

経営者予想利益の精度と裁量的発生項目額

——株主総会活性化企業に関する実証分析——

大 鹿 智 基

1. 研究の背景と目的

近代会計学における損益計算は発生主義会計を基礎としている。すなわち、現金の収支のみを基礎とする損益計算を行うのではなく、発生したと合理的に認識し測定できる損益を、当該期間の損益として計上することを原則としている。信用取引がごく日常的に行われ、ほとんどの企業が相当の固定資産を有する現在の企業活動を所与とすれば、発生主義会計を基礎とする期間損益計算が、現金主義に基づく期間損益計算と比べて、相対的に合理的な利益数値を導くことは容易に推察できようし、Dechow [1994], Penman and Sougiannis [1998], Francis et al. [2000], 藤井・山本 [1999], 竹原・須田 [2004] をはじめ、多くの実証研究が現金主義会計に対する発生主義会計の優位性を示す証拠を提示している。

しかし、その一方で、現金主義による企業業績（以下「キャッシュ・フロー」という。）と発生主義による企業業績（以下「会計利益」という。）の差額である会計発生項目（accounting accruals）の持つ恣意性については、批判の対象とされることも多い。すなわち、会計発生項目には、企業の将来その他の状況に関する経営者の予測が含まれるため、その予測を何らかの意思によって歪め

ることを通じて、経営者にとって都合のいい会計利益を公表することが可能になるという批判である。一度採用した会計方針の変更も、会計利益数値の一時的な増減を可能にさせる。実際、Burgstahler and Dichev [1997]、須田・首藤 [2004]、野間 [2004] など、このような恣意性（ノイズ）が存在することを推測するに足る、多くの証拠が提示されている。

会計発生項目が情報利用者に対する有用な情報となるのか、それとも経営者の機会主義的行動を反映したノイズになるのかは、ひとえに経営者の意識に依存するものと考えられる。大鹿 [2005] は、実証分析の結果として、株主総会が活性化した企業の公表する経営者予想利益の精度の高さを確認した。その背景には、久保田・大鹿 [2004] が指摘したように、系列企業間での株式持合い構造が崩れつつあることに伴い、新たな安定株主としての個人投資家を獲得する必要性に迫られた経営者が、より積極的な情報公開を行うようになり、その帰結として株主総会の活性化と、経営者予想利益の精度向上を導いたのではないかと推測があった。

しかし、経営者予想利益の精度は、事前に公表された予想利益と、事後に判明する報告利益との差異によって測定されるのであるから、経営者が何らかの方法で報告利益を予想利益に近づけ、結果として経営者予想利益の精度が高まったかのように見せかけることも可能である。この場合、経営者予想利益の精度の高さは、積極的な情報公開を行った結果ではなく、むしろ報告利益について管理をした結果ということになり、経営者の意識変化が、株主総会の活性化と経営者予想利益の精度向上を生み出したとの推測の反証となり得てしまう。

経営者が報告利益を管理しているとすれば、会計発生項目、特に裁量的発生項目（discretionary accruals）を恣意的に利用する可能性が高い。市場全体を対象とした、須田・首藤 [2004] の実証結果は、報告利益を予想利益に近づけようとする裁量行動が行われている可能性を示唆している。

本論文の目的は、株主総会活性化企業における、経営者予想利益の精度向上が裁量行動の結果によるものではなく、真の意味での精度向上であることを確認することにある。具体的には、株主総会活性化企業の計上する裁量的発生項目額が大きくないことを検証する。裁量的発生項目額の算定にあたっては、Jones モデル (Jones [1991])、修正 Jones モデル (Dechow et al. [1995])、CFO 修正 Jones モデル (Kasznik [1999])、そして成長モデル (Dechow et al. [2003]) を用いる⁽¹⁾。それぞれのモデルによって推定された裁量的発生項目額について、クロス・セクショナル (ある年度において株主総会が活性化した企業と、それ以外の企業との比較) 分析に基づく比較をする。

本論文の構成は以下の通りである。まず、第2節において、経営者の裁量行動に関する先行研究を確認する。続く第3節では、裁量的発生項目額を推定するための各モデルについて、その導出過程と限界を概観する。その後、第4節で本論文の仮説を設定し、利用したデータを示す。各モデルによって推定された裁量的発生項目額の多寡の比較に関する分析結果を第5節で示す。第6節では、裁量的発生項目額と経営者予想利益の精度の関係を検証する。最後に、第7節で、分析結果をまとめるとともに、今後の課題を示す。

2. 報告利益管理に関する先行研究

奥村 [2004] や須田・首藤 [2004] が指摘するとおり、報告利益管理⁽²⁾の有無を検出しようとする実証分析は、以下の2種類の方法に大別することができる。すなわち、会計利益の分布に不規則性があることを以って報告利益管理が行われている証拠とする方法と、(裁量的) 会計発生項目額の大小を以って報告利益管理が行われている証拠とする方法である。本節では、2つの方法に基づいて検証された実証分析の結果を確認する。

前者の方法は、Hayn [1995] を発展させた Burgstahler and Dichev [1997] が用いた方法である。彼らは、報告された会計利益の分布から、利益がゼロの

近辺での不規則性を発見した。すなわち、わずかな（対前年）減益とわずかな損失を計上した企業が非常に少なく、わずかな増益とわずかな利益を計上した企業が非常に多いことを指摘した。Abarbanell and Lehavy [2003] では、アナリストの予想利益近辺での不規則性が指摘されている。わが国のデータについて検証した、須田・首藤 [2004]、野間 [2004] も、同様の分析結果を報告している。すなわち、経営者は、損失を回避するため、減益を回避するため、そしてアナリスト予想利益を下回ることを回避するために、報告利益を管理している可能性が高い、ということである。ただし、Dechow et al. [2003] は、実際の経営努力などによって分布の不自然さが形成される可能性があることを指摘し、不自然な分布が存在することが事実だとしても、その事実を報告利益管理の証拠とすることについて疑義を唱えている。

