例となっており、対外的な経営者予想開示との間に強いリンケージがあることを指摘している。IR 部門が経営者予想の作成に関与している企業を対象とした円谷 (2009) の調査では、多くの企業ではボトムアップで全社経営者予想を作成していることが判明している。黒川他 (2009) や

中條（2009）の調査では、各事業部の予算を積み上げる形で経営者予想利益を作成する企業が大半であることが明らかにされた。また、横田・妹尾（2011）の調査では、予算管理と経営者予想とのリンクが強化されていることが判明している。加えて、日本 IR 協議会が 2010 年に全株式上場会社 3,739 社を対象として実施したアンケート調査（1,122 社回答、回答率 30.0%）では、回答企業の 82.0% で予想値は各事業部門などが報告してくる数値をもとに決められるという結果が報告されている。さらに、全株式上場会社 3,644 社を対象とした同協会の 2011 年の調査（1,032 社回答、回答率 28.3%）では、74.1% の企業で社内の年次予算をベースに予想値が作成され、70.4% の企業で各事業部門が報告する数値をもとに予想値が作成されていると報告されている⁽²⁾。

予算とのリンクが強い経営者予想利益については、経営者を評価する際の業績目標として用いられている可能性が先行研究で示唆されている。須田・花枝（2008）の上場企業を対象とした調査では、日本企業が外部に公表する報告利益の業績目標値として、自社が公表した予想値を最も重視していることが判明している。首藤（2010、第 4 章）でも、実績利益が経営者予想利益を上回っている企業よりも、実績利益が経営者予想利益を下回る企業よりはるかに多いということから、経営者予想利益が報告利益のベンチマークとなっている可能性を指摘している。

日本企業で、業績目標としての経営者予想利益の未達が実際に経営者報酬の減額を導くかどうかについては、Matsunaga and Park（2001）に基づき、乙政他（2014）が検証を行っている。検証の結果、実績利益が経営者予想利益を下回った場合に経営者報酬の減額につながることや、経営者予想利益の未達による経営者報酬の減額の程度は利益額ゼロの未達の場合に次いで大きいことが見出された。また、Otomasa et al.（2015）でも、経営者予想利益が経営者報酬の業績目標として用いられており、実績利益が経営者予想利益を下回った場合に経営者報酬が減少し、上回った場合に経営者報酬が増加することが分析により判明している。矢内（2016b）では、実績利益が経営者予想利益を下回ると役員賞与が減少する傾向があることが分析により明らかになっている。以上のことから、日本企業では経営者を評価する際に、報告利益の業績目標として経営者予想利益を用いていることが考えられる⁽³⁾。

予算と経営者予想利益とのリンクが強いことを踏まえて、安酸（2016）では、決算短信における経常利益と当期純利益の予想値を予算の代理変数として用いて、経営者予想利益にラチェットが見られるかどうかを検証した。安酸（2016）は、検証に際して、 t 期の実績利益が（ $t-1$ 期に予想された） t 期の経営者予想利益を上回っている場合の予想誤差を「有利差異」、 t 期の実績利益が（ $t-1$ 期に予想された） t 期の経営者予想利益を下回っている場合の予想誤差を「不利差異」とした。検証の結果、 t 期の有利差異が $t+1$ 期の経営者予想利益の設定に反映されて $t+1$ 期の経営者予想利益が増額される程度は、 t 期の不利差異が $t+1$ 期の経営者予想利益の設定に反映されて $t+1$ 期の経営者予想利益が減額される程度よりも大きくなっており、経営者予想利益には予算（業績目標）と同様にラチェットが見られることが判明した。これについて、安酸（2016）は、 t 期の報告利益が経営者予想利益を上回る（下回る）場合、 $t+1$ 期の経営者予想利益の設定において、 t 期の経営者予想利益が相対的に軽視（重視）され、 t 期の報告利益が相対的に重視（軽視）されている現象が起きていると解釈している⁽⁴⁾。日本企業を対象とした同様の分析結果は、矢内（2016a）においても明らかになっている。

2.3 ラチェット効果と利益減少型の報告利益管理

Weitzman (1980) と Milgrom and Roberts (1992) は、業績目標にラチェットが生じ、大きく過去の業績に依存して当期の業績目標が改訂される場合、深刻なインセンティブの問題が引き起こされると主張している。職務に就く者が変わらないままであり、業績目標の達成度に伴い報酬が決定される場合、過去の優れた業績が当期の業績目標を大幅に引き上げ、当期の業績目標は達成が難しくなり、労働者の報酬が減少することが予想されるのである。現在の業績が将来の業績目標に影響を及ぼすという関係を労働者が予期したなら、将来の報酬が減ることを避けるために、現在の時点で生産性を落としていき、業績を低下させる強いインセンティブを事前に持つことになる。このような業績目標のラチェットに伴って（将来の報酬を得るために）業績を低下させるという仮説を、Weitzman (1980) に基づき、Leone and Rock (2002) は「ラチェット効果」と呼んでいる。以上の場合、報酬に関わる契約（雇用契約）は、期間ごとの契約であることを暗に仮定している。このような過去の業績をそのまま業績目標とする期間ごとの契約では、同じ職務に新たな人物が各期につくのではなく、同じ職務に同一人物がついている場合に、ラチェット効果による問題が引き起こされるのである（Milgrom and Roberts 1992; Indjejikian et al. 2014）。

