

株式評価における保守的な 会計測定 of 経済的機能について

うすい 彰
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）の乖離の要因を実証的に分析することを通じて、保守的な会計測定 of 経済的機能を明らかにすることである。具体的には、1968～2001年の東京証券取引所上場企業のパネル・データを用い、Beaver and Ryan [2000] のモデルに従いながら、会計の保守性を表すパラメータとして、資産評価における保守主義要因と会計利益の認識ラグ要因の2つを推計し、それらと、財務面における企業特性、ステーク・ホルダー間のコンフリクトおよび企業のガバナンスとの関係を分析している。

分析の結果、財務面の企業特性との関係では、収益の成長性の高い企業は、資産評価における保守主義要因より会計利益の認識ラグ要因のほう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。ステーク・ホルダー間のコンフリクトとの関係では、株主と債権者の利益分配に関するコンフリクトが大きい企業ほど、保守的な会計を選択する傾向にあることが示された。また、企業のガバナンスとの関係では、経営者は純資産を過小には評価せず、会計利益を過小に評価する傾向にあることや、株主構成が会計利益の認識ラグの重要な決定要因となっていることが示された。

これらの点は、会計数値が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。

キーワード：保守性、会計測定、簿価・時価比率

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）2人の匿名レフリーからは、丁寧なコメントと有益な示唆を頂いた。また、日本銀行、法政大学、神戸大学の研究セミナー、実証的会計研究25周年記念アカデミック・フォーラム（早稲田大学会計研究所・産業経営研究所、2003年）、日本会計研究学会2003年度全国大会の参加者からも貴重なコメントを頂いている。ここに記して感謝を申し上げる。なお、本稿に残された誤謬はすべて筆者の責任である。本稿で示されている内容および意見は筆者個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。

薄井 彰 早稲田大学大学院ファイナンス研究科開設準備室教授

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。

株主資本の会計評価と市場評価が一致するならば、時価に対する簿価の比率（book-to-market ratio、簿価・時価比率）は、1になる。しかしながら、多くの企業で1にならない。乖離の原因の1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ため、株主資本簿価が時価と比較して過小に評価され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いなかった。

本稿では、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、財務面における企業特性、ステーク・ホルダー間のコンフリクト、企業のガバナンスの観点から実証的に分析する。具体的には、まず第1段階として、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] のモデルに従いながら、会計の保守性を表すパラメータとして、資産評価における保守主義要因（バイアス成分）と会計利益の認識ラグ要因（ラグ成分）の2つを推計する。第2段階では、Ahmed *et al.* [2002] の実証モデルをベースに、第1段階で推計された保守性のパラメータと、財務面における企業特性、ステーク・ホルダー間のコンフリクトおよび企業のガバナンスとの関係を分析する。

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節では、保守性のパラメータ推計および同パラメータの決定要因に関する実証分析の枠組みを説明し、4節では実証分析の結果を示している。5節では、会計基準設定に対するインプリケーションを述べている。最後に6節では、本稿で残された課題を議論している。

2．株主資本の簿価と時価の理論的關係

(1) 保守主義の定義

保守主義の原則は、収益・費用の認識、資産の評価などの点で会計実務に大きな影響を与えている。保守主義の原則は、一般に、「損失は予想すれども利益は予想すべからず」という考えを表現したものである（Bliss [1924]、新井 [1975]）。

保守主義のもとでは、費用を早期に、収益を遅れて認識することになる。つまり、取引が完結または履行され、その収益が検証されてはじめて、収益が計上される（実現基準）のに対して、費用は発生した時点で認識する（発生基準）。さらに、費用の検証可能性が収益ほど強く要請されていないので、将来収益の不確実性が大きい場合には、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、当期の費用として一括計上する。

資産は、保守主義のもとでは、市場価値に比較して、過小に評価される。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、資産は、原則として取得時の価格で評価され、その評価益は計上されない。ただし、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。

歴史的にみても保守主義は会計実務の中心的な役割を果たしてきた（Watts [1993]）。しかしながら、その定義は一般に抽象的である。例えば、日本の企業会計原則では、保守主義の原則を次のように規定する。

一般原則：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。

注解4：企業会計は、予測される将来の危険に備えて慎重な判断にもとづく会計処理を行わなければならないが、過度に保守的な会計処理を行うことにより、企業の財政状態及び経営成績の真実な報告をゆがめてはならない。

企業会計原則の注解4は、経営者の裁量により、過度に保守的な会計処理が「一

般に認められた会計原則」(GAAP: Generally Accepted Accounting Principles) から逸脱する可能性を示唆している。保守主義は、適度に健全であれば容認されるが、過度であれば、企業の財政状態や経営成績の真実な報告にとってバイアスになる。ただし、保守主義の程度についての明確な定義は行われていない。

これまでの研究では、保守主義の程度について、(i)市場価値、(ii)アクルーアル(発生主義により計上される科目)、(iii)利益と株式リターンの関係にもとづく尺度が提案されている¹。

Feltham and Ohlson [1995]、Beaver and Ryan [2000]、Zhang [2000]、Ahmed *et al.* [2002] は、市場価値にもとづく尺度によって、保守主義の程度を測定している。Feltham and Ohlson [1995, 1996] 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、保守主義会計などの要因を取り入れたモデルを構築している。彼らの研究は、経済学的なフレームワークで保守主義の役割を論じる発端となった。Feltham and Ohlson [1995] は、長期的に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バイアスのない(unbiased)会計、簿価が時価よりも過小に評価される会計測定を保守的(conservative)会計と定義している。この文脈では、保守主義の会計は、測定にバイアスを含む。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。

Beaver and Ryan [2000] は、株主資本の簿価と時価の乖離のうち、ラグ成分(会計上、未実現の経済的損益を簿価に即座に算入しないことによるもの)を除いた部分をバイアス成分として定義し、それを保守主義の代理変数とした。株主資本の簿価と時価の乖離は、会計プロセスと経済環境のジョイント効果の結果であるが、Beaver and Ryan [2000] は、バイアス成分が持続的であるのに対して、ラグ成分が一時的であると考えている。