一方、後者の方法は、会計利益とキャッシュ・フローとの差である会計発生項目の額に注目する方法である。この方法は、経営者が報告利益に手を加えようとする場合、予測や見積もりを含まず、相対的に客観的な数値であるキャッシュ・フローの金額を管理することは比較的困難であるから、キャッシュ・フロー以外の会計利益の構成要素である会計発生項目による管理を行うだろう、という推測に基づいている。とりわけ、減価償却費のように不可避免的に発生する会計発生項目（非裁量的発生項目）を除いた、経営者の意思で計上される会計発生項目（裁量的発生項目）の金額の多寡を対象にした研究が多い。本論文でも、裁量的発生項目額を比較することを通じて、株主総会活性化企業における経営者予想利益の精度向上が、報告管理利益に起因していないことを確認する。この方法を用いて報告利益管理の有無を検証する場合、裁量的発生項目額を推定するモデルの妥当性の検証と、それぞれのモデルから導かれた裁量的発生項目額の異常性の検証の結合仮説を検定することになる。そこで、次節では、裁量的発生項目額を推定するための各モデルを検討する。

3. 裁量的発生項目額の推定

言うまでもなく、発生主義会計の下において、会計発生項目が存在することは当然である。先行研究では、会計発生項目のうち、経営者が報告利益を歪めるために裁量的に生じさせた額を明らかにすることに力が注がれた。もちろん、経営者の裁量がなかった場合の、いわば、「あり得べき」会計利益⁽³⁾が公表されるわけではないため、中立的な会計手続にしたがった場合の発生項目額である、非裁量的発生項目額（non-discretionary accruals：NA）を推定し、それを発生項目総額（total accruals：TA）から差し引くことによって、裁量的発生項目額（discretionary accruals：DA）の代理変数とする手法が採られる。以下、裁量的発生項目額を推定するためのモデルを概観する。

(1) Healy [1985] モデルと DeAngelo [1986] モデル

Healy [1985] は、経営者が、会計利益ベースのボーナス制度から得られるボーナス額を最大にするために、発生項目を裁量的に利用する可能性があることを指摘し、実際のデータを用いて検証した。その際、裁量的発生項目額の代理変数として、発生項目総額そのものを用いている。すなわち、

$$DA_t = TA_t$$

である。ただし、添え字の t は会計期間を示す（以下同じ）。むろん、発生項目総額すべてが裁量的であるとする Healy [1985] の仮定には無理がある。そのため、Healy [1985] と同様の命題に対して、後述の各推定方法による裁量的発生項目額を用いた追試が行われている⁽⁴⁾。

これに対し、DeAngelo [1986] は、経営者による自社株購入（management buyout）の際に、経営者が行うであろう報告利益管理を検証した。その際、Healy [1985] の推定方法について、①非裁量的発生項目額が裁量的発生項目

額よりも大きい場合、裁量的発生項目額の代理変数として発生項目総額そのものを用いることには問題があること、また②発生項目総額は多くの場合（減価償却費の影響で）負であるため、経営者が利益減少型の利益管理を行っているという結論に誤導する可能性があること、を指摘した。そして、発生項目総額がナイーブな動きをするとの仮定に基づき、前期の発生項目総額を、当期の非裁量的発生項目額の推定値とした。すなわち、

$$DA_t = TA_t - TA_{t-1}$$

である⁽⁵⁾。

(2) Jones [1991] モデル

Jones [1991] は、米国国際貿易委員会（International Trade Commission : ITC）による輸入制限措置を誘発するため、米国企業が利益減少型の報告利益管理を行うという仮説を検証した。Healy [1985] や DeAngelo [1986] において検証されたケースと異なり、①この報告利益管理による輸入制限措置で不利益を被るのは不特定多数の消費者であること、②ITCが報告利益管理を明らかにしようとするインセンティブを持たないこと、などの理由から、広範な報告利益管理の機会を経営者に与える可能性を指摘している（pp.193-194）。

仮説の検証に際し、Jones [1991] は不可避免的に生じる発生項目額（非裁量的発生項目額）の除去を試みた。非裁量的発生項目額の推定にあたり、売上高の対前年変化額と有形固定資産額を含めた回帰式を提案した。すなわち、

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_i \frac{1}{A_{it-1}} + \beta_{1i} \frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} + \beta_{2i} \frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$

である。ただし、 A は資産総額、 REV は売上高、 PPE は有形固定資産、 Δ は差分、 ε は回帰式の誤差項を表す。上式について、最小二乗法⁽⁶⁾によって回帰係数（ α_i 、 β_{1i} 、 β_{2i} ）の推定値（順に、 a_i 、 b_{1i} 、 b_{2i} ）を求め、その推定誤差を裁

量的発生項目額の代理変数とした。すなわち、

$$DA_{it} = \frac{TA_{it}}{A_{it-1}} - \left(a_i \frac{1}{A_{it-1}} + b_{1i} \frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} + b_{2i} \frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right)$$

である。

(3) 修正 Jones (Dechow et al. [1995]) モデル

Dechow et al. [1995] は、Jones [1991] において（暗黙裡に）仮定されている、売上高の大きさが非裁量的に決定する、という点に異を唱えた (p.199)。その上で、この問題点を解消するため、Jones モデルの回帰式に売上債権の変化額を含めたモデル（修正 Jones モデル）を提示した。すなわち、

