

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

保守的な会計測定の経済的機能について

うすい あきら  
薄井 彰

Discussion Paper No.2003-J-1

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.imes.boj.or.jp>

**備考：** 日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、論文の内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

## 保守的な会計測定の経済的機能について

薄井 彰\*

### 【要旨】

本稿の目的は、株主資本の市場価値（時価）と会計上の評価（簿価）の乖離がどのような要因によってもたらされるのかを実証的に分析することを通じて、保守的な会計測定の経済的な機能を明らかにすることである。本稿では、1968-2001年の東京証券取引所上場企業（1,042-1,616社）のパネルデータを用い、Beaver and Ryan[2000]のモデルに従って、会計の保守性をもたらす要因を、企業要因（評価バイアス）と会計利益の認識ラグ要因の2つに分けたうえで、それぞれの要因と、財務面における企業特性、ステークホルダー間の利害調整、企業のガバナンス形態との関係を分析している。

分析の結果、企業特性に関しては、ROEや売上高成長率でみた収益の成長性の高い企業は、企業要因より会計上の認識ラグ要因の方が会計の保守性に与える影響が大きいとの結果が得られた。また、ステークホルダー間のコンフリクトについては、株主と債権者が利益分配に関してコンフリクトが大きいほど、また、株主と従業員が利益分配に関してコンフリクトが大きいほど、保守的な会計を選択する傾向にあることが示された。さらに、企業のガバナンス形態との関係では、企業要因については、経営者の持株比率が高い場合には、経営者は短期的な利益分配を選好するので、より保守的でない会計を採用する傾向にあるとの結果が得られた。その一方で、会計上の認識ラグ要因については、経営者の短期的な利益指向を緩和するために、評価ラグを大きくするという保守的な会計が制度上組み込まれているとの結果も得られている。

これらの点は、会計数値が単に過去の事実を記述するだけでなく、保守的な会計測定を通じて、株主とその他のステークホルダー間の利害調整に重要な役割を果たしていることを示唆している。また、企業のガバナンス形態に関する分析結果は、ステークホルダー間のコンフリクトや株主構成が保守的な会計制度設計にも重要な影響を及ぼしている可能性を示している。

キーワード：簿価-時価比率、保守主義、企業価値評価モデル、ステークホルダー、ガバナンス

JEL Classification：M41

\*法政大学経済学部教授（〒194-0298 東京都町田市相原町 4342 法政大学経済学部）

本稿の作成において、鮎瀬典夫氏（日本銀行）、宮田慶一氏（日本銀行）、中久木雅之氏（日本銀行）、須田一幸氏（神戸大学）の各氏、および日本銀行、法政大学、神戸大学でのセミナー参加者から貴重なコメントを頂戴した。なお、本稿に残された誤謬はすべて筆者の責任である。

## 目次

1 . はじめに .....	1
2 . 株主資本の簿価と時価の理論的關係.....	2
( 1 ) 簿価-時価比率 .....	2
( 2 ) RYAN [1995]による発生主義会計測定モデル .....	5
( 3 ) BEAVER AND RYAN [2000]による簿価-時価比率の推計モデル .....	7
( 4 ) 保守的な会計測定をもたらす要因：仮説.....	8
3 . 簿価-時価比率推計モデルの検証 .....	9
( 1 ) 実証モデル.....	9
( 2 ) データとサンプル.....	10
( 3 ) 推計結果 .....	11
4 . 保守性要因推計モデルの検証 .....	12
( 1 ) 実証モデル.....	12
( 2 ) データとサンプル.....	15
( 3 ) 推計結果 .....	16
イ . 企業要因:1968-2001 年.....	16
ロ . 企業要因:1968-1975 年.....	19
ハ . 企業要因:1976-1990 年.....	20
ニ . 企業要因:1991-2001 年.....	21
( 4 ) 追加的テスト .....	22
イ . 業種要因の影響.....	22
ロ . 会計上の認識ラグ要因の説明要因.....	25
5 . むすび.....	29
参考文献 .....	31

## 1. はじめに

本稿の目的は、株主資本の市場価値（時価）と会計情報による評価（簿価）の乖離がどのような要因によってもたらされるのかを実証的に分析することを通じて、保守的な会計測定の経済的な機能を明らかにすることである。

株主資本の時価に対する簿価の比率（book-to-market ratio：簿価-時価比率）は、多くの企業で1にならない。乖離の原因の一つに、企業が保守主義（conservatism）の原則にもとづいた会計方針を採用していることが指摘できる。保守主義の定義は、一般に記述的である。例えば、日本の企業会計原則はその一般原則のなかで保守主義の原則を、「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」と規定している。

こうした保守主義の原則は、資産の評価、収益・費用の認識などの点で会計実務に大きな影響を与えている。まず、資産の評価に関しては、現在、一部の金融商品が公正価値で評価されることを除けば、金融・事業用資産は原則として取得時の価格で評価される（取得原価主義）が、資産価値が下落している場合には、保守主義の観点から原価を引き下げることが容認されている。例えば、棚卸資産評価の低価法適用、回収不能な営業債権の貸倒償却、固定資産の減損などの会計処理は、保守主義の影響によるものであると考えられる。また、収益や費用の認識に関しても、一般に、収益・費用対応の原則のもとで当期に実現した収益に対応した費用が計上されるが、将来収益の不確実性が大きい場合には、保守主義の原則により費用を当期に計上できる。例えば、当期に支出した研究開発費や広告宣伝費は、将来にわたって収益効果が生じるにもかかわらず、当期に費用として一括計上することが求められているが、これも保守主義の影響によるものであると考えられる。

保守主義は、このように会計実務に大きな影響を及ぼしているが、その一方で、保守主義の経済的な機能は十分に解明されてこなかった。しかしながら、最近では、保守主義を市場価値との関連で定義したうえで、その経済的な機能を分析する研究が行われ始めている。こうしたなかでも、Ohlson[1995]とFeltham and Ohlson[1995]は、経済学的なフレームワークのなかで保守主義の役割を論じる一連の研究の発端となった重要な研究である。

具体的に、Ohlson[1995]とFeltham and Ohlson [1995]は、企業価値評価モデルに、事業活動に対する当期利益、異常利益、保守的会計などの要因を取り入れたモデルを構築している。そしてこれらの研究では、長期的には株主資本の簿価が時価に一致すると期待される会計測定を不偏的（unbiased）簿価が時

価を下回ると期待される会計測定を保守的 (conservative) と定義したうえで、こうした保守的な会計測定が発生する理論的な条件を明らかにしている。また、Ohlson[1995]、Feltham and Ohlson[1995]の評価モデルは割引率が一定のケースであったが、薄井[1996, 2001]では割引率が時間にもなって変化するケースにモデルを拡張したうえで、同様の結論を導いている。

Ryan [1995]は、取得原価主義や発生主義の考え方を企業価値評価モデルに取り込み、Ohlson[1995]、Feltham and Ohlson[1995]のモデルを実証可能な形にしている。また、Beaver and Ryan[2000]は、株主資本の簿価と時価の乖離をもたらす要因を企業要因 (簿価の評価バイアス) と会計上の認識ラグに分ける形で Ryan[1995]のモデルを展開し、実証分析を行っている。さらに、Ahmed *et al.* [2002]は、Beaver and Ryan[2000]のモデルにおける会計の保守的度合いを示すパラメータを推計したうえで、こうしたパラメータがどのような要因によって影響を受けるのかを検証している。そして、株主と債権者の配当政策に関するコンフリクトが大きい企業ほど、より保守的な会計を選択すること、保守的な会計を選択する企業ほど、負債コストが低いことを示している。

本稿では、米国におけるこうした一連の研究を踏まえ、わが国における株主資本の市場価値 (時価) と会計上の評価 (簿価) に乖離が生じる要因について、企業特性、ステークホルダー間の利害関係、企業のガバナンス形態の観点から実証的に分析する。具体的には、株主-債権者のコンフリクトを念頭に置いた Ahmed *et al.* [2002]の実証モデルをベースに、株主-従業員のコンフリクトおよび企業のガバナンス形態の違いに起因する要因も勘案したうえで、東京証券取引所上場企業 (1,042-1,616 社) の 1968-2001 年の長期サンプルでパネル分析を行っている。

以下 2 節では、保守主義という会計固有の構造と企業の市場価値の理論的な関係をみていく。次いで、3 節で簿価-時価比率に関する実証分析を、4 節で会計の保守性に関する実証分析を行っている。最後に 5 節では、実証結果から得られたインプリケーションをまとめている。

## 2 . 株主資本の簿価と時価の理論的關係

### ( 1 ) 簿価-時価比率

Ohlson [1995]と Feltham and Ohlson [1995]の企業価値評価モデルについて、Bernard [1995]と Lundholm [1995]は、「企業の市場価値評価に対し会計情報が果たす役割を分析する一連の研究に極めて重要な影響を与えていくであろう」と評価している。なぜならば、これらの評価モデルは、財務諸表上のデー

タ、例えば、利益、株主資本の簿価、あるいは配当といった会計情報が企業の市場価値とどのように関連しているのかという点について理論的な基礎を与えているからである。

Ohlson[1995]、Feltham and Ohlson [1995]は、オーソドックスな配当割引モデルを前提とし、クリーンサープラス会計、すなわち株主資本の簿価の増加が当期利益から配当を控除した額に等しい会計のもとでは、企業（株主資本）の市場価値（時価）は、株主資本の簿価と将来の期待異常利益の現在価値の合計に等しいという関係を示している<sup>1</sup>。

以下、Ohlson[1995]にしたがって、企業の市場価値と株主資本簿価との関係を具体的にみていく。まず、配当割引モデルでは、企業の市場価値（ $MV_t$ ）と配当（ $D_t$ ）の関係は、割引率（ $r$ ）を一定とした場合、次のように表わすことができる。ただし、 $E_t(\cdot)$ は $t$ 時点における利用可能な情報にもとづく条件付期待値のオペレータである。

$$MV_t = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{E_t(D_{t+j})}{(1+r)^j} \quad (1)$$

また、クリーンサープラス会計のもとでは、株主資本簿価（ $BV_t$ ）の変動は当期利益（ $X_t$ ）あるいは配当のいずれかとして報告される。

**仮定 1：**2 時点間における株主資本簿価の変動は、当期利益から配当を控除した額に等しい。

$$BV_t - BV_{t-1} = X_t - D_t \quad (2)$$

次に、Ohlson[1995]と同様に、当期利益が恒常利益（permanent earnings： $X_t^p$ ）と異常利益（abnormal earnings： $X_t^a$ ）からなると仮定する。

**仮定 2：**当期利益は、恒常利益と異常利益に分解できる。ただし、恒常利益は期首の株主資本簿価に割引率  $r$  を乗じた額に等しい<sup>2</sup>。

$$X_t = X_t^p + X_t^a \quad (3-1)$$

<sup>1</sup> Ohlson[1995]では、さらに、翌期の異常利益や非会計情報が今期のそれらとの線形関係（VAR）で表現できると仮定することによって、企業の市場価値は、株主資本の簿価、現在の異常利益、現在の非会計情報で表わされることを示している。なお、薄井[1999]は、日本においても、クリーンサープラス会計のもとで、利益や株主資本簿価が長期にわたって企業の市場価値と関連することを実証的に明らかにしている。

<sup>2</sup> Ohlson[1995]は割引率がリスクフリーレート  $R_f$  に等しいと仮定し、期首の株主資本簿価に資本コストを乗じた恒常利益を超過する利益を異常利益と定義している。

$$X_t^a \equiv X_t - R_f BV_{t-1}$$

$$X_t^p = rBV_{t-1} \quad (3-2)$$

配当割引モデル(1)にクリーンサープラス関係(2)と当期利益に関する(3)の仮定を組み込むと、企業の市場価値は次のように示せる<sup>3</sup>。

$$MV_t = BV_t + E_t \left( \sum_{j=1}^{\infty} \frac{X_{t+j}^a}{(1+r)^j} - \frac{BV_{t+j}}{(1+r)^j} \right) \quad (4)$$