Leone and Rock (2002) は、次期の裁量前（報告利益管理前）利益と比べて当期に一時的に裁量前の利益が高く、かつ当期の裁量前利益が利益目標額を上回っている場合、ラチェットにより当期から次期にかけての利益目標額が大きく上昇し、かつ一時的な利益は持続しないために次期の利益目標額達成が難しくなることに着目した。この場合、ラチェットによる利益目標額の引き上げを抑制し、中長期的に獲得される経営者報酬の総額の減少を避けるために、当期に負の裁量的発生項目額（裁量的発生高）を計上する利益減少型の報告利益管理を行う傾向があることが見出されている。同様に、矢内 (2016a) でも、当期に実績利益と裁量前利益が経営者予想利益を上回っており、かつ当期に（次期と比べて）裁量前の利益が一時的に上昇している企業では、一時的な利益を計上していない企業と比べて、当期に負の裁量的発生項目額が大きくなる傾向があることを分析により見出している。

しかしながら、特に当期に実績利益と裁量前利益が経営者予想利益を上回っており、かつ当期に（次期と比べて）一時的に裁量前利益が上昇している企業で、ラチェット効果に伴う利益減少型の報告利益管理が、実際に次期の経営者予想利益の設定にどのような影響を及ぼすのかについては、詳細な検証が行われていない。

3. 仮説

3.1 経営者予想利益のラチェットの検証

本研究では、利益目標である予算の代理変数として経営者予想利益を用いて、経営者予想利益にラチェットが見られるかどうかをまず確認する。既に述べたように、安酸 (2016) と矢内 (2016a) では、当期に実績利益が経営者予想利益を上回っている企業では、当期に実績利益が経営者予想利益を下回っている企業と比べて、ラチェットにより次期の経営者予想利益が積極的に引き上げられることが判明している。すなわち、 t 期の実績利益 E_t が ($t-1$ 期に予想された) t 期の経営者予想利益 MFE_t

を上回る（下回る）場合、(t 期に予想された) t+1 期の経営者予想利益 MFE_{t+1} の設定において MFE_t が相対的に軽視（重視）され、 E_t が相対的に重視（軽視）されることが見出されている。経営者予想利益のラチェットを検証するモデルは、以下の(1)式になる。

$$(MFE_{t+1} - MFE_t) = \alpha_0 + \beta_1 (E_t - MFE_t) + \beta_2 FAIL_t \cdot (E_t - MFE_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$FAIL_t$ は t 期の実績利益が t 期の経営者予想利益（t-1 期に予想された経営者予想利益）を達成していなかった場合、すなわち $E_t < MFE_t$ の場合に 1、そうでない場合に 0 となるダミー変数である。 ε_t は誤差項を表す。t 期の実績利益が t 期の経営者予想利益を上回る「悲観的（pessimistic）」な予想を企業が行っていたことを「有利差異 ($E_t > MFE_t$)」とし、t 期の実績利益が t 期の経営者予想利益を下回っている「楽観的（optimistic）」な予想を企業が行っていたことを「不利差異 ($E_t < MFE_t$)」とする。有利差異が生じている企業を PF 企業、不利差異が生じている企業を OF 企業とする場合、ラチェットが経営者予想利益に存在するならば、PF 企業において $E_t - MFE_t$ が MFE_{t+1} に反映されて MFE_{t+1} が引き上げられる程度を示す $\hat{\beta}_1$ は、OF 企業において $E_t - MFE_t$ が MFE_{t+1} に反映されて MFE_{t+1} が引き下げられる程度を示す $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ よりも大きくなる。すなわち、 $\hat{\beta}_1 > 0$ 、 $\hat{\beta}_2 < 0$ 、 $\hat{\beta}_1 > \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 > 0$ になると予想される。

3.2 仮説 1 と仮説 2

本研究では、Leone and Rock（2002）に基づき、当期に裁量前利益が一時的に上昇している企業、すなわち当期に「一時的な利益」を計上している企業を以下のように定義する。まず、t 期の裁量的発生項目額を DA_t 、t 期の裁量前利益を $EBDA_t (= E_t - DA_t)$ とし、企業は t 期に t+1 期の裁量的発生項目額 DA_{t+1} と裁量前利益 $EBDA_{t+1} (= E_{t+1} - DA_{t+1})$ が予測できると仮定する。その上で、PF 企業のうち、 $EBDA_t > EBDA_{t+1}$ かつ $EBDA_t > MFE_t$ である企業を、t 期に一時的利益を計上している企業とする。

PF 企業のうち、t 期に一時的な利益を計上し、利益減少型の報告利益管理を行った企業では、「 $EBDA_t > MFE_t$ 」かつ「 $EBDA_t > E_t > MFE_t$ 」となっている。本研究では、このような $EBDA_t > EBDA_{t+1}$ かつ $EBDA_t > MFE_t$ かつ $DA_t < 0$ である PF 企業を「DAN 企業」とする。首藤（2010、第 4 章）では、報告利益が経営者予想利益を上回っている企業で利益減少型の報告利益管理が行われる理由について、当期から将来の期間に報告利益を繰り延べて、次期以降の経営者予想利益を容易に達成するためと解釈している。これが事実であり、経営者予想利益にラチェットが存在する場合、すなわち E_t が MFE_t を上回る場合に MFE_{t+1} の設定において MFE_t を相対的に軽視し、 E_t を相対的に重視しているならば、DAN 企業ではラチェットによる MFE_{t+1} の上昇を抑制するために利益減少型の報告利益管理が行われることで、 MFE_{t+1} はより達成可能な $EBDA_t$ より低い水準 (E_t に近い水準) になっていると予想される。