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_i \frac{1}{A_{it-1}} + \beta_{1i} \frac{(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it})}{A_{it-1}} + \beta_{2i} \frac{PRE_{it}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$

である。ただし、 REC は売上債権であり、その他の記号法、および裁量的発生項目額の推定方法は Jones モデルと同様である。

(4) CFO 修正 Jones (Kasznik [1999]) モデル

Dechow [1994] は営業キャッシュ・フロー（cash flow from operations : CFO）と発生項目総額が負の相関を有していることを発見した。これを受けて、Kasznik [1999] は、営業キャッシュ・フローの変化に起因する非裁量的発生項目額を除去するために、修正 Jones モデルに営業キャッシュ・フローの変化額を説明変数として追加し、以下のモデル（CFO 修正 Jones モデル）を提示した。すなわち、

$$\begin{aligned} \frac{TA_{ipt}}{A_{it-1}} = & \alpha_{pt} \frac{1}{A_{it-1}} + \beta_{1pt} \frac{(\Delta REV_{ipt} - \Delta REC_{ipt})}{A_{it-1}} + \beta_{2pt} \frac{PPE_{ipt}}{A_{it-1}} \\ & + \beta_{3pt} \frac{\Delta CFO_{ipt}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{ipt} \end{aligned}$$

である。ただし、 CFO は営業キャッシュ・フロー、 p は i 社の属する業種ポートフォリオである。Kaszniak [1999] では、回帰係数の推定を個別企業の時系列データを用いて行うのではなく、業種ポートフォリオを用いたクロス・セクショナル・データを用いて行っている。

(5) 成長 (Dechow et al. [2003]) モデル

会計発生項目額のうち、経営者の裁量に拠らない部分を判別しようとする、上述の各モデルに対し、多くの批判が寄せられた。Kang and Sivaramakrishnan [1995] はモデルに含まれない変数 (omitted variables) の問題を指摘し (p.355)、Kothari [2001] は、(裁量的) 会計発生項目額の系列相関を指摘している (p.164)。これを受けて、Dechow et al. [2003] は、会計発生項目額の反転性に対応するため、前年の会計発生項目額をモデルに含めた。同時に、売上高成長に伴う売上債権の増加額と、成長企業における商品在庫の不可避的増加に起因する会計発生項目額を考慮し、翌年度の売上高成長率を説明変数に加え、以下のモデル (成長モデル) を提示した。すなわち、

$$\begin{aligned} \frac{TA_{ipt}}{A_{it-1}} = & \alpha_{pt} \frac{1}{A_{it-1}} + \beta_{1pt} \frac{((1+k)\Delta REV_{ipt} - \Delta REC_{ipt})}{A_{it-1}} + \beta_{2pt} \frac{PPE_{ipt}}{A_{it-1}} \\ & + \beta_{3pt} \frac{LagTA_{ipt}}{A_{it-1}} + \beta_{4pt} \frac{GR_sales_{ipt}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{ipt} \end{aligned}$$

である。ただし、 $LagTA$ は前期の会計発生項目額、 GR_Sales は翌年度の売上高成長率である。もちろん、翌年度の売上高成長率は、当年度の会計発生項目額が判明した時点、すなわち会計的利益が報告された時点では未知の情報であるが、会計発生項目を裁量的部分と非裁量的部分に判別することだけで目的である場合には特に問題ない、と指摘している (p.359)。また、定数 k は売上高の増加が売上債権の増加に与える影響度を示しており、回帰式

$$\Delta REC_{it} = \alpha_{pt} + k_{pt} \Delta REV_{it} + \varepsilon_{ipt}$$

の回帰係数（ただし $0 \leq k \leq 1$ ）である。

(6) 推定モデルの問題点

本論文では、Jones モデル、修正 Jones モデル、CFO 修正 Jones モデル、および成長モデルを利用して、株主総会活性化企業における経営者の裁量行動の有無を明らかにする。すでに述べたように、裁量的発生項目額の多寡を以って経営者の裁量行動の証拠とする場合、裁量的発生項目額を分別するモデルの正確性によって結論が異なってしまう。大日方 [2004] は、モデルに含まれる変数が理論的に導かれたものではないこと、期首総資産でデフレートすることに統計上の問題点が存在する可能性があること、を指摘している (p.34)。また、Kang and Sivaramakrishnan [1995] の指摘した、モデルに含まれない変数 (omitted variables) の問題も完全に解決されていない。

しかし、(因果関係が明らかでなくとも) 会計発生項目との関連性を有する変数を加えたことで、これらの問題が多少なりとも解決しているものと考ええる。また、以後の分析は、2つのグループにおいて裁量的発生項目額を比較することにあるので、変数不足等の問題が、両グループに均等な影響を与えるのであれば、分析結果の解釈上の問題は生じない。そこで、Hilary and Oshika [2006] で確認された、株主総会活性化企業と非活性化企業の特徴を踏まえ、その特徴が各モデルの推定にどのような影響を与えるのかを検討し、結果の解釈を行う。

モデルを推定する際に、個別企業の時系列データを利用するのか、それとも何らかのクロス・セクショナル・データを利用するのか、という点にも議論が多い。この点について、DeFond and Jiambalvo [1994] や Subramanyan [1996] は、クロス・セクショナル・データを用いたほうが回帰モデルの当てはまりが

良いことを確認している。また、要求されるデータの制限が緩いことも事実である。そこで、本論文においても、産業別のクロス・セクショナル・データを用いた推定を行う。

なお、上述のモデル以外の推定モデルとして、ある企業の属する産業における発生項目総額の中央値（メディアン）を用いて、個別企業の裁量的発生項目額を推定する、Dechow et al. [1995] の産業モデルが挙げられる。さらに、個別の発生項目や、特定の発生項目グループ（たとえば、運転資本から生ずる発生項目や短期の発生項目）に着目した研究も多い⁽⁷⁾。