$j \rightarrow \infty$ につれて、括弧の第2項は0に収束するならば、企業の市場価値は、株主資本簿価と将来の期待異常利益の現在価値の和になる。

$$MV_t = BV_t + E_t \left( \sum_{j=1}^{\infty} \frac{X_{t+j}^a}{(1+r)^j} \right) \quad (5)$$

なお、企業の市場価値が株主資本簿価を上回る部分 ( $MV_t - BV_t$ ) は、会計上では暖簾 (goodwill) と呼ばれる。(5)式が示すとおり、暖簾は将来の期待異常利益の現在価値に一致する。

ここで、異常利益の持続性 (成長性) を  $A_t = X_t^a / X_{t-1}^a$  と定義すれば、(5)の評価式は、以下のように表わせる。

$$MV_t = BV_t + X_t^a E_t \left( \sum_{j=1}^{\infty} \prod_{k=1}^j \frac{A_{t+k}}{(1+r)} \right) \quad (6)$$

(6)式から、現時点の株主資本簿価と企業の市場価値の乖離は、将来の期待異常利益の持続性と関連していることが分かる。

ここで、(6)の評価式の  $MV_t$  と  $BV_t$  を簿価-時価比率 ( $BTM_t = BV_t / MV_t$ ) の形に書き直せば、次式を得ることができる。時価-簿価比率 (price-to-book ratio) は、ファンダメンタル分析の重要な指標として利用されてきた。また、最近では、ファイナンスの領域でも、Fama and French[1992, 1993]の研究を契機として、その逆数の簿価-時価比率が大きな関心を寄せられている<sup>4</sup>。

<sup>3</sup> Ohlson[1995]の評価式では割引率が一定であるが、Feltham and Ohlson [1999]は、無裁定条件とクリーンサープラス条件のもとで、リスク中立的な確率測度 (risk-neutral probability measure) を導入すれば、割引率が確率的な場合でも、Ohlson[1995]のモデルが成立することを示している。

<sup>4</sup> Fama and French[1992, 1993]は、次のような株式リターンが無条件期待モデル (3ファクターモデル) を提案している。

$$R_{it} = a_i + b_i(R_m - R_f) + s_iSMB_t + h_iHML_t + e_{it}$$

ただし、 $R_m$  は市場リターン、 $SMB$  (small minus big) はサイズファクター、 $HML$  (high minus low) は簿価-時価ファクターである。この3ファクターモデルは、実証的には、CAPMよりも株式リターン格差をよく説明している。



$$BTM_t = 1 - E_t \left( \sum_{j=1}^{\infty} \prod_{k=1}^j \frac{A_{t+k}}{(1+r)} \right) \frac{X_t^a}{MV_t} \quad (7)$$

(7)式から簿価-時価比率は、割引率  $r$  と期待異常利益の持続性  $A_t$  によって説明されることが分かる。期待異常利益の持続性  $A_t$  が何によってもたらされるのか、という点については理論的に明確な答がある訳ではないが、イノベーション、成長性、経営者の資質、組織マネジメントの巧拙といった企業固有の要因や、企業の裁量による会計方針の選択や会計制度といった会計上の利益測定に起因する要因などが影響している可能性がある。

なお、会計の保守性について、Feltham and Ohlson [1995]は以下のとおり定義している。

暖簾 ( $MV_t - BV_t$ ) の期待値が 0 に収束するならば、会計測定は不偏的 (unbiased) である。

不偏的な会計測定  $j \rightarrow \infty$  につれて、 $E_t(MV_{t+j} - BV_{t+j}) \rightarrow 0$

暖簾の期待値が正の値になるのであれば、会計測定は保守的である<sup>5</sup>。

保守的な会計測定  $j \rightarrow \infty$  につれて、 $E_t(MV_{t+j} - BV_{t+j}) > 0$

簿価-時価比率で表現すれば、不偏的な会計測定では、簿価-時価比率の期待値  $E_t(BTM_{t+j})$  は 1 に収束し、保守的な会計測定では、1 未満の正の値をとると期待される。(6)式や(7)式の評価式との関係でいえば、会計システムが異常利益を内生的に測定できるならば、すなわち  $E_t(A_t)=0$  ならば、簿価と時価は一致する(不偏的な会計測定が実現する)ことになる<sup>6</sup>。

## (2) Ryan [1995]による発生主義会計測定モデル

以上みてきたように、Feltham and Ohlson [1995]の保守性の定義は、株主資

<sup>5</sup> Feltham and Ohlson [1995]は、株主資本の簿価が市場価値を上回ると期待されるのであれば、そうした会計測定は攻撃的 (aggressive) であるとしている。

<sup>6</sup> Feltham and Ohlson [1995]による保守的会計の定式化は、それまでの抽象的な議論を市場価値の枠組みに組み込んだ点で画期的であった。ただし、 $E_t(BTM)$ の推計方法やその漸近的な特徴については未解決である ( $BTM$ の漸近的な特徴については Zhang [2000]を参照)。実際、(6)や(7)の評価式より具体的な期待値を推計するためには、異常利益の時系列過程を特定することが必要となる。

本の期待簿価が期待市場価値に収束するか否かをメルクマールとしているが、たとえ株主資本の期待簿価が期待市場価値に収束するとしても、短期的には、株主資本の簿価と市場価値が乖離することがある（保守的な会計測定が行われることがある）。

すなわち、現行の取得原価主義と発生主義会計のもとでは、すべての暖簾が資産に計上されているわけではない。例えば、自己創設の暖簾は売却時に認識される。また、土地の保有損益も原則として、売却しない限り認識されない<sup>7</sup>。こうした未実現の経済的損益はその期の株式リターンには反映されているが、会計利益には翌期以降に計上される。Ryan [1995]の簿価-時価比率の評価モデルは、発生主義会計の測定を明示的にモデル化した点に特徴がある。 $t-j$ 年に取得した資産について、その市場価値（時価）を $MV_t^{t-j}$ 、簿価を $BV_t^{t-j}$ とすれば、 $t$ 年における未記帳の暖簾は市場価値と簿価の差額であるから、 $URG_t^{t-j} = MV_t^{t-j} - BV_t^{t-j}$ と示すことができる。保有資産の耐用年数がすべて $K$ 年とすれば、企業価値の市場価値は $t-K+1$ 年から $t$ 年までに取得した稼働資産の市場価値の合計、

$$MV_t = \sum_{j=0}^{K-1} MV_t^{t-j} \quad (8)$$

になる。株主資本の簿価は、

$$BV_t = \sum_{j=0}^{K-1} BV_t^{t-j} \quad (9)$$

である。それゆえ、 $t$ 年に未記帳の暖簾は、

$$URG_t = \sum_{j=0}^{K-1} URG_t^{t-j} \quad (10)$$

として記述できる。

Ryan [1995]は、資産取得時の簿価は時価に等しい、資産除却時には簿価と時価は0である、各資産について未記帳の暖簾が時価ショック $o_t$ の移動平均過程に従う、という仮定のもとで、 $URG_t$ を以下のとおり特定した。ただし、 $F(s)o_{t-s}$ は会計上 $t$ 年に認識されていない未記帳の暖簾のうち、 $t-s$ 年の時価ショックの影響に相当する部分を表わす。

$$URG_t = F(0)o_t + F(1)o_{t-1} + \dots + F(K-2)o_{t-K+2}, \quad \forall t \quad (11)$$

さらに、Ryan[1995]は時価ショックが時価変動部分と攪乱項（期待値0）からなる、すなわち、

<sup>7</sup> 金融商品の時価評価や固定資産の減損会計の導入は、こうした認識のラグによる部分を減少させることになる。

$$o_t = b\Delta MV_t + e_t \quad (12)$$

という仮定を設定することで、(11)式を以下のとおり検証可能な形に展開した。

$$URG_t = b(F(0)\Delta MV_t + F(1)\Delta MV_{t-1} + \dots + F(K-2)\Delta MV_{t-K+2}) + \varepsilon_t, \quad \forall t \quad (13)$$

ただし、 $\varepsilon_t = F(0)e_t + F(1)e_{t-1} + \dots + F(K-2)e_{t-K+2}$  である。

ここで、 $URG_t = E_t \left( \sum_{j=1}^{\infty} \prod_{k=1}^j \gamma_{t+k} A_{t+k} \right) X_t^a$  であることに着目すれば、(13)式は次式の

とおり表わせる。

$$BTM_t = 1 - b \left( F(0) \frac{\Delta MV_t}{MV_t} + F(1) \frac{\Delta MV_{t-1}}{MV_t} + \dots + F(K-2) \frac{\Delta MV_{t-K+2}}{MV_t} \right) + \frac{\varepsilon_t}{MV_t} \quad (14)$$

さらに、Ryan[1995]は、(14)式から、 $i$ 社の  $BTM$  が次のような式で検証が可能であるとしている。

$$BTM_{i,t} = \alpha_{i,t} + \sum_{j=0}^9 \beta_j \frac{\Delta MV_{i,t-j}}{MV_{i,t}} + \gamma \frac{\Delta MV_{i,t-10}}{MV_{i,t}} + e_{i,t} \quad (15)$$

ここで、資産取得時の簿価は時価に等しい、資産除却時には簿価と時価は 0 である、各資産について未記帳の暖簾が時価ショック  $o_t$  の移動平均過程にしたがう、という仮定のもとでは、 $\beta$  は正でないことが予想される。さらに、ショックの持続性は時間とともに減少するという条件 (regularity condition、 $F(0) \geq F(1) \geq \dots \geq F(K-1)$ ) を追加すれば、 $\beta$  はラグ  $j$  が大きくなるにつれて 0 に近づくと期待される。

### (3) Beaver and Ryan [2000]による簿価-時価比率の推計モデル

Beaver and Ryan [2000]は、簿価-時価比率の変動が簿価評価のバイアスと会計上の認識ラグからなると主張し、これを踏まえる形で Ryan [1995]のモデルを展開している。具体的に、Beaver and Ryan [2000]は、以下の実証モデルにもとづいて、会計の保守性のパネル推計を行っている。

$$BTM_{t,i} = \alpha_t + \alpha_i + \sum_{j=0}^6 \beta_j R_{t-j,i} + e_{t,i} \quad (16)$$

$\alpha_t$  は時間効果 (time effect)、 $\alpha_i$  は  $i$  社に固有な企業効果 (firm effect) であり、Beaver and Ryan [2000]は、 $\alpha_i$  を企業固有の保守性のメジャーと考えている。(16)式の右辺第 3 項は利益認識のラグ要因である。(15)式の第 2 項の符号はマイナスであるから、平均的に資産時価が増大する経済を前提にすれば、 $\beta$  は

マイナスの符号となることが予想される。

#### (4) 保守的な会計測定をもたらす要因：仮説

伝統的に、日本の会計は保守的である。取得原価主義と保守主義に裏付けられた会計測定は、物価上昇局面では、企業に膨大な含み益をもたらした。有価証券や土地の含み益（会計上の未実現保有益）は、当期の株主に分配されず、企業に蓄積された。そして、こうした含み益の用途は、経営者の裁量に委ねられていた。