以上のことから、DAN 企業の MFE_{t+1} が、より達成可能な $EBDA_t$ より低い水準になるかどうかについて、本研究では検証を行う。仮説 1 は以下ようになる。

仮説1：t期に有利差異と裁量前有利差異が生じている企業のうち、ラチェット効果に伴うt期からt+1期の経営者予想利益の上昇を防ぐために利益減少型の報告利益管理を行った企業では、t+1期の経営者予想利益の水準をt期の裁量前利益の水準より低くする。

これに対し、PF企業のうち、DAN企業と同様に有利差異と裁量前有利差異が生じており、t期に利益増加型の報告利益管理を行った企業、すなわち $DA_t > 0$ である企業を、本研究では「DAP企業」とする。DAP企業では、「 $E_t > EBDA_t > MFE_t$ 」という状態になっている。経営者予想利益のラチェットにより、 E_t が MFE_t を上回る場合、 MFE_{t+1} の設定において MFE_t が相対的に軽視される一方で、 E_t が相対的に重視されるとする。このような場合、DAN企業では、DAP企業と異なり、 MFE_{t+1} の水準は $EBDA_t$ より低くなると考えられる。つまり、DAN企業の $EBDA_t - MFE_t$ が MFE_{t+1} の水準の設定に反映されて MFE_{t+1} が MFE_t より増額される程度は、DAP企業の $EBDA_t - MFE_t$ が MFE_{t+1} の水準の設定に反映されて MFE_{t+1} が MFE_t より増額される程度と比べて小さいと考えられる。ゆえに、以下の仮説2が導かれる。

仮説2：t期に有利差異と裁量前有利差異が生じている企業のうち、ラチェット効果に伴うt期からt+1期の経営者予想利益の上昇を防ぐために利益減少型の報告利益管理を行った企業では、t期の裁量前有利差異がt+1期の経営者予想利益の設定に反映されてt+1期の経営者予想利益が増額される程度が、利益増加型の報告利益管理を行った企業と比べて小さい。

4. リサーチ・デザイン

4.1 モデル

仮説1を検証する前に、以下の(2)式の推定を行い、経営者予想利益にラチェットが存在するかどうか確認する。

$$(MFE_{t+1} - MFE_t) = \alpha_0 + \beta_1 (E_t - MFE_t) + \beta_2 FAIL_t \cdot (E_t - MFE_t) + \beta_3 LnAs_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 CAP_t + \beta_6 RD_t + \beta_7 DR_t + \beta_8 \Delta E_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

MFE_t はt-1期において経営者が予想したt期の経常利益、 MFE_{t+1} はt期において経営者が予想したt+1期の経常利益、 E_t はt期の経常利益を示している。 $MFE_{t+1} - MFE_t$ と $E_t - MFE_t$ は期首の総資産額でデフレートしている。また、 $FAIL_t$ は $E_t < MFE_t$ の場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数である。推定の際には時間ダミー変数と産業ダミー変数を含めている。ラチェットが経営者予想利益に存在するならば、PF企業において $E_t - MFE_t$ が MFE_{t+1} に反映されて MFE_{t+1} が引き上げられる程度を示す $\hat{\beta}_1$ は、OF企業において $E_t - MFE_t$ が MFE_{t+1} に反映されて MFE_{t+1} が引き下げられる程度を示す $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ よりも大きくなる。すなわち、 $\hat{\beta}_1 > 0$ 、 $\hat{\beta}_2 < 0$ 、 $\hat{\beta}_1 > \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 > 0$ になると予想される。コントロール変数には、t期の総資産額の自然対数 $LnAs_t$ 、t期の事業利益（営業利益＋受取利息・配当金＋持分法による投資損益）÷t期首の総資産額で算定した総資産事業利益率

ROA_t 、 t 期の売上高設備投資率（設備投資額÷売上高） CAP_t 、 t 期の売上高研究開発費率（研究開発費÷売上高） RD_t 、 t 期の有利子負債比率（有利子負債÷総資産） DR_t 、 t 期の対前年度経常利益成長率 ΔE_t を用いる⁽⁵⁾。最初の5つの指標は、Ota（2006）、太田・近藤（2011）、鈴木（2013）により、それぞれ経営者の予想利益に影響を与えられ、規模、収益性、設備投資、研究開発投資、債権者からのプレッシャーをコントロールする変数である。最後の ΔE_t は、利益変動が大きい（小さい）企業で、実績値を上回る楽観的（悲観的）な予想がなされる傾向があることが Easterwood and Nutt（1999）で見出されているため、コントロール変数に加えている⁽⁶⁾。

仮説1と仮説2については、当期に有利差異（ $E_t > MFE_t$ ）と裁量前有利差異（ $EBDA_t > MFE_t$ ）が生じている企業のうち、 $EBDA_t > EBDA_{t+1}$ かつ $DA_t < 0$ である DAN 企業と、 $DA_t > 0$ である DAP 企業に対する分析で検証する。検証にあたっては、 t 期の裁量的発生項目額 DA_t を推定する。 DA_t の推定は、以下の Kasznik（1999）の CFO 修正 JONES モデルを用いて行う。

$$TA_t = \alpha_0 + \beta_1 (\Delta REV_t - \Delta REC_t) + \beta_2 PPE_t + \beta_3 \Delta CFO_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