アクルーアル(accruals、発生基準により計上される科目)にもとづく尺度は、Givoly and Hayn [2000] によって提案された。ゼロ成長でかつ保守的でない会計のもとでは、利益(減価償却費控除前)は、長期的には営業キャッシュ・フローに収束し、アクルーアルは0になる。Givoly and Hayn [2000] は、総資産で割って基準化したアクルーアルとその符号を保守主義の代理変数とした。彼らは、累積アクルーアルがマイナスであることから、近年、保守主義の程度が増大していることを発見した。

Basu [1997] は、保守主義の程度が大きいほど、当期の会計利益に経済的利益よりむしろ経済的損失を適時的に反映すると主張している。Basu [1997] は、期首の株価で基準化した利益を株式リターンで回帰した結果、マイナスの株式リターンに対する係数と決定係数が、プラスの株式リターンに対するものより大きいことを発見した。保守主義の適時性に注目したBasu [1997] の定義は、Pope and Walker [1999] やBall, Kothari and Robin [2000] からも利用している。

1 Watts [2003a, b] は、会計における保守主義の解釈、会計規制当局に対する含意、実証的証拠に関して、優れたサーベイを行っている。

本稿では、株主資本の会計測定値（簿価）と市場の評価（時価）の乖離がどのような要因によってもたらされるかを明らかにするため、Feltham and Ohlson [1995] の会計にもとづく企業評価の枠組みに従い、保守主義の会計をバイアスを含んだ会計として定義する。保守主義は、資産評価と損益計算のいずれにもバイアスをもたらす。保守主義の会計では、資産評価に関して、Feltham and Ohlson [1995] が主張するように、株主資本（純資産）が市場価値に比べて、過小に測定される。一方、損益計算に関しては、保守主義では、経済利益（株主資本の市場価値の変動）に比較して、会計利益が過小に測定され、バイアスを含むことになる。資産評価と損益計算のバイアスは、最終的には、株主資本の簿価に反映される。そこで、ここでは、株主資本の時価に対する簿価の比率、簿価・時価比率を保守主義の総合的な尺度とみなし、株式評価における保守的な会計測定の経済的機能について分析する。

（２）株主資本の簿価と時価の関係

最近のファイナンスの領域では、Fama and French [1992, 1993] の研究を契機として、簿価・時価比率に大きな関心が寄せられている。Fama and French [1993] によれば、マーケット・ファクターに、規模ファクターと簿価・時価ファクターを加えた3ファクターのモデルが株式リターンのクロス・セクション格差をよく説明している。また、実務では、簿価・時価比率の逆数である株価純資産倍率がファンダメンタル分析の重要な指標として利用されている。会計の領域でも、Ohlson [1995] とFeltham and Ohlson [1995] の企業価値の研究を契機に、企業価値（株価）と利益あるいは株主資本簿価との関連性について、精力的に研究が進められている。Bernard [1995] とLundholm [1995] は、彼らの企業価値評価モデルについて、「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。

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、(a)株主資本の簿価と(b)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。

以下、Ohlson [1995] に従って、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) 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、当期利益が期首の株主資本簿価に割引率 r を乗じた恒常利益 (permanent earnings、 X_t^p) と異常利益 (abnormal earnings、 X_t^a) からなると定義する²。

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

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

配当割引モデル(1)式にクリーン・サープラス関係(2)式と当期利益に関する(3)式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³。

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

ただし、 $j \rightarrow \infty$ につれて $E_t(BV_{t+j} / (1+r)^j) \rightarrow 0$ の条件が満たされると仮定する。

(4)式は、企業の市場価値が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ことを表現している。

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、(i) 株主資本の簿価、(ii) 現在の異常利益、(iii) 現在の非会計情報と線形関係であ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。

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、暖簾 (goodwill) と呼ばれる。(4)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。暖簾は割引率を上回る収益をうみだす投資機会の現在価値である。こうした収益は、イノベーション、成長性、経営者の資質、組織マネジメント、ブランドなどの経済的要因によって獲得される。

2 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。

$$X_t^a = X_t - R_f BV_{t-1}.$$

3 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。

株主資本の市場価値と簿価の乖離は、経済的要因だけでなく、企業の裁量的な開示や会計制度などの会計的要因にも影響される。企業が株主資本を過小あるいは過大に評価しているケースや、市場が経済的な損益を評価しているにもかかわらず、会計上、企業がそれを遅れて測定するケースである。Feltham and Ohlson [1995] や Beaver and Ryan [2000] は、保守主義をバイアスの含んだ会計測定として定義し、純資産の過小評価の程度によってその影響額を測定する⁴。保守主義の影響が大きいほど、純資産が過小に評価されるので、暖簾は過大に評価される。Feltham and Ohlson [1995] の企業評価モデルの枠組みでは、市場価値と簿価の乖離が保守主義の程度を表す代理変数になる⁵。Beaver and Ryan [2000] は市場価値と簿価の乖離からラグ成分の影響額を除いた部分をバイアス成分とみなし、それにもとづき保守主義の程度を推計している。

なお、Beaver and Ryan [2000] は、成長率が高くなるほど、保守主義によるバイアスが大きくなることを示唆している。(4)式の評価式は簿価・時価比率 ($BTM_t = BV_t/MV_t$) の形に書き直すことができる。

$$\frac{1}{BTM_t} = 1 + E_t \left(\sum_{j=1}^{\infty} \frac{(ROE_{t+j} - r)BV_{t+j-1}/BV_t}{(1+r)^j} \right) . \quad (5)$$

ただし、 $ROE_t = X_t/BV_{t-1}$ である。

(5)式の第2項は、株主資本の成長率を考慮した超過ROE (割引率 r を超過する利益率)の期待値に等しい。株主資本の時価と簿価が一定成長率 g で増加する世界では、(5)式は次のように簡単化できる (Beaver and Ryan [2000])。

$$\frac{r-g}{BTM} = ROE - g . \quad (6)$$

簿価・時価比率とROEは、 $r > g$ の場合には負の相関、 $r = g$ の場合には無関連、 $r < g$ の場合には正の相関の関係にある。Beaver and Ryan [2000] は、バイアスと成長率の関係を確認するため、(6)式に $ROE = X_t/BV_{t-1}$ 、 $BTM = BV_{t-1}/MV_{t-1}$ を代入して、次の関係式を導いている。