では、保守的な会計測定をもたらす要因は何であろうか。(7)式の期待値の部分が示すように、まず、将来の異常利益の成長率（持続率）や割引率などの企業特性が、保守的な会計測定をもたらす要因として挙げられる。前述のとおり、こうした企業特性が何によってもたらされるかは明らかでないが、1つの仮説として、収益性、成長性、研究開発力の高い企業は、イノベーションが大きい、あるいは、リスクが高いと予想されるが、こうした企業が保守的な会計処理を選択することによって、会計上の利益変動を制御していることが影響している可能性がある。

また、ステークホルダーの利害調整も保守的な会計測定をもたらす要因として挙げられる。すなわち、企業は、しばしばステークホルダーの利害調整のために会計情報を利用する<sup>8</sup>。例えば、債権者と株主の間には、利益分配に関してコンフリクトが存在する。株主重視の企業は、一時的な利益を株主に分配することで、債権者から株主に富を移転する可能性がある。このため債権者は、処分可能な利益を制限するような保守的な会計を選好すると考えられる。実際、負債契約では、会計情報を用いて配当制限などの財務上の特約が設定されることが多い。Ahmed *et al.* [2002]は、こうした問題意識から、Beaver and Ryan [2000]における企業固有の保守性のメジャー、すなわち(16)式における $\alpha_i$ を推計したうえで、株主と債権者が配当政策に関してコンフリクトが大きい企業の $\alpha_i$ がマイナスになる（保守的な会計を選択する）との結果を得ている<sup>9</sup>。これに加えて、株主・従業員・経営者間のコンフリクトも会計測定に影響を与える可能性がある。例えば、日本では従業員を重視した経営を指向する企業も多いが、こうした企業は、株主と従業員の利益分配に関する短期的なコンフリクトが大

---

<sup>8</sup> Watts and Zimmerman[1978, 1986, 1990]は、会計のこうした契約支援機能の重要性を強調している

<sup>9</sup> さらに、同研究では、保守的な会計を選択する企業ほど負債コストが低い、との結果も得られている。

きいほど、経営者は株主など他のステークホルダーに利益が流出しにくい保守的な会計を選択する可能性がある。また、経営者と株主のコンフリクトが大きい場合、株主は短期的に利益を過大に計上可能であるような会計より、保守的な会計を選好することが考えられる。

さらに、企業のガバナンス形態も会計測定に影響を与える可能性がある。例えば、日本企業は、メインバンク制に象徴されるように銀行との結びつきが強いが、債権者である銀行のコントロールが強い企業ほど、保守的な会計を選択する可能性が高い。

### 3. 簿価-時価比率推計モデルの検証

#### (1) 実証モデル

本稿では、まず、Beaver and Ryan [2000]にもとづき、以下のモデルを推計する。

$$BTM_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_i + \sum_{j=0}^6 \beta_j R_{t-j,i} + e_{t,i} \quad (17)$$

ここでの簿価-時価比率 ( $BTM$ ) は株主資本を期末時点の時価総額 (発行済株式 × 決算期末株価終値) で割ったもの、株式リターン ( $R$ ) は配当を含まない年次リターン (時価総額の対前期変化率) である<sup>10</sup>。Beaver and Ryan [2000]と同様に、 $BTM$  は最小値 0、最大値 4 に、株式リターン  $R$  は最大値 3 にそれぞれまるめてある<sup>11</sup>。前述のとおり、ラグ 1 からラグ 6 までの株式リターンをすべて利用できない観測値は分析の対象から除外されている。

---

<sup>10</sup> ただし、決算期変更や半年決算のため、期間が 1 年に満たない場合でも、その期間での一時的な変化の影響を緩和するため、計算されたリターンは年次換算していない。すなわち、投資家はそのリターンが 1 年間持続することを期待していると仮定している。なお、 $R$  に関しては、基礎となる Ryan[1995]のモデルでは、当期株価で過去の株価の変化額を基準化した値である。また、Beaver and Ryan[2000]は配当込みの年次リターンを利用しているが、Ahmed *et al.* [2002]は、配当を含まない年次リターンを用いている。

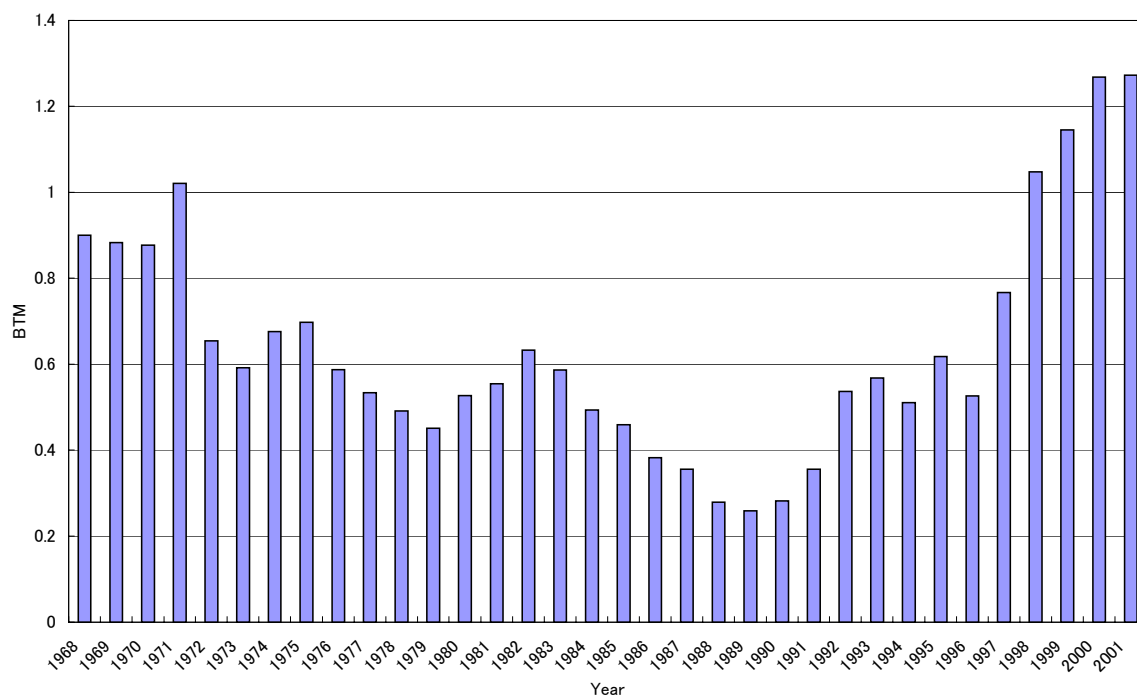
<sup>11</sup> Beaver and Ryan[2000]は、 $BTM$  を最小値 0、最大値 4 に、株式リターン  $R$  は最小値-1、最大値+1 にまるめている。ここでの分析においては、サンプルの分布の違いを勘案し、株式リターンにおける閾値を若干変更している。いずれにしても、当該サンプル(43,364社・年)で、 $BTM$  の 1 パーセンタイルと 99 パーセンタイルは、それぞれ、0.044、2.538、 $R$  については、-0.528 (最小値-0.900)、1.908 であるので、Beaver and Ryan[2000]同様、まるめ処理の推計への影響はほとんどないと考えられる。

## (2) データとサンプル

サンプルは、2001年8月に東京証券取引所に上場している企業である。ただし、銀行、証券、保険業に属する企業は除かれている。株価は東洋経済新報社の「株価 CD-ROM2002」、財務諸表データは日本経済新聞社の「NEEDS-CD ROM 日経財務データ」から収集した。分析期間は1964年から2001年3月決算期の38年間である。株式リターンのラグを利用するため、1968年以降のサンプルでパネル推計する。

図1は、簿価-時価比率の推移である。1990年までの簿価-時価比率は概ね低下傾向にあるが、バブル崩壊後、株価の下落とともに簿価-時価比率は上昇に転じ、1998-2001年以降においてはその値が1を超えている。また、サンプル期間のうち、1968-1975年の期間においては、日本企業は年2回の本決算をするなど、その後の期間とデータ構造が異なる可能性がある。そこで、本稿では、全サンプル期間を通じた分析に加え、サンプル期間(1968-2001年)を3期間(1968-1975年、1976-1990年、1991-2001年)に区分したうえで、それぞれのサブ・サンプルについての分析も併せて行う。

図1 東京証券所上場企業の簿価-時価比率の推移(1968-2001年)



### (3) 推計結果

表1は、(17)式を推計した結果である。推計結果は、Beaver and Ryan [2000]のそれとほぼ同じである。株式リターン（当期と6個のラグ）に関する係数 $\beta$ は、期待されたようにすべて有意なマイナスの値となっている。株式リターンの推計された係数はラグが大きくなるにつれて0に近づくという結果も、Ryan[1995]の予想（regularity condition）と整合的である。

また、パネル分析の結果は、クロスセクションのBTM変動のうち、固定効果によって説明される部分が多いことも示している。例えば、全期間（1968-2001年）の推計結果では、固定効果のないモデルの説明力は、自由度調整済決定係数で見れば28.6%である。それに対して、固定（企業・時間）効果モデルの説明力は66.2%に高まる。この傾向はすべての期間で同じである。さらに、固定（企業・時間）効果モデルについて、そのないモデルと比較するためにFテストを行ったところ、1968-2001年、1968-1975年、1976-1990年、1991-2001年の推計期間のF値はそれぞれ、12.330 ( $p$ -value = .0000)、17.883 ( $p$ -value = .0000)、14.917 ( $p$ -value = .0000)、9.920 ( $p$ -value = .0000)であった。この結果は、BTMの変動に固定（企業・時間）効果が影響を与えていることを示唆している。

なお、固定効果（企業・時間）モデルでなくランダム効果モデルの方がデータをよく説明する可能性もあるため、ハウスマン検定を行った。1968-2001年、1968-1975年、1976-1990年、1991-2001年の推計期間における $\chi^2$ 値は、それぞれ、700.88 ( $p$ -value = .0000)、250.58 ( $p$ -value = .0000)、115.56 ( $p$ -value = .0000)、156.75 ( $p$ -value = .0000)となり、ハウスマン検定の帰無仮説（「固定効果がモデルの他の回帰変数と相関しない」）はいずれの期間でも棄却された。したがって、いずれの期間においてもランダム効果モデルよりも固定効果モデルの方がBTMの変動をより識別していると解釈できる。

表1 推計結果

係数	1968-2001			1968-1975			1976-1990			1991-2001		
	推計値	<i>t</i> -stat.	<i>p</i> -value	推計値	<i>t</i> -stat.	<i>p</i> -value	推計値	<i>t</i> -stat.	<i>p</i> -value	推計値	<i>t</i> -stat.	<i>p</i> -value
$\beta_0$	-0.284	-66.794	0.000	-0.364	-52.707	0.000	-0.173	-54.886	0.000	-0.484	-44.629	0.000
$\beta_1$	-0.222	-56.766	0.000	-0.291	-47.084	0.000	-0.126	-52.429	0.000	-0.424	-42.701	0.000
$\beta_2$	-0.175	-45.795	0.000	-0.250	-44.584	0.000	-0.090	-27.539	0.000	-0.342	-33.666	0.000
$\beta_3$	-0.142	-40.826	0.000	-0.215	-40.589	0.000	-0.070	-26.411	0.000	-0.274	-30.077	0.000
$\beta_4$	-0.105	-29.938	0.000	-0.176	-33.711	0.000	-0.045	-12.070	0.000	-0.199	-25.082	0.000
$\beta_5$	-0.083	-26.329	0.000	-0.140	-27.461	0.000	-0.032	-11.463	0.000	-0.149	-21.585	0.000
$\beta_6$	-0.069	-22.629	0.000	-0.105	-21.275	0.000	-0.015	-5.372	0.000	-0.118	-18.676	0.000
time dummies	含む			含む			含む			含む		
決定係数(固定効果つき)	0.662			0.797			0.750			0.761		
決定係数(固定効果なし)	0.286			0.252			0.300			0.296		
観測数(社・年)	43,364			10,872			16,675			15,817		