TA_t は t 期の会計発生項目額（ $TA_t = E_t - CFO_t$ ）、 REV_t は t 期の売上高、 REC_t は t 期の売上債権、 PPE_t は t 期の有形固定資産、 CFO_t は t 期の営業キャッシュフロー、 Δ は差分を表す。各変数は期首の総資産額でデフレートしている。(3)式の推定は、東証33業種分類に基づき、産業別クロスセクションで行い、推定した回帰式に各社のデータを入れて非裁量的発生項目額 NDA_t の推定値をもとめる⁽⁷⁾。この NDA_t の推定値を各社の TA_t から控除して算定される差額が、各社の t 期の裁量的発生項目額 DA_t となる（ $DA_t = TA_t - NDA_t$ ）。その上で、 t 期の裁量前利益 $EBDA_t (= E_t - DA_t)$ の計算を行う。あわせて、 $t+1$ 期の裁量的発生項目額 DA_{t+1} （ $DA_{t+1} = TA_{t+1} - NDA_{t+1}$ ）を推定して、 $t+1$ 期の裁量前利益 $EBDA_{t+1} (= E_{t+1} - DA_{t+1})$ の計算も行う。 $EBDA_t$ と $EBDA_{t+1}$ の推定を行った後、DAN 企業と DAP 企業に対し、仮説1と仮説2の検証を行う。検証に用いるモデルは、以下の(4)式である。

$$(MFE_{t+1} - MFE_t) = \alpha_0 + \beta_1 (EBDA_t - MFE_t) + \beta_2 DAN_t \cdot (EBDA_t - MFE_t) + \beta_3 LnAs_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 CAP_t + \beta_6 RD_t + \beta_7 DR_t + \beta_8 \Delta E_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$MFE_{t+1} - MFE_t$ と $EBDA_t - MFE_t$ は期首の総資産額でデフレートしている。コントロール変数は(2)式と同じであり、推定の際には時間ダミー変数と産業ダミー変数も含める。 DAN_t は DAN 企業である場合に1、そうでない場合（DAP 企業である場合）に0となるダミー変数である。 $\hat{\beta}_1$ は DAP 企業における裁量前有利差異が MFE_{t+1} の設定に反映されて MFE_{t+1} が増額される程度、 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ は DAN 企業における裁量前有利差異が MFE_{t+1} の設定に反映されて MFE_{t+1} が増額される程度を表す。仮説1に基づく $\hat{\beta}_1 > 0$ 、 $\hat{\beta}_2 < 0$ 、 $1 > \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ になると予想される。また、仮説2に基づく $\hat{\beta}_1 > 0$ 、 $\hat{\beta}_2 < 0$ 、 $\hat{\beta}_1 > \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 > 0$ になると予想される。

4.2 サンプルとデータ

本研究では、分析に際して、①2002年3月期から2013年3月期の各期で東証一部・二部に上場（金

融・証券・保険業を除く)、②3月期決算企業で決算月数が12、③連結決算の財務データが『NEEDS FinancialQUEST』から入手可能、④連結経常利益の予想値が『NEEDS FinancialQUEST』から収集可能という全ての条件を満たす企業を抽出した。その上で、モデルに用いる主な変数の上下1%に含まれるサンプルを外れ値としてサンプルから除外した。最終的なサンプル数は12,308社-年となった。このうち、PF企業は6,484社-年、OF企業は5,824社-年であった。また、DAN企業は1,795社-年、DAP企業は1,133社-年であった。

図表1は、本研究で用いたサンプルの基本統計量である。 $E_t - MFE_t$ の値は平均して負になっており、Ota (2006)を初めとする経営者予想利益に関する様々な先行研究で示唆されているように、経営者予想利益が実績利益を上回る楽観的な予想の程度が大きいことが伺える。

図表1 基本統計量

変数	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
$MFE_{t+1} - MFE_t$	0.003	0.028	-0.005	0.003	0.013
$E_t - MFE_t$	-0.001	0.026	-0.010	0.001	0.010
$EBDA_t - MFE_t$	-0.001	0.036	-0.021	-0.001	0.020
E_t	0.051	0.046	0.023	0.043	0.073
$EBDA_t$	0.051	0.045	0.024	0.048	0.076
$LnAS_t$	11.212	1.267	10.270	11.060	12.028
ROA_t	0.055	0.045	0.027	0.046	0.074
CAP_t	0.045	0.068	0.014	0.031	0.057
RD_t	0.018	0.028	0.000	0.008	0.026
DR_t	0.207	0.172	0.054	0.178	0.321
ΔE_t	0.004	0.033	-0.008	0.004	0.016
DA_t	-0.000	0.031	-0.020	-0.001	0.018

5. 分析結果

5.1 経営者予想利益のラチェットについての分析結果

図表2 (2)式の分析結果—経営者予想利益のラチェットの検証—

説明変数	α_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	$Adj.R^2$
回帰係数	0.018**	0.801**	-0.251**	-0.001**	-0.105**	-0.004	0.065**	0.001	0.106**	0.557
(t値)	(11.18)	(56.44)	(-14.86)	(-4.12)	(-23.85)	(-1.57)	(7.84)	(1.44)	(15.09)	

**は1%水準で有意、*は5%水準で有意であることを表す。

図表2は、経営者予想利益のラチェットを検証する(2)式の分析結果を示している。時間ダミー変数と産業ダミー変数の分析結果は省略している。図表2を見ると、コントロール変数でとりあげた要因を所与としても、 $\hat{\beta}_1$ と $\hat{\beta}_2$ はそれぞれ1%水準で有意となっている。PF企業において $E_t - MFE_t$ が