4 純資産は総資産から負債を控除した株主持分(株主資本)である。Feltham and Ohlson [1995] は資産を金融資産と営業資産に区分し、金融資産からは割引率を上回る異常利益を獲得できないが、営業資産から異常利益を獲得できると仮定している。

5 Feltham and Ohlson [1995] は、(i)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、(ii)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、(iii)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)であると定義している。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($BTM_t = BV_t/MV_t$)の期待値は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。Zhang [2000] は、Feltham and Ohlson [1995] のモデルの漸近的な特性を確認している。薄井 [1996, 2001b] は、Ohlson [1995] Feltham and Ohlson [1995] の評価モデルを割引率が時間にもなって変化するケースに拡張している。実際、(4)の評価式から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。

$$X_t - rMV_{t-1} = g(BV_{t-1} - MV_{t-1}). \quad (7)$$

左辺は、会計上の利益と割引率に投下資本（期首株主資本の時価）を乗じた利益、すなわち経済利益との差額である。Beaver and Ryan [2000] は、この差額を損益計算上のバイアスと解釈している。ゼロ成長の企業はバイアスもゼロになる。株主資本のバイアス（簿価と時価の差額）を一定とすれば、成長率の大きな企業ほど、損益のバイアスが大きくなる。

Beaver and Ryan [2000] のモデルの特徴は、保守主義に成長性を関連づけた点である。しかしながら、経営者がなぜバイアスを含んだ会計報告をするかに関して、このモデルはサイレントである。

(3) 簿価・時価比率にラグ成分が与える影響

現行の会計制度のもとでは、資産を取得時の価額（取得原価）で評価し、保有時には時価と簿価の差益（保有利益）は未実現利益として認識せず、売却時に認識する。例えば、自己創設の暖簾は売却時に認識されるだけである。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。市場が資産価値を正しく認識しているならば、会計はそれより遅れて利益を認識することになる（ラグ成分）⁶。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。さらに、現行の会計では、評価損の計上は、評価益の計上時ほど、厳格な検証可能性が要請されていない。例えば、棚卸資産の評価基準として低価法を採用している企業は、決算時に、時価と簿価を比較していずれか低い価格を資産価額に適用できる。

Beaver and Ryan [2000] の基礎となっているRyan [1995] の簿価・時価比率のモデルは、暖簾が資産の使用期間（ t 期から（ $t-K+1$ ）期）のショックの移動平均過程に従うという仮定をおくことによって、発生主義にもとづく会計測定をモデル化した。発生主義のもとでは、現金収支にかかわらず、収益や費用を発生した期間に配分する。暖簾は次のとおり特定化されている。

$$MV_t - BV_t = F(0)o_t + F(1)o_{t-1} + \dots + F(K-2)o_{t-K+2}. \quad (8)$$

ただし、 $1 \geq F(0) \geq F(1) \geq \dots \geq F(K-1) \geq 0$ である。(regularity condition)

付帯する条件は、ショックの持続性が時間とともに減少することを意味する。 $F(s)o_{t-s}$ は会計上 t 年に認識されていない暖簾のうち、 $t-s$ 年の時価ショック o の影響に相当する部分を表す。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）からなるという仮定を設けている。

6 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。

$$o_t = b\Delta MV_t + e_t. \quad (9)$$

(8)式に(9)式の時価ショックを代入して、両辺を MV_t で除し、整理すると、 BTM に関する次の評価式が導出される。

$$BTM_t = 1 + \left(-b \times F(0) \frac{\Delta MV_t}{MV_t} - b \times F(1) \frac{\Delta MV_{t-1}}{MV_t} - \dots - b \times F(K-2) \frac{\Delta MV_{t-K+2}}{MV_t} \right) + \frac{\epsilon_t}{MV_t}. \quad (10)$$

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

(10)式右辺第2項は、ラグ成分を表す。株式リターンが平均してプラスならばラグ成分はマイナスである。一方、株式リターンが平均してマイナスならばラグ成分はプラスである。

Ryan and Zarowin [2003] は、Ryan [1995] のモデルを利用して、このラグ成分が損益のバイアスに関連することを示している。まず、損益のバイアスを会計利益と経済利益の差額 ($X_t - rMV_{t-1}$) と定義する。次に、無裁定条件を明示的に導入する。

$$MV_t - MV_{t-1} + D_t = rMV_{t-1} + o_t, \quad \text{with } E_{t-1}(o_t) = 0. \quad (11)$$

(2)式のクリーン・サープラス条件、 $D_t = X_t - BV_t + BV_{t-1}$ を無裁定条件式(11)に代入して整理すると損益のバイアスに関する次式を得る。

$$\begin{aligned} & (X_t - rMV_{t-1})/MV_t \\ &= b(1 - F(0)) \frac{\Delta MV_t}{MV_t} + b(F(0) - F(1)) \frac{\Delta MV_{t-1}}{MV_t} + \dots \\ &+ b(F(K-3) - F(K-2)) \frac{\Delta MV_{t-K+2}}{MV_t} + \frac{\epsilon_t}{MV_t}. \end{aligned} \quad (12)$$

(12)式は、損益のバイアスが当期と過去の時価ショックの移動平均に等しいことを示している。

ラグ成分((10)式の右辺第2項)と損益のバイアスの関係は、グッド・ニュース(時価ショックの移動平均がプラス)とバッド・ニュース(時価ショックの移動平均がマイナス)では異なる。(12)式によれば、グッド・ニュースの状況では、ラグ成分はマイナスで、損益のバイアスはプラスになる。すなわち、会計利益は経済利益に比べて過大に認識される。

一方、バッド・ニュースの状況では、ラグ成分はプラスで、損益のバイアスはマイナスになる。すなわち、会計利益は経済利益に比べて過小に認識される。ラグ成分がゼロならば損益のバイアスはゼロである(会計利益と経済利益は一致する)。

現行の会計では、費用の計上基準には発生基準、収益の計上基準には実現基準がそれぞれ適用される。実現基準では、財やサービスの提供とその対価の受領が完了した時点で収益が認識される。費用は発生時点、収益は実現時点で認識されるので、利益が遅れて計上されることになる。こうした認識タイミングのラグは、財務的な健全性を確保するという保守主義の観点からも容認されている。さらに、(12)式からわかるように、認識ラグは損益のバイアスに関連する。損益のバイアスは、(8)式の株主資本のバイアス ($MV - BV$)、または、当期と過去の時価ショックに関連する。