(注) 固定効果（時間効果と企業効果）つきのモデルは within 推計量である。*t*-stat.はWhite[1980]の分散不均一を調整した *t* 統計量。固定効果なしのモデルはプールした推計による。

## 4. 保守性要因推計モデルの検証

### (1) 実証モデル

次に、Beaver and Ryan [2000]の研究デザインに従い、(17)式で推計された企業効果 $\alpha_i$ を企業要因による会計の保守性のメジャー $CONSV$ として定義したうえで、企業の保守的な会計測定がどのような要因によってもたらされるのかを検証する。本稿では、企業特性(モデル1)、会計方針(モデル2)、株主-債権者関係(モデル3)、株主-従業員・経営者関係(モデル4)、ガバナンス形態(モデル5)という5つの要因に着目して、 $CONSV$ との関係を分析する。

#### モデル1:企業特性

$$\overline{CONSV}_i = c + \beta_1 \overline{ROE}_i + \beta_2 \overline{SIZE}_i + \beta_3 \overline{GROWSALE}_i + \beta_4 \overline{RNDADV}_i + e_{1,i}$$

$ROE_t = t$  期の当期利益 / ( $t-1$ )期の株主資本

$SIZE_t = \ln(t$  期の総資産)

$GROWSALE_t = t$  期の売上高 / ( $t-1$ )期の売上高

$RNDADV_t = \frac{\text{販売管理費に計上された}t\text{期の研究開発費と広告宣伝費・拡販費}}{t\text{期の総資産}}$

モデル1では、企業特性と保守性の関係を分析する。前掲の(7)式に与えられたとおり、期待異常利益の持続性が高い企業は、 $BTM$ が小さくなるため、会計が保守的になることが予想される。期待異常利益の持続性が何によってもたらされるのか、という点については理論的に明確な答がある訳ではないが、イノベーション、成長性、経営者の資質、組織マネジメントの巧拙といった企業固有の要因や、企業の裁量による会計方針の選択や会計制度といった会計上の利益測定に起因する要因などが影響している可能性がある。したがって、 $ROE$ と $GROWSALE$ の符号はマイナスとなることが予想される<sup>12</sup>。 $RNDADV$ は、研究開発費や広告宣伝費など無形資産への投資を表わす。 $RNDADV$ が大きい企業は、貸借対照表に計上されない無形資産が大きいと予想されるので、結果として保守的な会計測定が行われているとみなされる。それゆえ、その符号はマイナスとなることが予想される。 $SIZE$ は規模をコントロールするための変数である。

変数のうえにバーが付してあるものは、 $i$ 社の当該変数に関して、パネル期間の平均をとったものである(以下同様)。また、異常値を取り除くために、 $ROE_i$

<sup>12</sup> 成長性として利益成長を説明変数にした方がモデル上は望ましいが、利益が赤字の場合に成長率を測定することが困難なので、ここでは、利益成長の代理変数として、売上高成長率を採用した。



と  $GROWSALE_i$  は、最小値-1、最大値 1 にまるめたうえでパネル期間の平均を計算している。

### モデル 2: 会計方針

$$\overline{CONSV}_i = c + \beta_1 \overline{ROE}_i + \beta_2 \overline{SIZE}_i + \beta_3 \overline{GROWSALE}_i + \beta_4 \overline{RNDADV}_i \\ + \beta_5 \overline{ACCELDEP}_i + \beta_6 \overline{LOWERINV}_i + e_{2,i}$$

$ACCELDEP_t$  = 有形固定資産の減価償却方法が定率法ならば 1,

そうでないならば 0

$LOWERINV_t$  = 棚卸資産の評価基準が低価法ならば 1, 原価法ならば 0

モデル 2 では、個々の会計方針と保守性の関連性を分析する。有形固定資産を定率法で減価償却する企業 ( $ACCELDEP$ )、あるいは、棚卸資産の評価基準に低価法を採用する企業 ( $LOWERINV$ ) は、一般に保守的であるので、それらの符号はマイナスが予想される。

### モデル 3: 株主-債権者関係

$$\overline{CONSV}_i = c + \beta_1 \overline{ROE}_i + \beta_2 \overline{SIZE}_i + \beta_3 \overline{GROWSALE}_i + \beta_4 \overline{RNDADV}_i \\ + \beta_5 \overline{ACCELDEP}_i + \beta_6 \overline{LOWERINV}_i + \beta_7 \overline{DIVASS}_i \\ + \beta_8 \overline{INTENS}_i + \beta_9 \overline{LEV}_i + e_{3,i}$$

$DIVASS_t$  = 普通株式の  $t$  期の中間配当と期末配当 /  $t$  期の総資産

$INTENS_t$  =  $t$  期の有形固定資産 /  $t$  期の総資産

$LEV_t$  =  $t$  期の長期借入金と社債・転換社債 /  $t$  期の総資産

モデル 3 は、Ahmed *et al.*[2002]のそれとほぼ同じである。Leftwich[1983]は、会計数値にもとづいた財務制限条項を設けている企業を調査し、こうした先では株主と債権者のコンフリクトを調整するため保守的な会計測定が行われる傾向にあるとの結果を示している。日本でも、須田[1995]は、1989 年度に無担保社債を発行した 148 社のうち 92 社 (62.2%) が市場性のある有価証券の評価に低価法を適用していることを確認している。ここで、配当性向が高い企業 ( $DIVASS$ ) とレバレッジの高い企業 ( $LEV$ ) は、株主と債権者のコンフリクトが大きいので、コンフリクトの調整手段として、保守的会計を選好すると予想される。したがって、 $DIVASS$  と  $LEV$  の係数の符号はマイナスが予想される。

他方、資本集約度 ( $INTENS$ ) の高い企業では、配当として資金が株主に流出

される可能性が低く、資本集約度が高まるにつれて株主と債権者のコンフリクトも緩和されると考えられる。このため、*INTENS* の係数の符号はプラスが予想される。

#### モデル 4:株主-従業員・経営者関係

$$\begin{aligned} \overline{CONSV}_i = & c + \beta_1 \overline{ROE}_i + \beta_2 \overline{SIZE}_i + \beta_3 \overline{GROWSALE}_i + \beta_4 \overline{RNDADV}_i \\ & + \beta_5 \overline{ACCELDEP}_i + \beta_6 \overline{LOWERINV}_i + \beta_7 \overline{DIVASS}_i \\ & + \beta_8 \overline{INTENS}_i + \beta_9 \overline{LEV}_i + \beta_{10} \overline{LABOR-ST}_i + \beta_{11} \overline{LABOR-LT}_i \\ & + \beta_{12} \overline{BONUS}_i + e_{4,i} \end{aligned}$$

$$\overline{LABOR-ST}_i = \frac{t\text{期の労務費} + \text{販売管理費に計上された}t\text{期の人件費} \cdot \text{福利厚生費}}{t\text{期の総資産}}$$

$$\overline{LABOR-LT}_i = t\text{期の退職給付引当金} / t\text{期の固定負債合計}$$

$$\overline{BONUS}_i = t\text{期の役員賞与} / t\text{期の総資産}$$

モデル 4 では、株主と従業員・経営者のコンフリクトと保守性の関連性を分析する。*LABOR-ST* は短期的な雇用契約関係、*LABOR-LT* は長期的な雇用契約関係の代理変数である。雇用契約が短期的な企業は、従業員が株主など他のステークホルダーに利益が流出しにくい保守的な会計を選好すると予想される。長期の労働債務である退職給付引当金は、清算時には他の債務よりも返済が優先されるので、その割合 (*LABOR-LT*) が大きい企業は相対的に保守的な会計を選好しないと予想される。したがって、*LABOR-ST* と *LABOR-LT* の係数の符号は、それぞれマイナスとプラスとなることが予想される。

*BONUS* は経営者支配度の代理変数である。経営者支配の強い企業は、短期的に利益が計上されにくい保守的な会計を選好しないと予想される。それゆえ、*BONUS* の符号はプラスとなることが予想される。

#### モデル 5:ガバナンス形態

$$\begin{aligned} \overline{CONSV}_i = & c + \beta_1 \overline{ROE}_i + \beta_2 \overline{SIZE}_i + \beta_3 \overline{GROWSALE}_i + \beta_4 \overline{RNDADV}_i \\ & + \beta_5 \overline{ACCELDEP}_i + \beta_6 \overline{LOWERINV}_i + \beta_7 \overline{DIVASS}_i \\ & + \beta_8 \overline{INTENS}_i + \beta_9 \overline{LEV}_i + \beta_{10} \overline{LABOR-ST}_i + \beta_{11} \overline{LABOR-LT}_i \\ & + \beta_{12} \overline{BONUS}_i + \beta_{13} \overline{GOVNBK}_i + \beta_{14} \overline{GOVNMANG}_i \\ & + \beta_{15} \overline{GOVNBANK}_i + \beta_{16} \overline{GOVNINST}_i + e_{5,i} \end{aligned}$$

$GOVNBK_t = t$ 期の上位10大株主持株数/ $t$ 期末の発行済株式数

$GOVNMANG_t = t$ 期の役員持株数/ $t$ 期末の発行済株式数

$GOVNBANK_t = t$ 期の銀行持株数/ $t$ 期末の発行済株式数

$GOVNBANK_t = t$ 期の政府公共団体・法人持株数/ $t$ 期末の発行済株式数

モデル 5 では、企業のガバンス形態と保守性の関係を分析する。経営者の持株比率の高い企業は、経営者が短期的な利益分配を選好するため保守的な会計を選好しない可能性が高い。一方、長期的な保有を前提とした大株主、銀行、法人の持株比率が高い企業は、より保守的な会計を選好すると予想される。それゆえ、 $GOVNBK$ 、 $GOVNBANK$ 、 $GOVNBANK$  の符号はマイナス、 $GOVNMANG$  の符号はプラスが予想される。

## (2) データとサンプル

以下では、上記 5 つのモデルにつき、1968-2001 年の全期間と、1968-1975 年、1976-1990 年、1991-2001 年の 3 つのサブ・ピリオドでパネル推計する。繰り返しになるが、1968-1975 年は、現在の企業会計制度が整備される以前の期間である。1976-1990 年は経済の上昇局面、1990-2001 年は停滞局面である。データベースは、3 節の分析と同様である。各変数の記述統計量は下表のとおりである。

表 2 記述統計量

	1968-2001		1968-1975		1976-1990		1991-2001	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
CONSV	1.237	0.330	0.903	0.312	0.509	0.158	1.210	0.395
ROE	0.019	0.021	0.028	0.026	0.023	0.019	0.009	0.028
SIZE	10.786	1.293	9.863	1.387	10.741	1.374	11.259	1.369
GROWSALE	0.073	0.059	0.173	0.093	0.097	0.082	0.015	0.059
RNDADV	0.024	0.041	0.015	0.032	0.027	0.049	0.025	0.042
ACCELDEP	0.949	0.182	0.936	0.222	0.938	0.219	0.948	0.203
LOWERINV	0.133	0.315	0.136	0.333	0.137	0.330	0.137	0.336
DIVASS	0.007	0.004	0.007	0.005	0.008	0.005	0.006	0.004
INTENS	0.267	0.147	0.281	0.153	0.240	0.143	0.281	0.159
LEV	0.168	0.125	0.207	0.146	0.165	0.128	0.168	0.132
LABOR-ST	0.143	0.090	0.106	0.070	0.171	0.104	0.139	0.090
LABOR-LT	0.277	0.241	0.227	0.227	0.305	0.259	0.270	0.263
BONUS	0.004	0.003	0.003	0.003	0.004	0.003	0.004	0.004
GOVNBK	0.398	0.140	0.025	0.048	0.473	0.131	0.471	0.130
GOVNMANG	0.044	0.066	0.028	0.048	0.044	0.060	0.035	0.065
GOVNBANK	0.262	0.118	0.100	0.076	0.307	0.146	0.324	0.147
GOVNBANK	0.584	0.135	0.229	0.144	0.658	0.137	0.694	0.130
社数	1,617		1,042		1,289		1,616	