MFE_{t+1} に反映されて MFE_{t+1} が引き上げられる程度を示す $\hat{\beta}_1$ は 0.801 で、OF 企業において $E_t - MFE_t$ が MFE_{t+1} に反映されて MFE_{t+1} が引き下げられる程度を示す $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ (0.55) よりも大きくなっており、 $\hat{\beta}_1 > 0$ 、 $\hat{\beta}_2 < 0$ 、 $\hat{\beta}_1 > \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 > 0$ になっている。なお、図表 2 には示していないが、 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 = 0$ の帰無仮説は F 検定により 1% 水準で棄却されていた。これらの分析結果から、先行研究と同様に、PF 企業における有利差異が当期から次期にかけての経営者予想利益の増加に反映される程度は、OF 企業の不利差異が当期から次期にかけての経営者予想利益の減少に反映される程度と比べて大きくなっており、経営者予想利益のラチェットの存在が確認されたといえる。すなわち、t 期の報告利益が経営者予想利益を上回る（下回る）場合、t+1 期の経営者予想利益の設定において、t 期の経営者利益予想が相対的に軽視（重視）され、t 期の報告利益が相対的に重視（軽視）されることが見出されたのである。

5.2 仮説 1 と仮説 2 についての分析結果

図表 3 (4) 式の分析結果—仮説 1・2 の検証—

説明変数	α_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	$Adj.R^2$
回帰係数	0.003	0.745**	-0.636**	-0.000	0.064**	-0.002	0.045*	-0.005*	0.198**	0.453
(t 値)	(0.94)	(23.48)	(-22.24)	(-0.02)	(6.85)	(-0.36)	(2.24)	(-2.31)	(14.42)	

** は 1% 水準で有意、* は 5% 水準で有意であることを表す。

図表 3 は、仮説 1 と仮説 2 に対する (4) 式の分析結果を示している。時間ダミー変数と産業ダミー変数の分析結果は省略している。サンプルは DAN 企業と DAP 企業であり、2,928 社・年である。図表 3 を見ると、コントロール変数でとりあげた要因を所与としても、 $\hat{\beta}_1$ と $\hat{\beta}_2$ はそれぞれ 1% 水準で有意であり、 $\hat{\beta}_1 > 0$ 、 $\hat{\beta}_2 < 0$ となっており、 $1 > \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ となっている。これらの分析結果から、DAN 企業では、ラチェット効果に伴う t 期から t+1 期にかけての経営者予想利益の上昇を抑制するための利益減少型の報告利益管理が行われることで、t+1 期の経営者予想利益 MFE_{t+1} が t 期の裁量前利益 $EBDA_t$ より大幅に低い達成可能な水準で設定されることを示している。よって、仮説 1 は支持されたと言える。

また、図表 3 の分析結果では、 $\hat{\beta}_1 > \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 > 0$ となっていることから、DAN 企業では、DAP 企業と比べると、ラチェットに伴う t+1 期の経営者予想利益の上昇を防ぐために利益減少型の報告利益管理を行うことで、裁量前有利差異が t+1 期の経営者予想利益の設定に反映されて t+1 期の経営者予想利益が増額される程度が小さいことが伺える。つまり、DAP 企業の MFE_{t+1} の水準は $EBDA_t$ より顕著に低くないのに対して、DAN 企業の MFE_{t+1} の水準は $EBDA_t$ より顕著に低くなっているのである。なお、図表には示していないが、 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 = 0$ の帰無仮説は F 検定により 1% 水準で棄却されていた。以上のことから、仮説 2 は支持されたと言える。

6. 追加分析—経営者予想利益の最終予想を用いた分析—

本研究の分析で用いてきた経営者予想利益は、期初予想（通期の決算短信における予想）である。しかし、経営者予想利益は、期初予想から最終予想（実績値の公表に最も近い時点の予想）までの間に修正される場合がある。そこで、最終予想を用いた(2)式と(4)式の推定を行い、仮説1・2を検証することを行う。

図表4 最終予想を用いた(2)式の分析結果—経営者予想利益のラチェットの検証—

説明変数	α_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	$Adj.R^2$
回帰係数	0.029**	1.025**	-0.512**	-0.001**	-0.142**	-0.003	0.095**	0.003**	-0.051**	0.205
(t 値)	(16.90)	(29.62)	(-10.82)	(-8.34)	(-32.23)	(-1.37)	(11.04)	(3.18)	(-8.97)	

**は1%水準で有意、*は5%水準で有意であることを表す。

図表5 最終予想を用いた(4)式の分析結果—仮説1・2の検証—

説明変数	α_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	$Adj.R^2$
回帰係数	0.018**	1.257**	-1.185**	-0.001*	-0.056**	-0.002	0.017	0.000	0.013	0.104
(t 値)	(5.39)	(8.26)	(-8.02)	(-2.31)	(-5.65)	(-0.40)	(0.94)	(0.17)	(1.10)	