4. 仮説の設定とデータ

本論文では、前節で概観した裁量的発生項目額推定モデルを用い、株主総会が活性化し、経営者の公表する予想利益の精度が向上した企業について、それらの企業（活性化企業）が計上する裁量的発生項目額が、その他の企業（非活性化企業）が計上する裁量的発生項目額よりも大きくないことを検証する。前節において、これまでに提唱された裁量的発生項目額推定モデルに問題点が散見されることを鑑みると、これ以降の仮説検定は、それぞれの推定モデルの妥当性との結合仮説の検定になる。

まず、会計発生項目総額について、活性化企業と非活性化企業の比較を行った後、各モデルで推定される裁量的発生項目額の比較を行う。特に、先行研究においては、Jones モデルと修正 Jones モデルの説明力の低さが明らかになっている。そこで、本論文でも、同様の現象を確認した上で、CFO 修正 Jones モデルと成長モデルに依拠した結果を中心に考察を加えることとする。

活性化企業の公表する予想利益の精度向上が、事後に報告される会計的利益の裁量的操作に起因するのであれば、活性化企業の計上する裁量的発生項目額は、非活性化企業の計上する裁量的発生項目額と比較して、相対的に強い影響力を持つと考えられる。本論文では、このような現象が生じておらず、活性化

企業における予想利益の精度向上が真の精度向上であることの確認を目的としている。そこで、以下の帰無仮説を伝統的な水準で棄却できない場合に、本論文の主張が確認されることになる。

仮 説：株主総会非活性化企業の計上する裁量的発生項目額と、株主総会活性化企業の計上する裁量的発生項目額は等しい。

しかし、報告利益管理の動機は様々であり、その方向性も一定ではないため、裁量的発生項目額そのものの多寡を比較しても報告利益管理の程度を明らかにすることにはつながらない。そこで、以下の2つの方法を用いて検証を行う。1つ目は裁量的発生項目額の絶対値の大きさに着目する方法である。利益増加型であるか利益減少型であるかにかかわらず、裁量的発生項目額を利用した報告利益管理を行えば、その絶対値が大きくなるはずである。このとき、仮説は以下のように表現される。

仮説1：株主総会非活性化企業の計上する裁量的発生項目額の絶対値と、株主総会活性化企業の計上する裁量的発生項目額の絶対値は等しい。

2つ目の方法は、予想利益の精度との関連を調査する方法である。須田・首藤[2004]は、予想利益と報告利益との差異（予想誤差）の正負に応じて報告利益管理の方向が異なることを確認している（p.218-225）。したがって、同様の調査を活性化企業と非活性化企業とに分けて行うことで、裁量的発生項目額を利用した報告利益管理の実態が明らかになるものと思われる。このとき、仮説は以下のように表現される。

仮説2：予想誤差が正であった株主総会非活性化企業の計上する裁量的発生

項目額と、予想誤差が負であった株主総会活性化企業の計上する裁量的発生項目額は等しい。

なお、仮説の検定にあたっては、2001年6月から2005年6月までに定時株主総会を開催した、東京証券取引所第一部および第二部に上場している企業のうち、日経業種分類上、銀行、証券、保険、その他金融に属する企業を除外し、その中から各年の3月31日を決算日とする企業を対象とした⁽⁸⁾。また、株主総会活性化の判定にあたっては、大鹿〔2005〕同様の基準を利用している。すなわち、各企業が1991年から2000年までに開催した定時株主総会の所要時間の平均値を基礎とし、2001年から2005年に開催された定時株主総会の所要時間が、①その平均値の1.5倍以上であり、かつ②60分以上である場合に、その年の定時株主総会について活性化したものと判定している⁽⁹⁾。なお、平均値の算定にあたり、1991年から2000年までの定時株主総会所要時間のデータが7年以上入手できない企業は分析から除外した。定時株主総会の所要時間のデータは、「資料版／商事法務」から手入力している。財務データは「日経 NEEDS-FinancialQUEST」から抽出した。図表1は、分析対象となったサンプル数を示している。

図表1 分析対象サンプル数

	活 性 化 企 業	非活性化企業	合 計
2001	94	951	1,045
2002	105	943	1,048
2003	125	926	1,051
2004	111	938	1,049
2005	175	878	1,053
全 体	610	4,636	5,246

5. 実証分析の結果

(1) 会計発生項目総額に関する分析

まず、会計発生項目総額について、活性化企業と非活性化企業の比較を行う。会計発生項目額は、経常利益と営業キャッシュ・フローの差額として計算している。先行研究から、(減価償却費の影響で) 会計発生項目総額は負になることが予想される。なお、各変数は期首総資産額でデフレートしている。

図表2は、活性化企業と非活性化企業について、会計発生項目総額の中央値を示している。両者の分布の違いを明らかにするため、Wilcoxon の順位和検定を利用した⁽¹⁰⁾。

その結果、2003年度を除くすべての年度において5%水準(両側検定)で有意な差が観察され、活性化企業のほうがより小さな(負の絶対値が大きい)会計発生項目総額を計上していることが明らかになった。しかし、会計発生項目を計上すること自体は中立的な行為であり、先行研究で指摘された会計発生項目の(一般的な)情報有用性を所与とすれば、むしろ望ましいことかも知れないし、営業キャッシュ・フローとの負の相関を所与とすれば、単に活性化企業の業績が良かったことを示唆しているのかも知れない。実際、Hilary and Oshika [2006] は、定時株主総会の活性化が、翌年の好業績と正の関係を有