バイアス成分は持続的であるのに対し、ラグ成分は一時的である。Beaver and Ryan [2000] は、持続的な保守主義の程度を推計するために、バイアス成分をその尺度とみなしている。しかしながら、保守主義は株主資本のバイアス成分だけでなく、ラグ成分を通じて損益のバイアスにも影響を及ぼす。したがって、本稿では、Beaver and Ryan [2000] と異なり、損益計算における保守主義の程度をラグ成分で推計することとする。いわば、バイアス成分が資産評価における保守主義の程度を、ラグ成分が損益計算における保守主義の程度を表すといえよう。以下では、簿価・時価比率が会計測定の全体的な保守主義を表す代理変数であることとらえたうえで、バイアス成分とラグ成分がどのような経済的要因にもとづいて決定されるかを明らかにする。

(4) 仮説の構築

会計選択の動機に関する有力な主張の1つは、企業がステーク・ホルダーの利害調整の方法として、会計情報にもとづく契約を利用することである(例えば、Watts and Zimmerman [1978, 1986, 1990])。Watts [2003a, b] は、保守的な会計処理が実務的に広く採用される理由として、(i)契約機能、(ii)株主訴訟、(iii)課税と財務報告のリンク、(iv)財務報告の基準設定者と規制当局の4要因をあげている。日本では、例えば、新井 [1975] が、(i)株式会社における有限責任制による債権者保護目的、(ii)配当や課税目的上からの資金的な裏付けのある利益の算定、(iii)企業自体の経営維持目的などのためであると指摘している。

もう1つの主張は、ステーク・ホルダー間の情報非対称性の解消を強調する考え方である。保守主義のもとでは、経済利益よりもむしろ、経済的損失が当期の会計利益に適時的に反映される(例えば、Basu [1997])。Ball, Kothari and Robin [2000] の実証結果によれば、制定法 (code law) の国 (フランス、ドイツ、日本) では、会計利益と利益分配が直接的に関連しているのに対し、判例法 (common law) の国 (オーストラリア、カナダ、米国、英国) よりも、適時的な情報開示が行われない。判例法の国では、適時的な情報開示によって、情報の非対称性を解消する。ただし、日本でも個々の企業をみれば、ステーク・ホルダーとの関係は一様ではない。

以下では、(i)株式会社の有限責任と負債契約、(ii)従業員の利益分配、(iii)コーポレート・ガバナンスの観点から、保守主義に関する仮説を検討する。

イ．株式会社の有限責任と負債契約

株式会社の有限責任制のもとでは、債権者は、負債契約の満期に、総資産が負債元本を超過する場合にはその元本だけを受領し、総資産が負債元本に満たない場合には総資産の全額を受領する。それゆえ、債権者の将来受領すべき資産を取り崩して、満期前に他のステーク・ホルダーが過大な報酬を獲得しないように、債権者は、純資産や利益をできるかぎり低く評価する会計測定を愛好する。

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。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、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ことを示している。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。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顕著である。債権者である銀行のコントロールが強く、保守的な会計を選択する可能性が高いと予想される。

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手段として、保守的な会計を愛好する。

Ahmed *et al.* [2002] は、配当政策に関して株主と債権者のコンフリクトが大きい企業ほど保守的な会計を選択するという仮説を提示している。Beaver and Ryan [2000] の尺度を利用して、そのバイアス成分をコンフリクトの代理変数で回帰した結果、この仮説が確認された⁷。そこで、Ahmed *et al.* [2002] の仮説を拡張して、資産評価と損益計算における保守主義が株主と債権者のコンフリクトの解消に機能しているかを検証する。

仮説1a：他の条件が等しければ、債権者が経営をコントロールする企業ほど、時価に比較して株主資本を過小に評価する会計測定を選択する。

仮説1b：他の条件が等しければ、債権者が経営をコントロールする企業ほど、経済利益に比較し会計利益を過小に認識する会計測定を選択する。

7 Ahmed *et al.* [2002] 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。

ロ．従業員の利益分配

日本では従業員を重視した経営を指向する企業も多い。伊丹 [2000] は、従業員主権の経済合理性として、インセンティブ効率や情報効率のほかに、出資者としてのコア「従業員」の存在を指摘している。日本の年功的賃金体系と退職金制度のもとでは、従業員は、生産性に比較して、若年時に過小賃金、高齢時に過大な賃金を受領するので、従業員は退出可能性の低い資本を提供しているという。従業員（あるいは従業員の代表者としての経営者）が経営をコントロールする企業は、テクニカルな債務超過を避けるため、純資産を過小評価する会計測定を選好しないであろう。さらに、従業員が株主よりも優先的に利益分配を受けるとすれば、利益が早期に認識される会計測定を選好すると予想される⁸。そこで、日本企業において従業員が会計測定に影響を及ぼしているかどうかを検証する。

仮説2a：他の条件が等しければ、従業員（あるいはその代表者）が経営をコントロールする企業ほど、時価に比較して株主資本を過小に評価しない会計測定を選択する。

仮説2b：他の条件が等しければ、従業員（あるいはその代表者）が経営をコントロールする企業ほど、経済利益に比較し会計利益を過小に認識しない会計測定を選択する。

ハ．コーポレート・ガバナンス

経営者の報酬が会計利益に関連するならば、経営者は、GAAPの範囲で、会計利益が最大となる会計測定を選択するであろう。すなわち、経営者は、株主資本を過小に評価する会計測定を選好しないであろう。また、経営者は会計利益を経済利益よりも過小に認識しないであろう。

仮説3a：他の条件が等しければ、経営者は時価に比較して株主資本を過小に評価しない会計測定を選択する。

仮説3b：他の条件が等しければ、経営者は経済利益に比較し会計利益を過小に認識しない会計測定を選択する。

経営者と会計利益の利用者には、情報の非対称性がある。Ball, Kothari and Robin [2000] は、日本やドイツ、フランスなどの制定法の国では、企業が、銀行、労働組合、政府、主要な顧客・仕入先など少数のステーク・ホルダーと密接な関係にあるので、適時的な情報開示の需要が少ないと主張している。