(注)  $CONSV$  は、(11)式の固定効果モデルから推計された企業効果、変数の記述統計量はパネル推計期間での企業ごとの平均にもとづいて推計されている。

### (3) 推計結果

#### イ．企業要因:1968-2001年

表3のPanel Aは各モデルの推計値である。Panel Bは、推計係数の分散拡大要因 (variance inflation factor: VIF) によって、モデルの多重共線性 (multicollinearity) をチェックした結果である。分析サンプルでは、多重共線性はそれほど深刻な問題になっていない<sup>13</sup>。

モデル1では、*ROE* と *GROWSALE* の係数は、それぞれ、-1.62 ( $p$ -value=0.00)、-1.56 ( $p$ -value =0.00)と、符号は予想どおりマイナスで、結果も有意である。その他のモデル (モデル2~5) でも同様の結果が得られている。モデル1における *RNDADV* の係数は、-0.34 ( $p$ -value=0.11)で、係数は予想どおりマイナスであるが、有意な結果とはなっていない。ただ、その他のモデルでは、ほぼ有意な結果が得られている。収益性、成長性、研究開発力の高い企業は、イノベーションが大きい、あるいは、リスクが高いと予想されるので、企業は保守的な会計によって、会計上の利益変動を制御している可能性がある。なお、*SIZE* は、モデル1とモデル2では有意な推計値が得られているが、他のモデルの推計値は有意でない。*SIZE* は規模だけではなくいくつかの要因が反映されている可能性が高い。なお、すべての分析期間では、会計保守性のクロスセクション変動のうち、企業特性が11%を説明している。

モデル2では、*ACCELDEP* の係数は0.17 ( $p$ -value=0.00)と、係数の符号は予想と異なりプラスである。この点は、その他のモデルでも同様である。他方、*LOWERINV* の係数はすべてのモデルにおいて有意ではない。表2からも分かる通り、日本企業のほとんどが、減価償却法については定率法を、棚卸資産の評価については低価法を採用しているが、このことが企業固有の要因の抽出を困難にしている可能性がある。

モデル3では、*LEV* と *INTENS*、*DIVASS* の推計係数は、それぞれ-0.73 ( $p$ -value =0.00)、0.24 ( $p$ -value =0.00)、-12.18 ( $p$ -value =0.00)と、予想どおりの符号でかつ有意な推計結果となっている。この点は、その他のモデルでも同様である。レバレッジが高い企業や配当支払の大きな企業ほど、株主と債権者のコンフリクトが大きい。こうした企業では、株主と債権者間のコンフリクトの調整を図るために会計の保守性が高くなっている可能性がある。他方、*INTENS* の大きい資本集約型企業は、配当として資金が株主に流出される可能性が低いため、保

<sup>13</sup> 後述の他のサンプル期間では、VIFの推計結果は省略されている。VIFの推計結果は、1968-2001年のそれとほぼ同じく、深刻な多重共線性は生じていない。

守性が相対的に低い傾向にあると考えられる。

モデル 4 では、*LABOR-ST* と *LABOR-LT* の推計係数は、 $-0.45$  ( $p\text{-value} = 0.00$ ) と  $0.06$  ( $p\text{-value} = 0.15$ ) となった。モデル 5 でも同様の結果となっている。*LABOR-ST* の係数は有意な負の値となっており、株主と従業員の短期的なコンフリクトが大きいほど、保守的な会計を選択するという仮説を支持する結果が得られた。他方、*LABOR-LT* の符号は予想されたとおりプラスであるが、有意ではなく、長期的なコンフリクトが小さいほど、保守的な会計を選択しないという仮説を支持する結果は得られなかった。また、1968-1975 年の期間では、経営者の報酬 (*BONUS*) と会計の保守性の関連は確認できなかった。

モデル 5 では、*GOVNMANG* と *GOVNINST* の係数の符号は予想されたとおりであるが、有意な推計結果が得られていない。他方、*GOVNBK* と *GOVNBANK* の係数は、 $0.30$  ( $p\text{-value} = 0.04$ ) と  $0.31$  ( $p\text{-value} = 0.00$ ) である。どちらの推計結果も有意であるが、符号は予想に反してプラスである。なお、モデル 5 では 1968-1975 年のガバナンス形態関連の指標は利用可能でないため、推計から除外されている。

表 3 企業要因の推計結果:1968-2001 年

Panel A 係数の推計値

1968-2001年	model1			model2			model3			model4			model5		
	企業特性 推計値	t-value	p-value	会計方針 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 債権者 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 従業員・経営者 推計値	t-value	p-value	ガバナンス 推計値	t-value	p-value
定数	1.525	24.326	0.000	1.373	20.480	0.000	1.368	18.152	0.000	1.429	11.601	0.000	1.429	11.620	0.000
ROE	-1.628	-2.760	0.006	-1.801	-2.973	0.003	-1.705	-1.774	0.076	-1.877	-1.909	0.056	-2.034	-2.008	0.045
SIZE	-0.012	-2.205	0.028	-0.014	-2.394	0.017	0.002	0.271	0.786	-0.003	-0.305	0.761	-0.008	-0.797	0.426
GROWSALE	-1.562	-6.879	0.000	-1.522	-6.818	0.000	-1.268	-5.868	0.000	-1.248	-5.794	0.000	-1.112	-5.175	0.000
RNDADV	-0.345	-1.585	0.113	-0.380	-1.711	0.087	-0.474	-2.262	0.024	-0.450	-2.184	0.029	-0.490	-2.338	0.020
ACCELDEP				0.177	5.319	0.000	0.139	4.042	0.000	0.151	4.338	0.000	0.137	3.928	0.000
LOWERINV				0.003	0.150	0.881	-0.020	-0.906	0.365	-0.028	-1.261	0.207	-0.024	-1.066	0.287
DIVASS							-12.186	-3.679	0.000	-12.174	-3.645	0.000	-13.422	-4.039	0.000
INTENS							0.245	2.877	0.004	0.302	3.420	0.001	0.316	3.665	0.000
LEV							-0.732	-6.027	0.000	-0.736	-5.477	0.000	-0.723	-5.262	0.000
LABOR-ST										-0.452	-4.076	0.000	-0.459	-4.191	0.000
LABOR-LT										0.068	1.410	0.159	0.085	1.645	0.100
BONUS										2.557	0.656	0.512	-0.851	-0.210	0.834
GOVNBK													0.307	2.002	0.045
GOVNMANG													0.159	0.701	0.483
GOVNBANK													0.312	2.732	0.006
GOVNINST													-0.229	-1.522	0.128
決定係数	0.113			0.121			0.164			0.173			0.182		
観測数(社)	1617			1617			1617			1617			1617		

(注) t-value は White[1980]の分散不均一を調整した t 統計量である。

Panel B VIF の推計値

	model1	model2	model3	model4	model5
ROE	1.132	1.157	2.166	2.186	2.262
SIZE	1.015	1.028	1.183	2.484	3.128
GROWSALE	1.123	1.134	1.226	1.270	1.400
RANDADV	1.033	1.037	1.065	1.073	1.080
ACCELDEP		1.019	1.052	1.062	1.069
LOWERINV		1.029	1.042	1.056	1.059
DIVASS			2.027	2.116	2.178
INTENS			1.608	1.681	1.729
LEV			2.069	2.675	2.772
LABOR-ST				1.390	1.409
LABOR-LT				1.724	1.850
BONUS				2.635	2.775
GOVNBK					5.804
GOVNMANG					2.637
GOVNBANK					2.745
GOVNINST					5.704

## ロ . 企業要因:1968-1975 年

1968-1975 年は、高度成長ではあるが、会計制度の違いにより、それ以降の期間とはデータ構造が異なる可能性がある期間である。

モデル 1 では、*SIZE* の推計係数は-0.04 ( $p$ -value =0.00)と有意にマイナスであり、モデル 2、モデル 3 でも同様の結果が得られている。その他の変数は、予想どおりマイナスの符号となったが、一部を除き、有意な推計結果とはなっていない。

モデル 2 では、*LOWERINV* の係数が 0.06 ( $p$ -value =0.04)と、符号が予想に反してプラスである。*ACCELDEP* の係数は有意な推計値でない。これらの結果は、その他のモデルでも同様である。

モデル 3 では、*INTESE* が-0.19 ( $p$ -value =0.01)と有意であるが、符号が予想に反しマイナスである。その他の係数は、すべて有意でない。

モデル 4 では、*LABOR-ST*、*LABOR-LT* の推計係数は 0.33 ( $p$ -value =0.04)、-0.13 ( $p$ -value =0.06)である。符号条件は予想された結果と整合的であるが、*LABOR-LT* の推計係数は有意でない。また、経営者報酬 *BONUS* の推計係数は 17.66 ( $p$ -value =0.00)と、予想されたとおりプラスに有意である。経営者報酬の大きな企業ほど、保守的な会計を愛好しない傾向にあると考えられる。

なお、このサブ・サンプルでは、ガバナンス形態関連のデータが十分に利用できないため、モデル 5 の推計は行っていない。

表 4 企業要因の推計結果:1968-1975 年

1968-1975年	modell			model2			model3			model4		
	企業特性	推計値	t-value	p-value	会計方針	推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 債権者	推計値	t-value	p-value
定数	1.370	20.161	0.000	1.419	16.162	0.000	1.484	14.300	0.000	1.181	8.928	0.000
ROE	-0.557	-1.135	0.256	-0.575	-1.073	0.284	-1.014	-1.224	0.221	-0.224	-0.245	0.807
SIZE	-0.044	-7.055	0.000	-0.046	-7.197	0.000	-0.043	-6.424	0.000	-0.012	-1.432	0.153
GROWSALE	-0.050	-0.368	0.713	-0.036	-0.265	0.791	0.012	0.090	0.928	-0.041	-0.299	0.765
RNDADV	-0.603	-1.527	0.127	-0.627	-1.637	0.102	-0.818	-2.015	0.044	-0.811	-2.206	0.028
ACCELDEP				-0.041	-0.554	0.580	-0.074	-1.013	0.311	-0.086	-1.170	0.242
LOWERINV				0.061	2.047	0.041	0.055	1.823	0.069	0.057	1.939	0.053
DIVASS							2.667	0.839	0.402	-4.142	-1.134	0.257
INTENS							-0.199	-2.349	0.019	-0.147	-1.793	0.073
LEV							-0.096	-0.949	0.343	-0.212	-1.928	0.054
LABOR-ST										0.337	2.001	0.046
LABOR-LT										-0.133	-1.872	0.061
BONUS										17.668	3.673	0.000
決定係数	0.040			0.043			0.056			0.082		
観測数(社)	1042			1042			1042			1042		

(注)  $t$ -value は White[1980]の分散不均一を調整した  $t$  統計量である。

## 八．企業要因:1976-1990年

1976-1990年は、成長期であり、簿価-時価比率も概ね低下傾向にあった時期である。

モデル1では、*ROE*の推計係数は2.26 ( $p$ -value=0.00)であり、有意ではあるが、予想と異なり符号がプラスになっている。この傾向はすべてのモデルで同じである。この期間は、*BTM*が低下していた時期であるが、市場が将来の収益性を高く評価して、簿価に比べて時価を相対的に高く評価していたことが影響している可能性がある。その他、*GROWSALE*はすべてのモデルで有意でない。*RNDADV*の符号は予想されたとおりマイナスである。ただ、モデル3~5では有意である一方、モデル1~2では有意な結果が得られていない。