図表2 会計発生項目総額に関する分析結果

	活 性 化 企 業	非活性化企業	Z 統 計 量
2001	-0.01736	-0.00675	-2.3567*
2002	-0.02326	-0.01675	-2.0979*
2003	-0.02690	-0.02288	-0.8895
2004	-0.02301	-0.01665	-2.3369*
2005	-0.01430	-0.00547	-2.4525*
全 体	-0.02104	-0.01376	-4.1212**

していることを主張している。

(2) 裁量的発生項目額の推定モデルの説明力

本項では、経営者による裁量行動の有無を明らかにするため、裁量的発生項目額に関する分析を行う。裁量的発生項目額の推定（正確には裁量的発生項目額を推定するための非裁量的発生項目額の推定）には、Jones モデル、修正 Jones モデル、CFO 修正 Jones モデル、そして成長モデルを用いた。それぞれの回帰係数の推定にあたっては、最近の実証研究にならい、日経業種分類（中分類）を利用し、同業種に属する企業ポートフォリオを用いて、業種・年度ごとのクロス・セクショナルによる推定を行った。各業種に属する企業数が6社未満の業種・年度（成長モデルについては7社未満の業種・年度）については、分析から除外している。

図表3 裁量的発生項目額推定モデルの決定係数（自由度調整済み R^2 ）

	観測数	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位
Jones モデル	149	0.179	0.312	0.016	0.144	0.324
修正 Jones モデル	149	0.170	0.341	0.030	0.147	0.327
CFO 修正 Jones モデル	147	0.459	0.462	0.355	0.494	0.685
成長モデル	129	0.219	0.328	0.075	0.202	0.366

各モデルの決定係数に関する基本統計量が図表3にまとめられている。Jones モデルと修正 Jones モデルと比較して、CFO 修正 Jones モデルの説明力が高いこと、Jones モデルと修正 Jones モデルの説明力が米国の先行研究⁽¹¹⁾と比べて低いこと、などは先行研究と一致している。そこで、以降の分析では、CFO 修正 Jones モデルと成長モデルによる分析結果を中心に検討する。

(3) 裁量的発生項目額の絶対値に関する分析（仮説 1）

図表 4 は、各モデルによって推定された裁量的発生項目額の絶対値に関する平均値と中央値、および Wilcoxon の順位和検定の Z 統計量について、活性化企業と非活性化企業との比較結果をまとめたものである⁽¹²⁾。いずれのモデルにおいても、一部の年度を除き、活性化企業の計上する裁量的発生項目額の絶対値のほうが大きくないことが確認された。逆に、修正 Jones モデルと成長モデルによる分析では、全年度を対象にした場合、活性化企業のほうが裁量的発生

図表 4 裁量的発生項目額の絶対値の比較

活性化年度	Jones モデル				修正 Jones モデル			
	標本数	平均値	中央値	Z 統計量	標本数	平均値	中央値	Z 統計量
2001	活性化企業	82	0.02232	0.01793	-1.4869	81	0.02299	0.01778
	非活性化企業	885	0.02475	0.02052		884	0.02473	0.02062
2002	活性化企業	93	0.01943	0.01469	-2.0762*	91	0.01947	0.01603
	非活性化企業	871	0.02302	0.01939		871	0.02275	0.01905
2003	活性化企業	112	0.02413	0.02068	0.4644	113	0.02395	0.02099
	非活性化企業	850	0.02364	0.01877		847	0.02361	0.01856
2004	活性化企業	95	0.02171	0.01679	-0.1583	100	0.02133	0.01778
	非活性化企業	869	0.02290	0.01797		862	0.02323	0.01846
2005	活性化企業	153	0.02305	0.01789	-0.1877	151	0.02228	0.01640
	非活性化企業	811	0.02334	0.01952		810	0.02343	0.01999
全体	活性化企業	535	0.02230	0.01784	-1.4993	536	0.02208	0.01754
	非活性化企業	4,286	0.02354	0.01924		4,274	0.02356	0.01933

活性化年度	CFO 修正 Jones モデル				成長モデル			
	標本数	平均値	中央値	Z 統計量	標本数	平均値	中央値	Z 統計量
2001	活性化企業	81	0.01934	0.01582	-0.9016	77	0.02088	0.01659
	非活性化企業	884	0.02008	0.01700		770	0.02379	0.01962
2002	活性化企業	90	0.01653	0.01371	-0.6206	87	0.01892	0.01585
	非活性化企業	872	0.01767	0.01525		860	0.02259	0.01845
2003	活性化企業	108	0.01735	0.01455	-0.4165	117	0.02254	0.01924
	非活性化企業	852	0.01777	0.01484		838	0.02227	0.01797
2004	活性化企業	94	0.01716	0.01536	-0.6352	99	0.02079	0.01540
	非活性化企業	868	0.01860	0.01587		854	0.02268	0.01764
2005	活性化企業	150	0.01869	0.01477	-0.1833	152	0.02082	0.01587
	非活性化企業	811	0.01877	0.01568		799	0.02228	0.01738
全体	活性化企業	523	0.01787	0.01490	-1.2523	532	0.02089	0.01680
	非活性化企業	4,287	0.01858	0.01566		4,121	0.02271	0.01810

項目額が小さいという結果が導かれた。したがって、仮説1の帰無仮説は棄却されず、株主総会活性化企業が裁量的発生項目を用いて報告利益を調整し、その結果として予想利益の精度向上を達成した可能性は否定された。