さらに、経営者と従業員の資産ポートフォリオのウエイトが雇用主である企業に偏っているので、彼らのインセンティブは報酬の変動を小さくすることである。そ

8 従業員と株主のコンフリクトが大きい企業は、配当の原資となる利益が大きくなり会計測定を選択する。

ここで、Ball, Kothari and Robin [2000] は、制定法の国の会計が、判例法の国の会計に比較して、より利益平準的であり、当期の株価変動をより適時的に織り込まないという仮説を導いた。Ball, Kothari and Robin [2000] は、Basu [1997] の保守主義の尺度を利用して、この仮説を支持する実証結果を得ている。

Ball, Kothari and Robin [2000] によれば、日本は制定法の国として位置づけられている。彼らのいう適時的でない会計とは、ラグ成分の大きな、つまり、経済利益に比較して、会計利益を過小（あるいは過大）に認識する会計であると解釈できる。

日本でも、企業とステーク・ホルダーの結びつきは、一様ではない。そこで、Ball, Kothari and Robin [2000] の仮説を援用して、次の仮説を検証する。

仮説4：他の条件が等しければ、特定のステーク・ホルダー（あるいはその代表者）が経営をコントロールする企業ほど、経済利益に比較し会計利益を過小に認識する会計測定を選択する。

3．実証モデル

(1) 保守性のパラメータの推計

本稿では、Beaver and Ryan [2000] 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う。Beaver and Ryan [2000] は、(5)式と(10)式から、簿価・時価比率の変動が簿価評価のバイアスと会計上のラグ成分からなると主張している。具体的に、

$$BTM_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_i + \sum_{j=0}^6 \beta_j R_{t-j,i} + e_{t,i}, \quad (13)$$

で、 α_t は時間効果（time effect）、 α_i は*i*社に固有な企業効果（firm effect）である。Beaver and Ryan [2000] は、 α_i を企業固有の保守性のメジャーと考えている。(13)式の右辺第4項はラグ成分である。(10)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、 β はマイナスの符号となることが予想される。

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⁹。Beaver and Ryan [2000] と同様に、BTMは最小

9 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。ただし、Beaver and Ryan [2000] とAhmed *et al.* [2002] は配当込みの年次リターンを利用している。

値0、最大値4に、株式リターン R は最大値3にそれぞれまるめることとする¹⁰。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する。

(2) 保守性のパラメータの決定要因

次に保守性のパラメータの決定要因について分析を行う。

以下では、(13)式により推計された企業効果 α_i をバイアス成分 BC とする。また、ラグ成分を、(13)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する。すなわち、 i 社の t 期における会計上のラグ成分 LC は次のようになる。

$$LC_{t,i} = \sum_{j=0}^6 \beta_j (R_{t-j,i} - R_{t-j,..} - R_{.,i} + R_{.,..}) \quad (14)$$

ただし、 $R_{t-j,..}$ 、 $R_{.,i}$ 、 $R_{.,..}$ 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。会計上のラグ成分 LC は、 β がGAAP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。

バイアス成分 BC あるいはラグ成分 LC が小さいほど、保守主義の程度が大きい。本稿では、企業の保守的な会計測定を選択する決定要因に関して、株主・債権者関係、株主・従業員関係、ガバナンスという3つの観点から、次のようにして検証する。

$$\begin{aligned} \overline{BC}_i = & \alpha_0 + \alpha_1 \overline{ROE}_i + \alpha_2 \overline{SIZE}_i + \alpha_3 \overline{GROWSALE}_i + \alpha_4 \overline{RNDADV}_i \\ & + \alpha_5 \overline{ACCELDEP}_i + \alpha_6 \overline{LOWERINV}_i + \alpha_7 \overline{DIVASS}_i \\ & + \alpha_8 \overline{INTENS}_i + \alpha_9 \overline{LEV}_i + \alpha_{10} \overline{LABOR-ST}_i + \alpha_{11} \overline{LABOR-LT}_i \\ & + \alpha_{12} \overline{BONUS}_i + \beta_{13} \overline{GOVNBLK}_i + \alpha_{14} \overline{GOVNMANG}_i \\ & + \alpha_{15} \overline{GOVNBANK}_i + \alpha_{16} \overline{GOVNINST}_i + e_i \end{aligned} \quad (15)$$

10 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。サンプル全体(43,364社・年)では、 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。

$$\begin{aligned}
\overline{LC}_i = & \gamma_0 + \gamma_1 \overline{ROE}_i + \gamma_2 \overline{SIZE}_i + \gamma_3 \overline{GROWSALE}_i + \gamma_4 \overline{RNDADV}_i \\
& + \gamma_5 \overline{ACCELDEP}_i + \gamma_6 \overline{LOWERINV}_i + \gamma_7 \overline{DIVASS}_i \\
& + \gamma_8 \overline{INTENS}_i + \gamma_9 \overline{LEV}_i + \gamma_{10} \overline{LABOR-ST}_i + \gamma_{11} \overline{LABOR-LT}_i \\
& + \gamma_{12} \overline{BONUS}_i + \gamma_{13} \overline{GOVNBK}_i + \gamma_{14} \overline{GOVNMANG}_i \\
& + \gamma_{15} \overline{GOVNBANK}_i + \gamma_{16} \overline{GOVNINST}_i + e_i
\end{aligned} \tag{16}$$

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

$ACCELDEP_t$ = 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

$DIVASS_t$ = 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

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

$LABOR-LT_t$ = t 期の退職給付引当金 / t 期の固定負債合計

$BONUS_t$ = t 期の役員賞与 / t 期の総資産

$GOVNBK_t$ = 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

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

コントロール変数

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

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）。

ROE、*SIZE*、*GROWSALE*は、財務面における企業特性のコントロール変数である。暖簾（将来の期待異常利益の現在価値）は、会計プロセスのほかに、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経済的な要因の影響を受ける。異常値を取り除くために、*ROE_i*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¹¹。*ROE*と*GROWSALE*の符号はマイナスとなることが予想される。