**は1%水準で有意、*は5%水準で有意であることを表す。

図表4は、 MFE_t と MFE_{t+1} に最終予想を用いた場合の(2)式の分析結果である。(2)式の分析結果を見ると、 $\hat{\beta}_1$ と $\hat{\beta}_2$ は1%水準で有意であり、 $\hat{\beta}_1 > 0$ 、 $\hat{\beta}_2 < 0$ 、 $\hat{\beta}_1 > \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 > 0$ になっている。以上のことから、最終予想を用いた場合も、経営者予想利益のラチェットが存在することが明らかになった。ただし、図表2の期首予想を用いた場合の分析結果と比較すると、 $\hat{\beta}_1$ ($\hat{\beta}_2$)の値は高く(低く)、かつ $Adj.R^2$ はかなり低くなっており、最終予想を用いた場合は期首予想を用いた場合よりもモデルの説明力が低くなっていることが伺える。なお、図表4には示していないが、 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 = 0$ の帰無仮説はF検定により1%水準で棄却されていた。

図表5は、最終予想を用いた場合の仮説1と仮説2に対する(4)式の分析結果を示している。時間ダミー変数と産業ダミー変数の分析結果は省略している。図表5を見ると、コントロール変数でとりあげた要因を所与としても、 $\hat{\beta}_1$ と $\hat{\beta}_2$ はそれぞれ1%水準で有意であり、 $\hat{\beta}_1 > 0$ 、 $\hat{\beta}_2 < 0$ 、 $1 > \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ となっている。これらの分析結果から、最終予想を用いた場合でも、DAN企業では、 $t+1$ 期の経営者予想利益 MFE_{t+1} が t 期の裁量前利益 $EBDA_t$ より大幅に低い達成可能な水準で設定されることを示している。よって、仮説1は支持されたと言える。また、 $\hat{\beta}_1 > \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 > 0$ となっていることから、最終予想を用いた場合でも、DAN企業では裁量前有利差異が $t+1$ 期の経営者予想利益の設定に反映されて $t+1$ 期の経営者予想利益が増額される程度が、DAP企業と比べて小さいことが伺える。なお、図表5には示していないが、 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 = 0$ の帰無仮説はF検定により1%水準で棄却されていた。よって、仮説2は支持されたと言える。ただし、図表3の期首予想を用いた場合の分析結果と比較すると、 $\hat{\beta}_1$ ($\hat{\beta}_2$)の値は高く(低く)、かつ $Adj.R^2$ はかなり低くなっており、最終予想を用いた場合は期首予

想を用いた場合よりもモデルの説明力が低くなっていることが伺える。

7. 結論と課題

本研究では、まず、先行研究に基づき、期首予想の経営者予想利益にラチェットが見られるかどうかを確認した。また、有利差異と裁量前有利差異が生じている企業のうち、当期に一時的な利益を計上し、ラチェット効果に伴う利益減少型の報告利益管理を行った企業では、利益増加型の報告利益管理を行っている企業と比べて次期の経営者予想利益が当期の裁量前利益より著しく低い、達成しやすい水準に設定されていることが見出された。さらに、最終予想を用いた追加的な分析も行ったが、期首予想を用いた場合と同様な分析結果となることが判明した。

本研究の貢献としては、経営者予想利益のラチェットと当期のラチェット効果に伴う利益減少型の報告利益管理が、次期の経営者予想利益を設定する際の要因である可能性を見出したことがあげられる。本研究は、経営者予想利益の設定の要因または報告利益管理が経営者予想利益の設定に与える影響に関して、今後の研究の示唆を有していると考えられる。

今後の課題としては、分析に用いるコントロール変数について検討を加えることがまずあげられる。また、本研究では有利差異と裁量前有利差異が生じている企業を主に分析対象としているため、特に不利差異が生じている企業に対して、ラチェットが報告利益管理に与える影響に関する詳細な検証を行うことも必要と考えられる。さらに、中長期的な経営者報酬の観点からの検証も必要であろう。加えて、経営者予想利益については、浅野（2007）、浅野（2009a）、浅野（2009b）などで、株式市場から高評価を受けるために、期首予想から最終予想までの間に経営者予想利益を修正する「期待マネジメント」を行うことが判明している。本研究で最終予想を用いた場合のモデルの係数が期首予想を用いた場合より高くなっているのも、経営者予想利益の期待マネジメントによるものと推測される。ゆえに、この点を踏まえた検証も今後必要と考えられる。

注

- (1) 事業部門の予算上の利益目標に有利差異が出る場合の次年度利益目標の設定において、当期と比べて次年度の利益目標が積極的に引き上げられる一方で、利益目標に不利差異が出る場合の次年度利益目標の設定において、当期と比べて次年度の利益目標が消極的に引き下げられるのは、事業部門の管理者に与えられるインセンティブを大きく減少させることなく、利益のさらなる増大を事業部門の目標とすることを可能にするためと考えられる。詳細な説明は、Leone and Rock（2002）と安酸（2016）を参照されたい。
- (2) これらの調査結果は「第17回『IR活動の実態調査』（2010年度）」と「第18回『IR活動の実態調査』（2011年度）」にまとめられている。
- (3) 須田・花枝（2008）の調査では、経営者予想利益と比べてアナリスト予想利益は報告利益の目標値としてそれほど重視されていないことが判明している。また、経営者予想利益が同一の企業が多いことが矢内（2006）や太田・近藤（2011）で確認されている。ゆえに、アナリスト予想利益よりも、むしろ経営者予想利益が経営者報酬を確定する業績目標として用いられている可能性が考えられる。実際に、一部の日本企業では業績連動報酬額の決定の際の利益ベンチマークとして経営者予想利益を用いていることを公表している（乙政 2015）。
- (4) 安酸（2016）は、経営者予想利益に見られるラチェットは、利益のベンチマークとしての前年度利益と