また、Jones モデルおよび修正 Jones モデルによる裁量的発生項目額の推定値の絶対値は、CFO 修正 Jones モデルおよび成長モデルによる裁量的発生項目額の推定値の絶対値よりも一般的に大きな値を示している。このことは、Jones モデルおよび修正 Jones モデルにおいて利用されている変数だけでは説明しきれない部分が多いことを示唆している。

6. 予想利益の誤差と裁量的発生項目額（仮説2）

本節では、予想利益の誤差の符号と裁量的発生項目額の関連について検討する。須田・首藤 [2004] は、予想利益に報告利益を合致させようとする裁量行動を明らかにするため、予想利益と報告利益との差異（予想誤差）が、裁量的発生項目額とどのような関連を有しているかを明らかにした。すなわち、予想誤差が負の企業（報告利益が予想利益を下回った企業）は正の裁量的発生項目額を計上し、予想誤差が正の企業（報告利益が予想利益を上回った企業）は負の裁量的発生項目額を計上する、という仮説である。

まず、先行研究との整合性を確認するため、非活性化企業について、予想誤差の正負と裁量的発生項目額との関連を検証する。図表5は、非活性化企業について、経常利益の予想誤差の正負と、CFO 修正 Jones モデルおよび成長モデルによる裁量的発生項目額の推定値との関係を示している⁽¹³⁾。須田・首藤 [2004] の分析結果とはほぼ一致し、予想誤差が負の企業では正の、または相対的に大きな裁量的発生項目額を計上している。また、両グループ間の裁量的発生項目額の差について Wilcoxon の順位和検定を行ったところ、ほとんどの年度において、統計的に有意な差が存在した。

一方、活性化企業を対象にした CFO 修正 Jones モデルによる分析結果が図

表6に示されている。活性化企業を対象にした場合、年度により結果が異なり、一意な傾向を見ることはできなかった。また、予想誤差が負であった企業の計上した裁量的発生項目額が、正であった企業の計上した裁量的発生項目額をよりも大きかった年度についても、統計的に有意な差は見られなかった。

ただし、予想誤差が正のグループと負のグループの間に裁量的発生項目額の

図表5 予想利益の誤差と裁量的発生項目額の関連（非活性化企業）

活性化年度	CFO 修正 Jones モデル				成長モデル				
	標本数	平均値	中央値	Z 統計量	標本数	平均値	中央値	Z 統計量	
2001	負の予想誤差	667	0.00024	-0.00011	-2.1756*	550	0.00020	-0.00049	-1.8599*
	正の予想誤差	217	-0.00375	-0.00347		218	-0.00314	-0.00457	
2002	負の予想誤差	391	0.00130	0.00159	1.7464*	389	0.00218	0.00235	2.3188*
	正の予想誤差	477	-0.00072	-0.00111		463	-0.00147	-0.00116	
2003	負の予想誤差	562	0.00114	0.00112	-2.2043*	546	0.00087	-0.00046	-0.7855
	正の予想誤差	289	-0.00172	-0.00254		294	-0.00036	-0.00128	
2004	負の予想誤差	557	0.00045	0.00058	-1.0194	555	0.00023	-0.00073	-0.8282
	正の予想誤差	302	-0.00105	-0.00137		296	-0.00172	-0.00068	
2005	負の予想誤差	587	0.00101	-0.00046	-2.0332*	579	-0.00003	-0.00045	-0.2330
	正の予想誤差	220	-0.00212	-0.00312		217	-0.00066	0.00065	
全体	負の予想誤差	2,764	0.00078	0.00048	-3.7191**	2,619	0.00059	-0.00015	-2.4377**
	正の予想誤差	1,505	-0.00162	-0.00206		1,488	-0.00143	-0.00151	

図表6 予想利益の誤差と裁量的発生項目額の関連
(活性化企業・CFO 修正 Jones モデル)

活性化年度		CFO 修正 Jones モデル			
		標本数	平均値	中央値	Z 統計量
2001	負の予想誤差	65	0.00035	-0.00089	-0.9786
	正の予想誤差	16	-0.00652	-0.00301	
2002	負の予想誤差	37	-0.00599	-0.00577	-0.7662
	正の予想誤差	57	-0.00300	-0.00583	
2003	負の予想誤差	74	-0.00165	-0.00217	-0.8080
	正の予想誤差	35	-0.00355	-0.00793	
2004	負の予想誤差	68	-0.00264	-0.00059	-1.3264
	正の予想誤差	35	-0.00698	-0.00631	
2005	負の予想誤差	121	-0.00144	-0.00044	-0.5988
	正の予想誤差	33	-0.00450	-0.00016	
全体	負の予想誤差	365	-0.00185	-0.00103	-1.5425
	正の予想誤差	176	-0.00450	-0.00574	

差が観察される年度があることも事実であり、また、全体として2つのグループの差は、活性化企業の差のほうが非活性化企業の差よりも大きいことも事実である。しかし、裁量的発生項目額の中央値が、どちらのグループにおいても、すべての年度において負となっていることには疑念が残る。裁量的発生項目額を推定するためのモデルの導出過程の性質上、裁量的発生項目額の（全体としての）期待値は当然にゼロであるし、図表5で見たように、非活性化企業においてはほぼ予想通りとなっている。したがって、図表6において観察された結果は、CFO 修正 Jones モデルが、活性化企業の特徴に起因する非裁量的発生項目を識別できず、その残差が裁量的発生項目と誤判別された可能性があることを示唆している。Hilary and Oshika [2006] は、活性化企業の特徴の一つとして、翌年度業績が改善することを挙げている（pp.68-69）。もし、その過程において、一時的に会計的利益とキャッシュ・フローとの間の乖離が大きくなれば（会計発生項目総額の絶対値が大きくなれば）、裁量的発生項目推定モデルによる残差部分が大きくなってしまう可能性がある。