RNDADV、*ACCELDEP*、*LOWERINV*は、個々の会計方針とバイアス成分、ラグ成分の関連性を分析するための指標である。*RNDADV*は、会計方針と研究開発費や広告宣伝費など無形資産への投資を表す。*RNDADV*が大きい企業ほど、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、純資産が過小に評価される、すなわち、*BC*の推計では、その符号がマイナスとなることが予想される。一方、費用が早期に計上されるのでそうした企業ほど、ラグが小さい、すなわち、*LC*の推計では、その符号がプラスになることが予想される。

定率法による有形固定資産の減価償却が経済的減耗に相応するならば、定率法を採用する企業（*ACCELDEP*）は、そうでない企業よりも、評価のバイアスもラグも小さいので、*BC*と*LC*の推計では、その符号はプラスとなることが予想される。ただし、定率法による減価償却が経済的減耗以上の償却ならば、*BC*と*LC*の推計のいずれでもその符号はマイナスとなる。

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、*BC*の推計式の符号はマイナスが予想される。評価損として早期に損失を計上するので*LC*の符号はプラスとなることが予想される。

DIVASS、*LEV*、*INTENS*は、Ahmed *et al.* [2002] のそれとほぼ同じである。配当支払いの多い企業（*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、*BC*と*LC*のいずれでも、*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*）の高い企業ほど、資金用途が設備投資に固定されているので、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、いずれの推計でもプラスが予想される。

*LABOR-ST*と*LABOR-LT*は、従業員が経営をコントロールする程度を表す代理変数である。*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を表す。当期の従業員への当期の利益分配（*LABOR-ST*）が大きな企業は、利益を早期に認識するであろう。それゆえ、ラグ成分*LC*の推計では、*LABOR-ST*の符号はプラスが予想される。

11 成長性として利益成長を説明変数にしたほう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。

退職給付引当金の割合 (*LABOR-LT*) が大きい企業は、長期的な雇用関係を重視しているとみなすことができる。こうした企業は、企業の純資産を過小評価するよりもむしろ過大評価する会計測定を愛好するであろう。バイアス成分 *BC* の推計では、*LABOR-LT* の符号はプラスが予想される。ただし、長期的な雇用関係を重視する企業は、短期的には、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愛好する可能性もあるので、ラグ成分の符号は、プラスとマイナスの可能性がある。

BONUS と *GOVNMANG* は経営者コントロールの代理変数である。経営者が短期的な利益を愛好するならば、保守的な会計を愛好しない傾向にある。それゆえ、*BC* と *LC* のいずれでも、*BONUS* と *GOVNMANG* の符号はプラスとなることが予想される。

大株主持株比率 (*GOVNBK*)、銀行持株比率 (*GOVNBANK*)、法人持株比率 (*GOVNBANK*) は、企業のガバナンスと保守性の関係を分析する。大株主、銀行、法人株主は、一般の株主よりも、企業との関係が密接であろう。そこで、*GOVNBK*、*GOVNBANK*、*GOVNBANK* が高い企業については、適時的な情報開示の需要が少ないならば、ラグ成分 *LC* の推計では、これらの符号がマイナスとなると予想される。一方で、短期保有目的の株主が多い企業は、利益平準化せず、短期的な利益分配に適した会計測定を愛好する可能性もあるので、クロスセクション分析では、バイアス成分あるいはラグ成分の符号は、プラスにもなりうる。

(3) 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-CDROM 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、1968～75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。本稿では、保守性のパラメータと経営者の会計選択動機に関する分析について、1968～75年、1976～90年、1991～2001年の3つのサブ・ピリオドに分けて推計する。1968～75年は現在の企業会計制度が整備される以前の期間、1976～90年は経済の上昇局面、1990～2001年は停滞局面である。表1は各変数の記述統計量である。ただし、ガバナンス関連のデータが1968～75年の期間では、十分に収録されていないので、この期間では、ガバナンス関連の指標は以下の分析からはずされている。