経営者予想利益の同時達成を目指す経営者行動の結果であると理解できるとしている。このように考えた場合、経営者予想利益のラチェットは、当期の報告利益が経営者予想利益を下回る（上回る）場合より上回る（下回る）場合に、次期で達成すべきベンチマークとしての当期の報告利益の重要性が当期の経営者予想利益と比べて相対的に高くなる（低くなる）現象としても解釈できる。しかし、安酸（2016）は、事業部門の利益目標額が全社的な利益目標額に反映され、全社的な利益目標額が経営者予想利益として公表されるならば、経営者予想利益に見られるラチェットは、事業部門の予算スラック行動の結果であるという解釈もできるとしている。詳細については、安酸（2016）を参照されたい。

- (5) 有利子負債比率が高い企業では、債権者が債権の回収可能性を意識し、悲観的（保守的）な業績予想を明示的・暗示的に促す可能性が考えられることが、鈴木（2013）により指摘されている。
- (6) 説明変数の多重共線性を検証するために、モデルの推定にあたり VIF（Variance Inflation Factor）の計算を行った。その結果、VIF の値が、多重共線性が強く疑われる 10 を上回った説明変数は観察されなかった。なお、Ota（2006）、太田・近藤（2011）、安酸（2016）では経営者予想利益に影響を及ぼす変数として GDP 成長率を用いている。この GDP 成長率もモデルに含めた推定を行ったが、VIF が 10 を大きく上回っていたため、コントロール変数としなかった。また、 ΔE_t をコントロール変数に含めない分析も行ったが、本文中に示したものと同様な分析結果となっていた。
- (7) 産業別クロスセクションで推定するにあたっては、類似した業種をまとめて、20 社以上の業種・年度になるように調整を行っている。

参考文献

- 浅野敬志. 2007. 「経営者の業績予想における期待マネジメントと利益マネジメント」『年報経営分析研究』23：33-42。
- 浅野敬志. 2009a. 「経営者の利益予想バイアスと市場の反応」『会計・監査ジャーナル』21(12)：81-88。
- 浅野敬志. 2009b. 「経営者の業績予想と市場の評価」黒川行治編著『実態分析 日本の会計社会—市場の質と利益の質—』中央経済社：211-243。
- 阿萬弘行. 2002. 「株式市場と経営者インセンティブ—株価と役員賞与の計量分析」『日本経済研究』45：68-85。
- 蟻川靖浩. 2004. 「経営者インセンティブへのコーポレート・ガバナンスの影響」『ニッセイ基礎研究所報』33：133-154。
- 太田浩司・近藤江美. 2011. 「経営者予想とアナリスト予想の精度とバイアス」『MTEC ジャーナル』23：33-58。
- 乙政正太. 2004. 『利害調整メカニズムと会計情報』森山書店。
- 乙政正太. 2005. 「経営者報酬と会計利益の連動性に関するトレンド分析」『阪南論集 社会科学編』40(2)：1-16。
- 乙政正太. 2010. 「経営者報酬と利益の構成要素の実証的關係」『証券アナリストジャーナル』48(6)：24-33。
- 乙政正太. 2015. 「役員報酬システム改革と実証会計研究について」『會計』188(6)：696-708。
- 乙政正太・椎葉淳. 2009. 「業績連動報酬と会計情報の役割」『會計』176(3)：440-453。
- 乙政正太・首藤昭信・椎葉淳・岩崎拓也. 2014. 「経営者報酬と利益ベンチマークの未達の関係」『国民経済雑誌』209(4)：61-74。
- 黒川行治・内藤文雄・柴健次・林隆敏. 2009. 「企業内容開示制度において開示される利益情報が有すべき情報内容は何か—「利益情報の変容と監査・保証業務のあり方に関する調査」結果より—」『週刊経営財務』2911：2-11。
- 経済産業省. 2015. 『日本と海外の役員報酬の実態及び制度等に関する調査報告書』経済産業省（経済産業政策局産業組織課）委託調査。
- 坂和秀晃・渡辺直樹. 2009. 「経営者報酬と取締役の経営監視機能についての検証」『金融経済研究』29：66-83。
- 清水康弘. 2007. 「経営者予想に含まれるバイアスの継続性とミスプライシング」『証券アナリストジャーナル』45(8)：80-96。
- 首藤昭信. 2010. 『日本企業の利益調整 理論と実証』中央経済社。