図表7は成長モデルによる分析結果を示している。年度による差はあるもの

図表7 予想利益の誤差と裁量的発生項目額の関連
(活性化企業・成長モデル)

活性化年度		成長モデル			
		標本数	平均値	中央値	Z 統計量
2001	負の予想誤差	61	-0.00056	-0.00046	-0.2396
	正の予想誤差	18	-0.00293	-0.00268	
2002	負の予想誤差	37	-0.00654	-0.00477	-1.3852
	正の予想誤差	58	-0.00039	0.00025	
2003	負の予想誤差	79	-0.00251	-0.00455	-0.9318
	正の予想誤差	36	-0.00664	-0.00967	
2004	負の予想誤差	67	-0.00410	-0.00357	-0.5498
	正の予想誤差	35	-0.00732	-0.00669	
2005	負の予想誤差	121	0.00040	0.00019	-0.7459
	正の予想誤差	34	-0.00349	0.00054	
全体	負の予想誤差	365	-0.00192	-0.00225	-0.6137
	正の予想誤差	181	-0.00381	-0.00241	

の、裁量的発生項目額が特定の符号のみとなる現象は緩和されている。また、全年度をサンプルとした分析結果では、裁量的発生項目額の中央値にほとんど差異が見られなかった。以上から、仮説2の帰無仮説は棄却されず、株主総会活性化企業における予想利益の精度向上が、裁量的発生項目の利用に起因しないことが確認された。

7. まとめと今後の課題

本論文の目的は、株主総会活性化企業について、その予想利益の精度の向上が、裁量的発生項目を用いた報告利益管理の帰結でないことを確認することにあった。実証分析の結果、株主総会活性化企業の計上する裁量的発生項目額の絶対値は、非活性化企業の計上する裁量的発生項目額の絶対値と比べて大きくないことが確認され、仮説1は支持された。また、予想利益と報告利益の差異（予想誤差）の正負に分割して行った分析においても、予想誤差が負であった活性化企業の計上する裁量的発生項目額が、予想誤差が正であった活性化企業の計上する裁量的発生項目額と比べて大きくないことが確認され、仮説2は支持された。

しかし、仮説2の分析において、予想誤差が負であった活性化企業の計上する裁量的発生項目額が、予想誤差が正であった活性化企業の計上する裁量的発生項目額と比べて大きい年度が存在していることについて、当該年度中に実施された会計基準の変更の影響と合わせ、追加的な分析が必要だと思われる。また、裁量的発生項目額の推定モデルについても、回帰式に含める変数の妥当性も含め、さらなる検討を行いたい。その際、個別の会計発生項目の分析を行うことも有用だと思われる。以上を今後の課題としたい。

注(1) 首藤 [2005] では、Jones モデルを基礎として改良を加えたモデルを総合して修正 Jones モデルと呼んでいるが、本論文では各モデルを区別するため、Dechow et al. [1995] のみを修正 Jones モデルと呼ぶ。

- (2) 経営者が何らかの意思を持って、本来あるべき数値から乖離した会計利益を報告する、という行動については、「報告利益管理」のほか、「利益調整」「利益操作」などの用語が用いられる。本論文では、米国の文献（例えば、Jones [1991], Dechow et al. [1995], Burgstahler and Dichev [1997], Kasznik [1999]）で“earnings management”という語法が多いことに鑑み、奥村 [2004] 同様、「報告利益管理」という用語を用いる。
- (3) DeAngelo [1986] は、“the earnings number that would have been reported absent the exercise of management’s accounting discretion”と表現している（p.408）。
- (4) 乙政 [2004b] に、Healy [1985] 以後の経過と、わが国のデータを用いた検証がまとめられている。
- (5) DeAngelo [1986] では、前期の発生項目額のみではなく、それ以前の発生項目額も用いた追加検証を行っている。
- (6) Jones [1991] では、時系列データを用いて回帰係数を推定している。また、分散不均一性（heteroscedasticity）の問題を緩和するため、各変数を前期末の資産総額でデフレートしている。
- (7) これらの先行研究については、奥村 [2004]、岡部 [2004] にまとめられている。
- (8) 大鹿 [2005] では、2000年6月から2003年6月までに定時株主総会を開催した企業を対象としており、整合的な比較を行うためには、同時期のサンプルを分析対象とすることが望ましい。しかし、CFO 修正 Jones モデルによる裁量的発生項目額の推定には、営業キャッシュ・フローの変化額を必要とするため、2001年3月期（2001年6月に開催される定時株主総会）を始点とする必要がある。
- (9) 株主総会活性化の代理変数として、株主総会の所要時間に依拠することには必ずしも理論的根拠が存在しない。しかし、大鹿 [2005] で指摘したとおり、過去の株主総会における形骸化の象徴として短時間総会が批判されてきたこと、経営者による丁寧な説明・回答は必然的に長時間化をもたらすことから、長時間化が活性化の代理変数として機能するものと思われる。
- (10) 5%水準、1%水準で有意な結果にそれぞれ^{*}、^{**}印を付している。
- (11) Jones [1991]、DeFond and Jambalvo [1994] など。
- (12) 以後の分析結果については、対立仮説に大小関係が存在する（活性化企業の計上する裁量的発生項目額の絶対値は非活性化企業の計上する裁量的発生項目額の絶対値よりも大きい）ため、片側検定の結果、5%水準、1%水準で有意な結果にそれぞれ^{*}、^{**}印を付している。
- (13) 当期利益の予想誤差を用いた分析結果もほぼ同様である。須田・首藤 [2004] は予想誤差が正であったサンプル、負であったサンプルをそれぞれさらに細分化して分析している。しかし、細分化されたサブ・サンプルごとの結果がほとんど変わらないこと、活性化企業を分析する際のサンプル数を確保する目的のため、細分化を行っていない。また、予想誤差がゼロであった（予想利益と報告利益とが一致した）サンプルは数が少ないため、分析から除外している。