図1 東京証券所上場企業の簿価・時価比率の推移（1968～2001年）

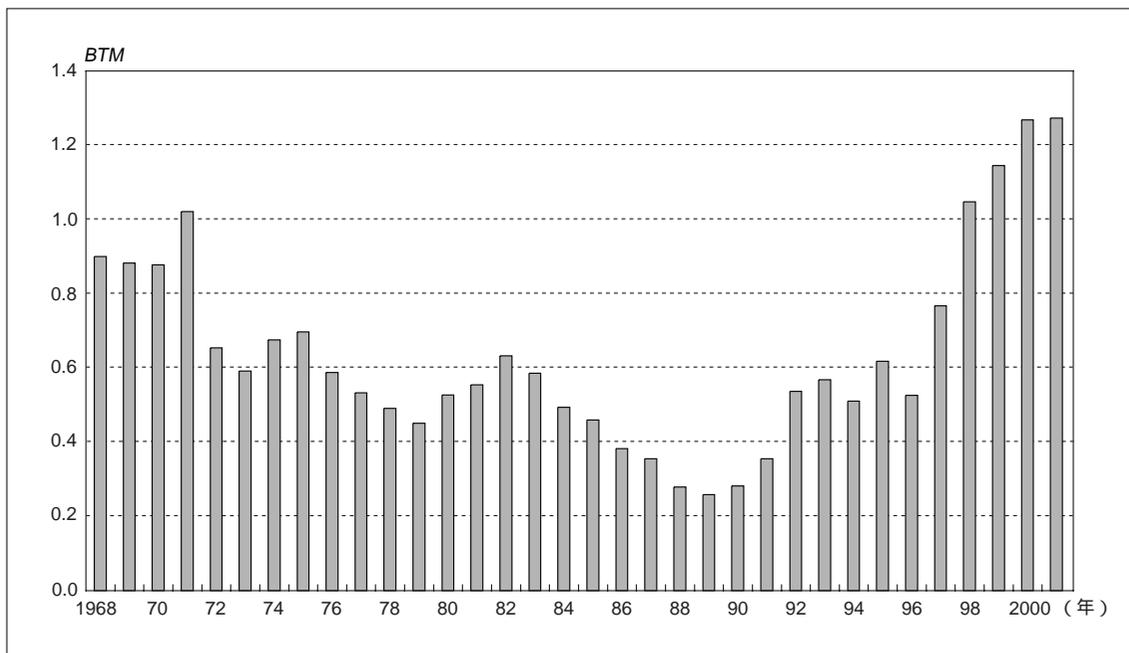


表1 記述統計量

	1968～75年		1976～90年		1991～2001年	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
<i>BC</i>	0.903	0.312	0.509	0.158	1.210	0.395
<i>LC</i>	-0.257	0.165	-0.168	0.063	-0.035	0.189
<i>ROE</i>	0.028	0.026	0.023	0.019	0.009	0.028
<i>SIZE</i>	9.863	1.387	10.741	1.374	11.259	1.369
<i>GROWSALE</i>	0.173	0.093	0.097	0.082	0.015	0.059
<i>RNDADV</i>	0.015	0.032	0.027	0.049	0.025	0.042
<i>ACCELDEP</i>	0.936	0.222	0.938	0.219	0.948	0.203
<i>LOWERINV</i>	0.136	0.333	0.137	0.330	0.137	0.336
<i>DIVASS</i>	0.007	0.005	0.008	0.005	0.006	0.004
<i>INTENS</i>	0.281	0.153	0.240	0.143	0.281	0.159
<i>LEV</i>	0.207	0.146	0.165	0.128	0.168	0.132
<i>LABOR-ST</i>	0.106	0.070	0.171	0.104	0.139	0.090
<i>LABOR-LT</i>	0.227	0.227	0.305	0.259	0.270	0.263
<i>BONUS</i>	0.003	0.003	0.004	0.003	0.004	0.004
<i>GOVNMANG</i>			0.044	0.060	0.035	0.065
<i>GOVNBK</i>			0.473	0.131	0.471	0.130
<i>GOVNBANK</i>			0.307	0.146	0.324	0.147
<i>GOVNINGST</i>			0.658	0.137	0.694	0.130
社数	1,042		1,289		1,616	

備考：BCは(15)式の固定効果モデルから推計されたバイアス成分、LCは(16)式から推計されたラグ成分。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。

4. 推計結果

(1) 保守性のパラメータ

表2は、(13)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 β 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。株式リターンの係数 β 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。過去の時価ショックは、時間が経過するにつれて逓減する。

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、1968～75年、1976～90年、1991～2001年の推計期間のF値はそれぞれ、17.883（ p -value = 0.000）、14.917（ p -value = 0.000）、9.920（ p -value = 0.000）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。

表2 推計結果

係数	1968～75年			1976～90年			1991～2001年		
	推計値	t -stat.	p -value	推計値	t -stat.	p -value	推計値	t -stat.	p -value
β_0	-0.364	-52.707	0.000	-0.173	-54.886	0.000	-0.484	-44.629	0.000
β_1	-0.291	-47.084	0.000	-0.126	-52.429	0.000	-0.424	-42.701	0.000
β_2	-0.250	-44.584	0.000	-0.090	-27.539	0.000	-0.342	-33.666	0.000
β_3	-0.215	-40.589	0.000	-0.070	-26.411	0.000	-0.274	-30.077	0.000
β_4	-0.176	-33.711	0.000	-0.045	-12.070	0.000	-0.199	-25.082	0.000
β_5	-0.140	-27.461	0.000	-0.032	-11.463	0.000	-0.149	-21.585	0.000
β_6	-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		
決定係数（固定効果つき）	0.797			0.750			0.761		
決定係数（固定効果なし）	0.252			0.300			0.296		
観測数（社・年）	10,872			16,675			15,817		

備考：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。

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ほう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。1968～75年、1976～90年、1991～2001年の推計期間における値 χ^2 は、それぞれ、250.58 (p -value = 0.000)、115.56 (p -value = 0.000)、156.75 (p -value = 0.000) 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ほうが *BTM* の変動をより識別していると解釈できる。

（２）保守性のパラメータの決定要因

イ．一変量分析

表3は、分析指標間のピアソン相関係数（上段）とスピアマン相関係数（下段）を記した表である（期間1991～2001年）¹²。セル下段のイタリックの数字は p -value（両側検定）である。

バイアス成分 *BC* と *RNDADV* のピアソン相関係数は有意なマイナス、*BC* と *ACCELDEP* のピアソン相関係数は有意なプラスである。*BC* は *LOWERINV* と有意に相関しない。一方、ラグ成分 *LC* と *RNDADV* のピアソン相関係数も有意なプラスである。*LC* は他の会計方針（*ACCELDEP*、*LOWERINV*）と有意に相関していない。保守主義の代理変数 *BC*（*LC*）と会計方針の関係は、スピアマンの順位相関係数でも同じである。

仮説1aと仮説1bは債権者のコントロールが強いほど保守主義の程度が大きいことを予想している。この仮説は、一変量分析では概ね支持される。*BC* と株主と債権者関係（*DIVASS* と *LEV*）のピアソン相関係数とスピアマン相関係数は、有意な負の相関関係である。ただし、*BC* と *INTENS* の相関係数は、予想と異なり、有意なマイナスである。ラグ成分 *LC* と *DIVASS*（*INTENS*）の相関係数は、仮説1bの予想どおり、有意なマイナス（プラス）である。しかし、*LC* とレバレッジ（*LEV*）のピアソン相関係数は、予想と異なり、有意なマイナスである。

仮説2aと仮説2bによれば、従業員のコントロールが強いほど、保守主義の程度が小さい。一変量分析では、この仮説は十分に確認できていない。バイアス成分 *BC* と退職給付引当金の割合（*LABOR-LT*）のピアソン相関係数とスピアマン相関係数は、いずれも有意なプラスであるので、仮説2bを支持するが、他の変数間の相関関係は有意ではない。

仮説3aと仮説3bは、経営者のコントロールが強いほど保守主義の程度が小さいことを表す。バイアス成分 *BC* と経営者持株比率（*GOVNMANG*）のピアソン相関係数とスピアマン相関係数は、いずれも有意なプラスである。また、*BONUS* は、スピ