モデル2では、*ACCELDEP*の推計係数は、0.12 ( $p$ -value=0.00)であり、有意ではあるが符号条件が予想に反しプラスになっている。こうした結果は、その他のモデルでも同様である。高成長企業は、定率法を採用して早期に減価償却費を計上して、再投資していたことが影響している可能性がある。他方、*LOWERINV*の推計係数は有意でない。

モデル3では、*LEV*と*INTENS*の係数は、それぞれ-0.40 ( $p$ -value =0.00)と0.07 ( $p$ -value =0.08)と、ともに有意で符号も予想どおりである。その他のモデルでも同様の結果が得られている。*DIVASS*については、モデル3では有意な推計結果が得られていないが、モデル4、モデル5では、それぞれ-2.29 ( $p$ -value =0.08)、-3.18 ( $p$ -value =0.02)と、予想と整合的な結果が得られている。

モデル4では、*LABOR-ST*と*LABOR-LT*の係数はいずれも有意な推計結果が得られていない。*BONUS*の係数は、モデル4、モデル5ともに予想どおりにプラスの有意な推計値となっている。

モデル5では、ガバナンス形態と会計の保守性の関連性は十分に確認できなかった。経営者の持株比率 *GOVNMANG* の推計係数が0.26 ( $p$ -value =0.01)と、有意で符号条件も予想どおりであることを除けば、当該期間におけるガバナンス形態関連の説明変数と会計の保守性の関連性は低い。



表 5 企業要因の推計結果:1976-1990 年

1976-1990年	model1			model2			model3			model4			model5		
	企業特性	会計方針		株主 v.s. 債権者		株主 v.s. 従業員・経営者		ガバナンス							
	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value
定数	0.448	13.611	0.000	0.347	9.680	0.000	0.347	9.092	0.000	0.211	3.295	0.001	0.299	4.080	0.000
ROE	2.265	7.791	0.000	2.044	7.181	0.000	1.317	3.516	0.000	1.240	3.291	0.001	1.166	2.996	0.003
SIZE	0.002	0.581	0.561	0.000	0.158	0.874	0.010	3.292	0.001	0.021	4.176	0.000	0.023	4.200	0.000
GROWSALE	-0.047	-0.812	0.417	-0.035	-0.540	0.589	-0.007	-0.107	0.915	-0.003	-0.040	0.968	0.004	0.059	0.953
RNDADV	-0.134	-1.080	0.280	-0.157	-1.240	0.215	-0.245	-1.860	0.063	-0.229	-1.764	0.078	-0.284	-2.347	0.019
ACCELDEP				0.123	6.717	0.000	0.095	5.065	0.000	0.095	5.067	0.000	0.087	4.813	0.000
LOWERINV				0.013	0.997	0.319	-0.003	-0.277	0.782	-0.001	-0.105	0.916	0.003	0.223	0.823
DIVASS							-1.548	-1.150	0.250	-2.294	-1.699	0.090	-3.184	-2.221	0.027
INTENS							0.072	1.736	0.083	0.079	1.831	0.067	0.100	2.307	0.021
LEV							-0.408	-8.449	0.000	-0.401	-6.975	0.000	-0.384	-6.668	0.000
LABOR-ST										-0.051	-0.995	0.320	-0.026	-0.515	0.606
LABOR-LT										0.019	0.845	0.398	0.035	1.511	0.131
BONUS										6.013	2.986	0.003	3.769	1.840	0.066
GOVNBK													-0.074	-1.230	0.219
GOVNMANG													0.260	2.504	0.012
GOVNBANK													-0.018	-0.402	0.688
GOVNST													-0.109	-1.627	0.104
決定係数	0.068			0.097			0.156			0.161			0.194		
観測数(社)	1289			1289			1289			1289			1289		

(注) *t-value* は White[1980]の分散不均一を調整した *t* 統計量である。

## 二 . 企業要因:1991-2001 年

1991-2001 年は、バブル崩壊後の経済低迷期である。

経済の停滞局面では、企業特性はクロスセクションの変動をほとんど説明しておらず、モデル 1 の説明力は、1%にすぎない。ただし、*SIZE* と *RANDADV* との係数は、それぞれ、-0.02 (*p-value* =0.00)、-0.60 (*p-value* =0.03)であり、予想されたように有意にマイナスである。

モデル 2 では、*ACCELDEP* は符号条件が予想に反しプラスになっており、*LOWERINV* は有意でない。

モデル 3 では、*DIVASS*、*INTENS*、*LEV* の推計係数は、すべてのモデルにおいて有意で、符号条件は予想と整合的である。特に、*DIVASS* の説明力が高く、経済停滞局面では配当支払についてコンフリクトが大きい企業ほど、会計的に保守的になる可能性を示唆している。

モデル 4 では、*LABOR-ST* と *BONUS* の推計係数は、予想どおり-0.37 (*p-value* =0.00)、-10.09 (*p-value* =0.02)である。これは、モデル 5 においても同様である。他方 *LABOR-LT* では有意な推計値が得られていない。

モデル 5 では、*GOVNMANG* の推計係数は、0.80 (*p-value* =0.00)である。経営者は、利益が直近に生じるような会計を選好することを示していると考えられる。その他のガバナンス形態関連の説明変数は有意でない。

表 6 企業要因の推計結果:1991-2001 年

1991-2001年	model1			model2			model3			model4			model5		
	企業特性 推計値	t-value	p-value	会計方針 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 債権者 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 従業員・経営者 推計値	t-value	p-value	ガバナンス 推計値	t-value	p-value
定数	1.470	18.911	0.000	1.322	16.022	0.000	1.266	14.020	0.000	1.636	10.772	0.000	1.523	9.217	0.000
ROE	0.311	0.622	0.534	0.248	0.482	0.630	0.521	0.823	0.411	0.555	0.868	0.386	0.297	0.420	0.674
SIZE	-0.022	-3.297	0.001	-0.023	-3.446	0.001	0.004	0.521	0.602	-0.023	-1.920	0.055	-0.017	-1.362	0.173
GROWSALE	0.013	0.069	0.945	-0.003	-0.016	0.987	0.127	0.681	0.496	0.122	0.661	0.509	0.011	0.057	0.954
RNDADV	-0.609	-2.171	0.030	-0.647	-2.269	0.023	-0.684	-2.675	0.008	-0.680	-2.713	0.007	-0.715	-2.844	0.005
ACCELDEP				0.174	4.324	0.000	0.141	3.564	0.000	0.156	3.851	0.000	0.139	3.471	0.001
LOWERINV				0.000	-0.002	0.999	-0.025	-0.950	0.342	-0.034	-1.277	0.202	-0.032	-1.241	0.215
DIVASS							-17.592	-5.354	0.000	-16.079	-4.872	0.000	-17.716	-5.259	0.000
INTENS							0.138	1.819	0.069	0.173	2.241	0.025	0.185	2.426	0.015
LEV							-0.882	-8.034	0.000	-0.919	-6.950	0.000	-0.913	-6.691	0.000
LABOR-ST										-0.373	-3.011	0.003	-0.346	-2.813	0.005
LABOR-LT										0.004	0.071	0.944	0.030	0.556	0.579
BONUS										-10.098	-2.265	0.024	-11.364	-2.531	0.011
GOVNBK													0.031	0.204	0.838
GOVNMANG													0.806	3.150	0.002
GOVNBANK													0.048	0.396	0.692
GOVNST													0.018	0.109	0.914
決定係数	0.008			0.015			0.076			0.085			0.097		
観測数(社)	1616			1616			1616			1616			1616		

(注) *t-value* は White[1980]の分散不均一を調整した *t* 統計量である。

#### (4) 追加的テスト

##### イ. 業種要因の影響

推計された企業効果には、企業要因のほかに業種要因の含まれている可能性がある。そこで、Ahmed *et al.*[2002]と同様に、それぞれの分析変数を、当該企業の属する業種平均との偏差によって業種調整する。業種は東京証券取引所業種コードで分類した。

表 7 は、1968-2001 年 (Panel A)、1968-1975 年 (Panel B)、1976-1991 年 (Panel C)、1991-2001 年 (Panel D) の各期間で、モデルを推計した結果である。いずれのモデルでも、研究開発費・広告宣伝費 (*RNDADV*) の係数は、業種効果を調整した結果、有意な推計値となっていない。この理由の 1 つとして、研究開発費や広告宣伝費の支出額が業種平均をターゲットとしている可能性を指摘できる。この点を除けば、これまでの推計結果とほぼ同じである。

表7 業種要因を調整したモデルの推計結果

Panel A 1968-2001年

1968-2001年	modell			model2			model3			model4			model5		
	企業特性 推計値	t-value	p-value	会計方針 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 債権者 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 従業員・経営者 推計値	t-value	p-value	ガバナンス 推計値	t-value	p-value
定数	-0.015	-2.110	0.035	-0.016	-2.171	0.030	-0.019	-2.664	0.008	-0.017	-2.439	0.015	-0.023	-3.565	0.000
ROE	-1.656	-2.801	0.005	-1.802	-2.997	0.003	-1.871	-1.996	0.046	-2.046	-2.134	0.033	-2.226	-2.240	0.025
SIZE	-0.016	-2.821	0.005	-0.016	-2.804	0.005	-0.006	-0.865	0.387	-0.005	-0.505	0.614	-0.010	-0.937	0.349
GROWSALE	-1.275	-5.341	0.000	-1.243	-5.276	0.000	-1.052	-4.504	0.000	-1.039	-4.337	0.000	-0.912	-3.745	0.000
RNDADV	0.053	0.245	0.806	0.027	0.122	0.903	-0.041	-0.190	0.849	-0.020	-0.095	0.924	-0.088	-0.421	0.673
ACCELDEP				0.153	4.573	0.000	0.152	4.432	0.000	0.153	4.473	0.000	0.148	4.320	0.000
LOWERINV				0.000	0.015	0.988	-0.012	-0.549	0.583	-0.018	-0.818	0.413	-0.015	-0.701	0.483
DIVASS							-7.962	-2.381	0.017	-8.085	-2.423	0.016	-9.101	-2.758	0.006
INTENS							0.361	4.356	0.000	0.381	4.345	0.000	0.385	4.446	0.000
LEV							-0.498	-4.607	0.000	-0.407	-3.453	0.001	-0.392	-3.266	0.001
LABOR-ST										-0.343	-3.018	0.003	-0.336	-3.013	0.003
LABOR-LT										0.138	3.131	0.002	0.155	3.226	0.001
BONUS										2.765	0.678	0.498	-0.257	-0.062	0.950
GOVNBK													0.257	1.758	0.079
GOVNMANG													0.197	0.862	0.389
GOVNBANK													0.259	2.446	0.015
GOVNINST													-0.172	-1.109	0.268
決定係数	0.094			0.100			0.123			0.133			0.140		
観測数(社)	1617			1617			1617			1617			1617		