参考文献

- 大鹿智基 [2005] 「株主総会活性化企業における経営者予想利益—予想利益の精度の変化と企業価値評価への影響—」『会計』第168巻、第6号、87-102頁。
- 奥村雅史 [2004] 「報告利益管理に関する実証的研究の方法と課題について」『早稲田商学』第40号、263-282頁。
- 岡部孝好 [2004] 「裁量的会計行動研究における総発生処理高アプローチ」『神戸大学大学院ディスカッションペーパー』2004、14、1-39頁。
- 乙政正太 [2004a] 『利害調整メカニズムと会計情報』森山書店。
- 乙政正太 [2004b] 「役員賞与とカットと裁量的会計行動」須田一幸編著『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店。

- 大日方隆 [2004]「原発費用の裁量的決定と Value Relevance」『経済学論集』第70巻, 第3号, 29-59頁。
- 久保田安彦・大鹿智基 [2004]「公開会社における定時株主総会の意義と機能一定時株主総会の正常化に関する実証分析」『早稲田商學』第402号, 623-646頁。
- 斎藤静樹編著 [2002]『会計基準の基礎概念』中央経済社。
- 首藤昭信 [2005]「利益調整研究の新展開」『専修大学会計学研究所報』No.12, 1-47頁。
- 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・首藤昭信 [2004]「経営者の利益予想と裁量的会計行動」須田一幸編著『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店。
- 竹原均・須田一幸 [2004]「フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの実証研究—株価関連性の比較—」『現代ディスクロージャー研究』第5号, 23-35頁。
- 野間幹晴 [2004]「アクルーアルズによる利益調整—ベンチマーク達成の観点から」『企業会計』第56巻, 第4号, 529-535頁。
- 藤井秀樹・山本利章 [1999]「会計情報とキャッシュフロー情報の株価説明力に関する比較研究—Ohlson モデルの適用と改善の試み—」『會計』第156巻, 第2号, 170-185頁。
- 百合草裕康 [2001]『キャッシュ・フロー会計情報の有用性』中央経済社。
- Abarbanell, Jeffery, and Reuven Lehavy [2003], "Biased Forecasts or Biased Earnings? The Role of Reported Earnings in Explaining Apparent Bias and Over/Underreaction in Analysts' Earnings Forecasts," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.36, Iss.1-3, pp.105-146.
- Burgstahler, David, and Ilia Dichev [1997], "Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.24, Iss.1, pp.99-126.
- DeAngelo, Linda E., [1986], "Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders," *The Accounting Review*, Vol.61, No.3, pp.400-420.
- Dechow, Patricia M. [1994], "Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.18, Iss.1, pp.3-42.
- Dechow, Patricia M., Richard G. Sloan, and Amy P. Sweeney [1995], "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, Vol.70, No.2, pp.193-225.
- Dechow, Patricia M., Scott A. Richardson, and Irem Tuna [2003], "Why Are Earnings Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation," *Review of Accounting Studies*, Vol.8, Iss.2-3, pp.355-384.
- DeFond, Mark L., and James Jiambalvo [1994], "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.17, Iss.1-2, pp.145-176.
- FASB [1978], Statement of Financial Accounting Concepts No.1, *Objectives of Financial Reporting by Business Enterprises*, (平松一夫・広瀬義州訳 [2002]『FASB 財務会計の諸概念 増補版』中央経済社)。
- Francis, Jennifer, Per Olsson, and Dennis R. Oswald [2000], "Comparing the Accuracy and Explainability of Dividend, Free Cash Flow, and Abnormal Earnings Equity Value Estimates," *Journal of Accounting Research*, Vol.38, No.1, pp.45-70.
- Hayn, Carla [1995], "The Information Content of Losses," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.20, Iss.2, pp.125-153.
- Healy, Paul M. [1985], "The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.7, Iss.1-3, pp.85-107.

- Hilary, Gilles, and Tomoki Oshika [2006], "Shareholder Activism with Weak Corporate Governance: Social Pressure, Private Cost and Organized Crime," *The Journal of Management Accounting, Japan*, Supplement 1, pp.55-73.
- Jones, Jennifer J. [1991], "Earnings Management During Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research*, Vol.29, No.2, pp.193-228.
- Kasznik, Ron [1999], "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management," *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.1, pp.57-81.
- Kang, Sok-Hyon, and K. Sivaramakrishnan [1995], "Issues in Testing Earnings Management and an Instrumental Variable Approach," *Journal of Accounting Research*, Vol.33, No.2, pp.353-367.
- Kothari, S. P. [2001], "Capital Market Research in Accounting," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.31, Iss.1-3, pp.105-231.
- McNichols, Maureen F. [2000], "Research Design Issues in Earnings Management Studies," *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.19, Iss.4-5, pp.313-345.
- Penman, Stephen H., and Theodore Sougiannis [1998], "A Comparison of Dividend, Cash Flow, and Earnings Approaches to Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol.15, No.3, pp.343-383.
- Subramanyan, K. R. [1996], "The Pricing of Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.22, Iss.1-3, pp.249-281.
- Teoh, Siew Hong, Ivo Welch, and T. J. Wong [1998], "Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings," *Journal of Finance*, Vol.53, No.6, pp.1935-1974.