- 胥鵬. 1993. 「日本企業における役員賞与と経営者インセンティブ」『日本経済研究』24: 73-96.
- 鈴木智大. 2013. 「積極的・保守的業績予想企業の特徴と予想方針の見直し」『会計プロGRESS』14: 26-39.
- 須田一幸. 2000. 『財務会計の機能 理論と実証』白桃書房。
- 須田一幸・花枝英樹. 2008. 「日本企業の財務報告—サーベイ調査による分析—」『証券アナリストジャーナル』46(5): 51-69.
- 円谷昭一. 2009. 「会社業績予想における経営者バイアスの影響」『証券アナリストジャーナル』47(5): 77-88.
- 中條祐介. 2009. 「新興市場上場企業の財務報告に対する姿勢」黒川行治編著『実態分析 日本の会計社会—市場の質と利益の質—』中央経済社: 165-190.
- 新美一正. 2010. 「経営者報酬決定プロセスと連結会計情報—役員賞与決定メカニズムの実証分析」『Business & Economic Review』20(6): 127-152.
- 星野優太. 1999. 「日本における企業業績と経営者報酬」『會計』156(3): 363-377.
- 星野優太. 2003. 『日本企業の業績評価と報酬システム—理論と実証—』白桃書房。
- 村瀬英彰. 1995. 「株式所有構造と役員賞与の決定」『日本経済研究』29: 76-95.
- 安酸建二. 2016. 「経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響—管理会計からのアプローチ—」『管理会計学』24(1): 3-25.
- 矢内一利. 2006. 「連結財務諸表の情報の優位性に関する分析」(辻正雄編『「会計ビッグバン」の意義と評価—実証分析によるアプローチ—』早稲田大学産業経営研究所 産研シリーズ 37: 39-59)。
- 矢内一利. 2016a. 「ラチェット効果の観点からの利益減少型の報告利益管理の検証」(辻正雄編著『経営者による報告利益管理—理論と実証—』国元書房: 217-234)。
- 矢内一利. 2016b. 「利益ベンチマーク未達役員賞与に与える影響の検証」『早稲田商学』446: 279-320.
- 柳良平. 2011. 『日本型脱予算経営』同友館。
- 横田絵里・妹尾剛好. 2011. 「日本企業におけるマネジメント・コントロール・システムの実態—質問票調査の結果報告—」『三田商学研究』53(6): 55-79.
- Aranda, C., J. Arellano, and A. Davila. 2014. Ratcheting and the Role of Relative Target Setting. *The Accounting Review* 89(4): 1197-1226.
- Bouwens, J., and P. Kroos. 2011. Target Ratcheting and Effort Reduction. *Journal of Accounting and Economics* 51(1-2): 171-185.
- DeFond, M., and C. Park. 1997. Smoothing Income in Anticipation of Future Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23(2): 115-139.
- Easterwood, J., and S. Nutt. 1999. Inefficiency in Analysts' Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism?. *Journal of Finance* 54(5): 1777-1797.
- Indjejikian, R., M. Matějka, K. Merchant, and W. Van der Stede. 2014. Earnings Targets and Annual Bonus Incentives. *The Accounting Review* 89(4): 1227-1258.
- Joh, S. 1999. Strategic Managerial Incentive Compensation in Japan: Relative Performance Evaluation and Product Market Collusion. *The Review of Economics and Statics* 81(2): 303-313.
- Jones, J. 1991. Earnings Management during Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29(2): 193-228.
- Kaplan, S. 1994. Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the United States. *Journal of Political Economy* 102(3): 510-546.
- Kasznik, R. 1999. On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research* 37(1): 57-81.
- Kato, T., and K. Kubo. 2006. CEO Compensation and Firm Performance in Japan: Evidence from New Panel Data on Individual CEO Pay. *Journal of the Japanese and International Economies* 20(1): 1-19.
- Kato, T., and M. Rockel. 1992. Experiences, Credentials, and Compensation in the Japanese and U.S. Managerial Labor Markets: Evidence from the New Micro Data. *Journal of the Japanese and International Economies* 6(1): 30-51.
- Kato, K., D. Skinner and M.Kunimura. 2009. Management Forecasts in Japan: An Empirical Study of

- Forecasts That Are Effectively Mandated. *The Accounting Review* 84(5): 1575-1606.
- Leone, A., and S. Rock. 2002. Empirical Tests of Budget Ratcheting and Its Effect on Managers' Discretionary Accrual Choices. *Journal of Accounting and Economics* 33(1): 43-67.
- Mahlendorf, M., M. Matějka, and U. Schäffer. 2014. Target Ratcheting, Incentives, and Achievability of Earnings Targets. Working Paper. Arizona State University.
- Matsunaga, S., and C. Park. 2001. The Effect of Missing a Quarterly Earnings Benchmark on the CEO's Annual Bonus. *The Accounting Review* 76(3): 313-332.
- Merchant, K., and W. Van Der Stede. 2011. *Management Control Systems: Performance Measurement, Evaluation and Incentives (3rd edition)*. Financial Times/Prentice Hall.
- Milgrom, P., and J. Roberts. 1992. *Economics, Organization and Management*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall. (奥野正寛・伊藤秀史・今井晴雄・西村理・八木甫訳. 1997. 『組織の経済学』NTT 出版).
- Mitsudome, T., J. Weintrop, and L-S. Hwang. 2008. The Relation between Changes in CEO Compensation and Firm Performance: A Japanese/American Comparison. *Journal of the Japanese and International Economies* 22(4): 605-619.
- Murase, H. 1998. Equity Ownership and the Determination of Managers' Bonuses in Japanese Firms. *Japan and the World Economy* 10(3): 321-331.
- Murphy, K. 2000. Performance Standards in Incentive Contracts. *Journal of Accounting and Economics* 30(3): 245-278.
- Ota, K. 2006. Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan. In G. Gregoriou and M. Gaber (eds.). *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*. 267-294. Burlington, MA: Elsevier Press.
- Otomasa, S., and A. Shiiba, and A. Shuto. 2015. Management Earnings Forecasts as a Performance Target in Executive Compensation Contracts. CARF Working Paper.
- Watts, R., and J. Zimmerman. 1986. *Positive Accounting Theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall (須田一幸訳. 1991. 『実証理論としての会計学』白桃書房).
- Weitzman, M. 1980. The "Ratchet Principle" and Performance Incentives. *The Bell Journal of Economics* 11(1): 302-308.
- 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.
- <http://www.jira.or.jp/> (日本 IR 協議会)

本研究は、2017 年度青山学院大学経営学会研究助成金による研究成果の一部である。