Panel B 1968-1975年

1968-1975年	modell			model2			model3			model4		
	企業特性 推計値	t-value	p-value	会計方針 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 債権者 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 従業員・経営者 推計値	t-value	p-value
定数	-0.039	-2.781	0.006	-0.041	-2.890	0.004	-0.042	-2.885	0.004	0.000	-0.016	0.987
ROE	-0.151	-0.340	0.734	-0.133	-0.276	0.783	-0.290	-0.371	0.710	0.515	0.593	0.554
SIZE	-0.046	-7.879	0.000	-0.047	-7.860	0.000	-0.047	-7.722	0.000	-0.018	-2.069	0.039
GROWSALE	-0.021	-0.183	0.855	-0.017	-0.145	0.885	-0.016	-0.138	0.890	-0.015	-0.124	0.901
RNDADV	-0.029	-0.082	0.934	-0.033	-0.096	0.923	-0.060	-0.167	0.867	-0.072	-0.220	0.826
ACCELDEP				-0.048	-0.647	0.518	-0.052	-0.699	0.485	-0.066	-0.889	0.374
LOWERINV				0.022	0.828	0.408	0.024	0.904	0.366	0.021	0.796	0.426
DIVASS							2.585	0.796	0.426	-3.790	-1.023	0.307
INTENS							-0.066	-0.860	0.390	-0.026	-0.337	0.736
LEV							0.067	0.752	0.452	-0.046	-0.476	0.634
LABOR-ST										0.501	3.102	0.002
LABOR-LT										-0.122	-1.870	0.062
BONUS										14.059	3.223	0.001
決定係数	0.044			0.043			0.042			0.070		
観測数(社)	1042			1042			1042			1042		

### Panel C 1976-1990年

1976-1990年	model1			model2			model3			model4			model5		
	企業特性	会計方針			株主 v.s. 債権者			株主 v.s. 従業員・経営者			ガバナンス				
	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value
定数	-0.009	-2.209	0.027	-0.009	-2.208	0.027	-0.007	-1.816	0.070	-0.010	-2.068	0.039	0.005	0.648	0.517
ROE	2.240	8.190	0.000	2.053	7.657	0.000	1.450	4.037	0.000	1.406	3.900	0.000	1.258	3.445	0.001
SIZE	-0.002	-0.562	0.574	-0.002	-0.783	0.434	0.003	0.837	0.403	0.012	2.450	0.014	0.014	2.759	0.006
GROWSALE	-0.023	-0.494	0.621	-0.006	-0.115	0.908	0.030	0.606	0.545	0.036	0.724	0.469	0.025	0.502	0.616
RNDADV	0.023	0.195	0.846	-0.017	-0.132	0.895	-0.065	-0.493	0.622	-0.054	-0.415	0.678	-0.130	-1.045	0.296
ACCELDEP				0.108	6.307	0.000	0.099	5.671	0.000	0.098	5.639	0.000	0.092	5.550	0.000
LOWERINV				0.015	1.259	0.208	0.005	0.458	0.647	0.006	0.522	0.602	0.008	0.696	0.486
DIVASS							0.124	0.093	0.926	-0.531	-0.396	0.692	-1.335	-0.940	0.347
INTENS							0.106	2.767	0.006	0.104	2.569	0.010	0.108	2.612	0.009
LEV							-0.229	-5.040	0.000	-0.207	-4.054	0.000	-0.208	-4.016	0.000
LABOR-ST										-0.024	-0.472	0.637	0.005	0.106	0.916
LABOR-LT										0.027	1.267	0.206	0.042	1.937	0.053
BONUS										4.614	2.500	0.013	3.563	1.922	0.055
GOVNBK													-0.074	-1.322	0.186
GOVNMANG													0.239	2.464	0.014
GOVNBANK													-0.007	-0.172	0.864
GOVNINST													-0.065	-1.039	0.299
決定係数	0.079			0.104			0.120			0.124			0.149		
観測数(社)	1289			1289			1289			1289			1289		

### Panel D 1991-2001年

1991-2001年	model1			model2			model3			model4			model5		
	企業特性	会計方針			株主 v.s. 債権者			株主 v.s. 従業員・経営者			ガバナンス				
	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value
定数	0.019	1.510	0.131	0.018	1.450	0.147	0.001	0.069	0.945	0.016	1.150	0.250	0.004	0.247	0.805
ROE	0.237	0.518	0.605	0.147	0.311	0.756	0.122	0.198	0.843	0.128	0.209	0.835	-0.072	-0.111	0.911
SIZE	-0.027	-4.077	0.000	-0.028	-4.140	0.000	-0.008	-1.061	0.289	-0.031	-2.504	0.012	-0.030	-2.243	0.025
GROWSALE	0.081	0.514	0.608	0.090	0.566	0.571	0.223	1.431	0.153	0.219	1.391	0.164	0.207	1.249	0.212
RNDADV	0.037	0.151	0.880	-0.005	-0.021	0.983	-0.083	-0.342	0.732	-0.071	-0.311	0.756	-0.165	-0.701	0.483
ACCELDEP				0.156	3.933	0.000	0.150	3.848	0.000	0.153	3.886	0.000	0.146	3.748	0.000
LOWERINV				0.005	0.208	0.836	-0.010	-0.396	0.692	-0.015	-0.609	0.543	-0.015	-0.620	0.535
DIVASS							-10.459	-3.262	0.001	-8.992	-2.789	0.005	-10.796	-3.329	0.001
INTENS							0.275	3.832	0.000	0.282	3.791	0.000	0.303	4.089	0.000
LEV							-0.582	-6.153	0.000	-0.474	-4.328	0.000	-0.472	-4.127	0.000
LABOR-ST										-0.268	-2.082	0.038	-0.252	-1.979	0.048
LABOR-LT										0.112	2.441	0.015	0.134	2.791	0.005
BONUS										-9.491	-2.128	0.033	-10.843	-2.460	0.014
GOVNBK													0.079	0.567	0.571
GOVNMANG													0.545	2.245	0.025
GOVNBANK													0.154	1.402	0.161
GOVNINST													-0.072	-0.455	0.649
決定係数	0.008			0.013			0.041			0.049			0.057		
観測数(社)	1616			1616			1616			1616			1616		

## ロ．会計上の認識ラグ要因の説明要因

Beaver and Ryan [2000]によれば、会計上の認識ラグ要因は、(17)式から固定効果を除いたモデルで推計した *BTM* の見積値として定義される。すなわち、*i* 社の *t* 期における会計上の認識ラグ要因 *LC* は次のように定義できる。

$$LC_{t,i} = \sum_{j=0}^6 \beta_j (R_{t-j,i} - R_{t-j,..} - R_{..i} + R_{,..}) \quad (18)$$

ただし、 $R_{t-j,i}$ 、 $R_{t-j,..}$ 、 $R_{..i}$ 、 $R_{,..}$  はそれぞれ期間、企業、サンプルごとの株式リターンの平均である。会計上の認識ラグ要因 *LC* は、 $\beta$  が GAAP (一般に認められた会計原則) などによって外生的に与えられる側面が強いため、GAAP の影響を強く受けると考えられる。

表 8 は、1968-2001 年、1968-1975 年、1976-1990 年、1991-2001 年の各パネル期間のデータをプールしたサンプルで(18)式の *LC* を推計したうえで、これを被説明変数として企業効果におけるモデル 1~5 と同様の手法で分析を行った結果である。

企業特性 (モデル 1) では、*ROE* と *GROWSALE* の係数はすべての期間、すべてのモデルにおいて有意なマイナスの推計値が得られた。収益成長性の高い企業ほど、会計上の認識ラグが大きい。

会計方針 (モデル 2) は、会計上の認識ラグ要因との関連性が高いと予想されるが、*ACCELDEP* と *LOWERINV* の係数は、有意でなかったり、符号条件が予想と異なりプラスであるケースが多くみられた。

株主と債権者の関係 (モデル 3) では、*INTENS* の係数は、1968-1975 年と 1991-2001 年の期間で、ほとんどすべてのモデルにおいて有意なプラスの値を得ている。他方、1968-2001 年では有意な結果が得られておらず、1991-2001 年ではマイナスとなっている。*DIVASS* と *LEV* の係数については、1991-2001 年の期間を除いて、すべてのモデルで有意なマイナスの推計値が得られた。

モデル 4 では *LABOR-ST* の係数はほぼすべてのモデルで有意なプラスの推計値を得ているが、*LABOR-LT* と *BONUS* の係数については有意ではないケースが多い。

ガバナンス形態と認識ラグ要因の関連性は比較的明瞭である。*GOVNBK* と *GOVNBANK* の推計係数はすべての期間で有意なプラスの値となっている。大株主や銀行の持株比率が高いほど、認識ラグ要因は大きい。すなわち、簿価は株式リターンに含まれる情報を早期に織り込むことを示している。一方、*GOVNMANG* と *GOVNINST* の推計係数は、すべての期間で有意なマイナスの値

となっている。経営者や法人株主の持株比率が高いほど、認識ラグ要因は小さい。すなわち、簿価は株式リターンに含まれる情報を遅れて織り込むことを示している。

ここで興味深いのは、*GOVNMANG* の符号は *CONSV* と *LC* を従属変数とする実証モデルでは反対になっている点である。企業効果から測定された会計の保守性 (*CONSV*) の推計結果によれば、経営者は短期的な利益分配を愛好するので、より保守的でない会計を採用する傾向にある。他方、認識ラグ要因 (*LC*) に関する推計結果からは、経営者の短期的な利益指向を緩和するために、むしろ保守的な会計制度が設けられていることを推測できる。この点は、ステークホルダー間のコンフリクトや株主構成が保守的な会計制度設計にも重要な影響を与えていることを示していると考えられる。

表 8 認識ラグ要因の説明要因

Panel A 1968-2001 年

1968-2001年	model1			model2			model3			model4			model5		
	企業特性			会計方針			株主 v.s. 債権者			株主 v.s. 従業員・経営者			ガバナンス		
	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value
定数	0.026	3.970	0.000	0.035	4.712	0.000	0.050	6.502	0.000	0.100	10.050	0.000	0.122	11.409	0.000
ROE	-0.186	-25.887	0.000	-0.187	-25.879	0.000	-0.163	-22.704	0.000	-0.169	-22.971	0.000	-0.172	-23.692	0.000
SIZE	-0.001	-1.225	0.221	-0.001	-1.752	0.080	-0.004	-6.306	0.000	-0.009	-11.676	0.000	-0.007	-7.777	0.000
GROWSALE	-0.054	-12.236	0.000	-0.054	-12.215	0.000	-0.054	-12.379	0.000	-0.059	-13.277	0.000	-0.058	-13.055	0.000
RNDADV	-0.042	-2.001	0.045	-0.047	-2.219	0.027	0.055	2.545	0.011	0.032	1.499	0.134	0.018	0.854	0.393
ACCELDEP				-0.008	-2.168	0.030	0.005	1.235	0.217	0.006	1.598	0.110	0.000	0.104	0.917
LOWERINV				0.014	5.389	0.000	0.019	7.536	0.000	0.016	6.158	0.000	0.014	5.691	0.000
DIVASS							-2.793	-13.080	0.000	-2.390	-10.901	0.000	-3.303	-14.408	0.000
INTENS							0.008	1.184	0.236	0.004	0.641	0.521	0.010	1.531	0.126
LEV							0.084	10.417	0.000	0.118	12.309	0.000	0.086	8.956	0.000
LABOR-ST										-0.001	-0.074	0.941	0.038	3.113	0.002
LABOR-LT										0.039	8.705	0.000	0.035	7.906	0.000
BONUS										-4.129	-11.380	0.000	-2.189	-5.666	0.000
GOVNBK													0.021	2.841	0.005
GOVNMANG													-0.227	-11.121	0.000
GOVNBANK													0.163	18.435	0.000
GOVNINST													-0.139	-18.700	0.000
決定係数	0.035			0.036			0.047			0.052			0.069		
観測数(社年)	43364			43364			43364			43364			43364		

Panel B 1968-1975 年

1968-1975年	model1			model2			model3			model4		
	企業特性			会計方針			株主 v.s. 債権者			株主 v.s. 従業員・経営者		
	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value
定数	0.018	1.643	0.100	0.031	2.299	0.022	0.069	4.946	0.000	0.004	0.175	0.861
ROE	-0.174	-12.392	0.000	-0.173	-12.203	0.000	-0.138	-9.711	0.000	-0.139	-9.733	0.000
SIZE	0.001	0.852	0.394	0.001	0.687	0.492	-0.002	-1.587	0.113	0.004	2.554	0.011
GROWSALE	-0.043	-6.416	0.000	-0.043	-6.409	0.000	-0.043	-6.513	0.000	-0.044	-6.629	0.000
RNDADV	0.082	1.198	0.231	0.084	1.229	0.219	0.239	3.362	0.001	0.256	3.556	0.000
ACCELDEP				-0.013	-1.625	0.104	0.003	0.422	0.673	0.003	0.406	0.685
LOWERINV				0.006	1.330	0.184	0.005	1.187	0.235	0.006	1.474	0.140
DIVASS							-6.546	-13.205	0.000	-7.458	-13.971	0.000
INTENS							0.061	4.578	0.000	0.069	5.147	0.000
LEV							-0.043	-2.729	0.006	-0.045	-2.551	0.011
LABOR-ST										-0.064	-1.815	0.070
LABOR-LT										0.001	0.099	0.921
BONUS										6.873	4.934	0.000
決定係数	0.036			0.037			0.060			0.065		
観測数(社年)	10872			10872			10872			10872		

### Panel C 1976-1990 年

1976-1990年	model1			model2			model3			model4			model5		
	企業特性 推計値	t-value	p-value	会計方針 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 債権者 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 従業員・経営者 推計値	t-value	p-value	ガバナンス 推計値	t-value	p-value
定数	0.044	6.698	0.000	0.034	4.459	0.000	0.048	6.219	0.000	0.034	2.829	0.005	0.049	3.558	0.000
ROE	-0.115	-16.778	0.000	-0.116	-16.798	0.000	-0.106	-15.320	0.000	-0.105	-15.252	0.000	-0.100	-14.880	0.000
SIZE	-0.003	-4.531	0.000	-0.003	-4.476	0.000	-0.004	-6.926	0.000	-0.003	-3.697	0.000	0.004	4.086	0.000
GROWSALE	-0.041	-10.692	0.000	-0.041	-10.701	0.000	-0.042	-10.774	0.000	-0.043	-10.966	0.000	-0.044	-11.441	0.000
RNDADV	-0.062	-3.482	0.000	-0.064	-3.575	0.000	-0.022	-1.244	0.213	-0.027	-1.521	0.128	-0.023	-1.319	0.187
ACCELDEP				0.011	2.958	0.003	0.017	4.495	0.000	0.016	4.233	0.000	0.011	2.998	0.003
LOWERINV				-0.002	-0.761	0.447	0.001	0.259	0.795	0.001	0.413	0.679	0.003	1.169	0.243
DIVASS							-0.990	-5.732	0.000	-0.983	-5.513	0.000	-1.450	-7.920	0.000
INTENS							-0.022	-3.035	0.002	-0.028	-3.791	0.000	-0.007	-0.965	0.335
LEV							0.051	6.160	0.000	0.058	5.823	0.000	0.020	1.968	0.049
LABOR-ST										0.037	3.591	0.000	0.028	2.783	0.005
LABOR-LT										0.001	0.123	0.902	-0.011	-2.493	0.013
BONUS										-0.104	-0.276	0.782	-0.107	-0.288	0.773
GOVNBK													0.167	11.858	0.000
GOVNMANG													-0.247	-11.663	0.000
GOVNBANK													0.099	10.127	0.000
GOVNST													-0.282	-20.507	0.000
決定係数	0.044			0.044			0.050			0.051			0.088		
観測数(社年)	16675			16675			16675			16675			16675		

### Panel D 1991-2001 年

1991-2001年	model1			model2			model3			model4			model5		
	企業特性 推計値	t-value	p-value	会計方針 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 債権者 推計値	t-value	p-value	株主 v.s. 従業員・経営者 推計値	t-value	p-value	ガバナンス 推計値	t-value	p-value
定数	-0.159	-8.922	0.000	-0.166	-8.821	0.000	-0.193	-9.551	0.000	-0.227	-7.547	0.000	-0.260	-7.565	0.000
ROE	-0.210	-11.024	0.000	-0.212	-11.130	0.000	-0.213	-10.661	0.000	-0.213	-10.709	0.000	-0.188	-9.595	0.000
SIZE	0.013	8.437	0.000	0.012	7.576	0.000	0.012	6.950	0.000	0.013	5.611	0.000	0.034	12.516	0.000
GROWSALE	-0.098	-5.779	0.000	-0.095	-5.605	0.000	-0.093	-5.481	0.000	-0.094	-5.515	0.000	-0.087	-5.208	0.000
RNDADV	0.609	11.251	0.000	0.584	10.891	0.000	0.586	10.816	0.000	0.570	10.487	0.000	0.535	10.033	0.000
ACCELDEP				0.018	2.140	0.032	0.023	2.651	0.008	0.020	2.329	0.020	0.012	1.371	0.171
LOWERINV				0.037	5.982	0.000	0.040	6.392	0.000	0.041	6.597	0.000	0.046	7.511	0.000
DIVASS							0.137	0.231	0.817	0.095	0.157	0.875	1.249	1.995	0.046
INTENS							0.077	5.368	0.000	0.065	4.578	0.000	0.060	4.159	0.000
LEV							-0.003	-0.171	0.864	0.028	1.314	0.189	-0.001	-0.050	0.960
LABOR-ST										0.124	4.355	0.000	0.124	4.381	0.000
LABOR-LT										0.013	1.414	0.157	0.004	0.391	0.696
BONUS										-0.573	-0.656	0.512	-1.549	-1.795	0.073
GOVNBK													0.344	10.716	0.000
GOVNMANG													-0.199	-3.110	0.002
GOVNBANK													0.159	6.201	0.000
GOVNST													-0.555	-17.096	0.000
決定係数	0.032			0.034			0.036			0.038			0.062		
観測数(社年)	15817			15817			15817			15817			15817		



## 5. むすび

資産や負債がすべて市場価値で評価されれば、その差額としての株主資本の簿価は、市場価値（時価）に収束する。しかし、実際の保守的な会計慣行のもとでは、会計上の企業価値と市場における企業評価が乖離している。会計の保守主義は、これまで、その重要性にもかかわらず、明確に定式化されず、理論的な根拠も曖昧なままであった。また、実証的な検討も十分に行われていなかった。

本稿では、Beaver and Ryan[2000]のモデルに従って、会計の保守性をもたらす要因を、企業要因（評価バイアス）と会計利益の認識ラグ要因の2つに分けたあと、それぞれの要因と、財務面における企業特性、ステークホルダー間の利害関係、ガバナンス形態の視点から、保守的な会計測定の経済的な機能を実証的に分析した。

分析の結果、財務面における企業特性に関しては、ROEや売上高成長率でみた収益の成長性の高い企業は、企業要因より会計上の認識ラグ要因の方が会計の保守性に与える影響が大きいとの結果が得られた。また、ステークホルダー間のコンフリクトについては、株主と債権者が利益分配に関してコンフリクトが大きいほど、また、株主と従業員が利益分配に関して短期的にコンフリクトが大きいほど、企業は評価バイアスの大きな保守的な会計を選択する傾向にあることが示唆された。さらに、企業のガバナンス形態との関係では、企業要因については、経営者は短期的な利益分配を選好するので、より保守的でない会計を採用する傾向にあるとの結果が得られた。その一方で、会計上の認識ラグ要因については、経営者の短期的な利益指向を緩和するために、評価ラグを大きくするという保守的な会計が制度上組み込まれているとの結果も得られている。

これらの点は、会計数値が単に過去の事実を記述するだけでなく、保守的な会計測定を通じて、経営者と株主の利害調整に重要な役割を果たしていることを示唆している。また、企業のガバナンス形態に関する分析結果は、ステークホルダー間のコンフリクトや株主構成が保守的な会計制度設計にも重要な影響を及ぼしている可能性を示している。

なお、本研究では、企業のリスクやイノベーション、あるいはステークホルダー間のコンフリクトが個々の企業の会計政策とどのように関連しているかについては検証していない。投資家への有用な情報提供機能という観点から、取得原価主義と保守的な会計によって企業のリスクやイノベーションを財務諸表情報に織り込むべきか、あるいは、時価主義とリスク情報の開示によるかは、

制度的な検討課題である。さらに、ステークホルダー間の利害調整手段としての会計機能の観点からは、会計政策変更、配当制限や利益維持等の債務契約条項、経営者報酬、従業員の雇用契約と会計の保守性の関連を検討すべきである。

以 上

## 参考文献

- Ahmed, A. S., B. Billings, R. M. Morton, and M. S. Harris, "The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-Shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs," *Accounting Review*, 2002, pp.867-890.
- Basu, S., "The Conservative Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings," *Journal of Accounting and Economics* 24, 1997, pp.3-37.
- Beaver, W. and S. Ryan, "Biases and Lags in Book Value and Their Effects on the Ability of the Book-to-Market Ratio to Predict Book Return on Equity," *Journal of Accounting Research* 38, 2000, pp.127-148.
- Bernard, V. L., "The Feltham-Ohlson Framework: Implications for Empiricists," *Contemporary Accounting Research* 11, 1995, pp.737-747.
- Fama, E., and K. French, "The Cross-Section of Expected Stock Return," *Journal of Finance* 47, 1992, pp.427-465.
- and                    , "Common Risk Factors in the Returns and Bonds," *Journal of Financial Economics* 33, 1993, pp.3-56.
- Feltham, G.D., and J. A. Ohlson, "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities," *Contemporary Accounting Research* 11, 1995, pp.689-731.
- and                    , Residual Earnings Valuation with Risk and Stochastic Interest Rates, *Accounting Review* 74, 1999, pp.168-184.
- Leftwich, R., "Accounting Information in Private Markets: Evidence from Private Lending Agreements," *Accounting Review* 58, 1983, pp.23-42.
- Lundholm, R. J., "A Tutorial on the Ohlson and Feltham/Ohlson Models: Answers to Some Frequently Asked Questions," *Contemporary Accounting Research* 11, 1995, pp.749-761.
- Miller, M., and F. Modigliani, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares," *Journal of Business* 34, 1961, pp.411-433.
- Ohlson, J. A., "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research* 11, 1995, pp.661-687.
- Ryan, S.G., "A Model of Accrual Measurement with Implications for the

- Evaluation of the Book-to-Market Ratio,” *Journal of Accounting Research* 33, 1995, pp.95-112.
- Watts, R., and J. Zimmerman, “Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards,” *The Accounting Review* 53, 1978, pp.112-134.
- , *Positive Accounting Theory*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ, 1986.
- , “Positive Accounting Theory: A Ten-Year Perspective,” *The Accounting Review* 65, 1990, pp.131-156.
- White, H., “A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity,” *Econometrica* 48, 1980, pp.817-838.
- Zhang, X., “Conservative Accounting and Equity Valuation,” *Journal of Accounting Research* 38, 2000, pp.125-149.
- 須田一幸, 「社債投資家保護と原価主義会計」, 『企業会計』第 47 巻, pp.45-51, 1995 年
- 薄井彰, 「保守主義の会計的意味とその経済的效果」, 日本会計研究学会年次大会報告要旨, 1996 年
- , 「クリーンサープラス会計と企業の市場評価モデル」, 『会計』第 155 巻第 3 号, pp.394-409, 1999 年
- , 「簿価-時価比率と保守的な会計測定」, 法政大学, 2001 年