12 1968～75年と1976～90年の相関係数は、紙幅の都合で省略しているが、推計結果は1991～2001年のそれとほぼ同じである。

表3 分析指標の相関係数：1991～2001年

	BC	LC	ROE	SIZE	GROWSALE	RNDADV	ACCELDEP	LOWERINV	DIVASS	INTENS	LEV	LABOR-ST	LABOR-LT	BONUS	GOVNMANG	GOVNBK	GOVNBANK	GOVNINST
BC		0.071	0.010	-0.081	0.004	-0.070	0.082	-0.010	-0.058	-0.078	-0.220	-0.020	0.125	0.006	0.115	0.071	-0.091	-0.068
		0.004	0.687	0.001	0.878	0.005	0.001	0.701	0.019	0.002	0.000	0.419	0.000	0.810	0.000	0.004	0.000	0.006
LC	0.004		-0.351	-0.091	-0.508	-0.051	-0.021	0.002	-0.279	0.083	0.054	-0.022	0.016	0.014	-0.131	-0.023	-0.070	-0.160
	0.864		0.000	0.000	0.000	0.042	0.394	0.921	0.000	0.001	0.030	0.372	0.527	0.565	0.000	0.357	0.005	0.000
ROE	0.045	-0.402		0.081	0.408	0.100	0.069	0.063	0.593	0.029	-0.233	0.037	0.157	0.044	0.211	0.065	0.130	0.123
	0.071	0.000		0.001	0.000	0.000	0.006	0.011	0.000	0.236	0.000	0.133	0.000	0.076	0.000	0.009	0.000	0.000
SIZE	-0.067	-0.162	0.021		0.049	0.100	0.063	0.115	-0.037	-0.010	0.335	-0.360	-0.233	-0.763	-0.223	-0.335	0.558	0.440
	0.007	0.000	0.390		0.051	0.000	0.011	0.000	0.139	0.687	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
GROWSALE	0.017	-0.435	0.448	0.101		0.052	0.051	-0.081	0.261	-0.014	-0.045	0.003	-0.031	0.007	0.213	0.079	-0.024	0.027
	0.486	0.000	0.000	0.000		0.038	0.039	0.001	0.000	0.578	0.070	0.895	0.220	0.786	0.000	0.001	0.340	0.276
RNDADV	-0.107	-0.095	0.118	0.128	0.037		0.056	0.083	0.160	-0.027	-0.079	0.029	0.066	-0.092	0.033	-0.084	0.093	0.005
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.137		0.023	0.001	0.000	0.275	0.001	0.238	0.008	0.000	0.179	0.001	0.000	0.847
ACCELDEP	0.095	-0.013	0.101	0.035	0.075	0.010		0.049	0.068	-0.094	-0.091	0.042	0.059	-0.010	0.073	-0.039	0.050	-0.026
	0.000	0.611	0.000	0.154	0.003	0.702		0.047	0.006	0.000	0.000	0.095	0.017	0.682	0.003	0.118	0.045	0.298
LOWERINV	0.006	-0.025	0.077	0.109	-0.091	0.118	0.044		0.086	-0.084	-0.106	-0.073	0.074	-0.109	-0.039	-0.010	0.090	0.110
	0.824	0.309	0.002	0.000	0.000	0.000	0.078		0.001	0.001	0.000	0.003	0.003	0.000	0.121	0.685	0.000	0.000
DIVASS	-0.010	-0.253	0.715	-0.022	0.273	0.237	0.094	0.090		0.045	-0.319	0.101	0.209	0.178	0.219	-0.001	0.119	0.018
	0.692	0.000	0.000	0.385	0.000	0.000	0.000	0.000		0.071	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.955	0.000	0.477
INTENS	-0.072	0.060	0.029	-0.073	-0.014	0.006	-0.120	-0.077	0.086		0.419	0.091	-0.229	0.026	-0.007	0.064	-0.057	0.011
	0.004	0.016	0.237	0.003	0.579	0.814	0.000	0.002	0.001		0.000	0.000	0.000	0.304	0.787	0.010	0.021	0.667
LEV	-0.248	0.026	-0.350	0.301	-0.058	-0.044	-0.125	-0.095	-0.313	0.335		-0.241	-0.635	-0.267	-0.108	-0.183	0.201	0.072
	0.000	0.300	0.000	0.000	0.020	0.076	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004
LABOR-ST	0.016	0.015	0.050	-0.385	0.008	0.167	0.043	-0.057	0.124	0.123	-0.227		0.315	0.382	0.037	0.178	-0.182	-0.107
	0.522	0.536	0.046	0.000	0.736	0.000	0.082	0.021	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.133	0.000	0.000	0.000
LABOR-LT	0.099	0.011	0.195	-0.246	-0.045	0.085	0.060	0.087	0.212	-0.197	-0.667	0.403		0.215	-0.018	0.168	-0.150	-0.038
	0.000	0.670	0.000	0.000	0.070	0.001	0.015	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.477	0.000	0.000	0.126
BONUS	0.084	0.100	0.122	-0.876	-0.016	-0.110	0.005	-0.117	0.163	0.048	-0.325	0.422	0.276		0.238	0.197	-0.392	-0.396
	0.001	0.000	0.000	0.000	0.526	0.000	0.829	0.000	0.000	0.056	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000
GOVNMANG	0.252	-0.015	0.210	-0.397	0.136	-0.007	0.116	-0.077	0.189	-0.057	-0.215	0.095	0.002	0.414		0.112	-0.249	-0.585
	0.000	0.552	0.000	0.000	0.000	0.789	0.000	0.002	0.000	0.021	0.000	0.000	0.945	0.000		0.000	0.000	0.000
GOVNBK	0.066	0.013	0.062	-0.345	0.067	-0.061	-0.031	-0.019	-0.032	0.088	-0.201	0.192	0.145	0.267	-0.006		-0.599	0.259
	0.008	0.599	0.013	0.000	0.007	0.014	0.211	0.448	0.200	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.819		0.000	0.000
GOVNBANK	-0.069	-0.125	0.092	0.568	0.026	0.108	0.037	0.088	0.156	-0.071	0.221	-0.177	-0.128	-0.438	-0.217	-0.598		0.359
	0.006	0.000	0.000	0.000	0.303	0.000	0.134	0.000	0.000	0.005	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000
GOVNINST	-0.045	-0.202	0.135	0.473	0.084	0.045	-0.031	0.117	0.049	0.011	0.070	-0.111	-0.027	-0.421	-0.548	0.272	0.327	
	0.073	0.000	0.000	0.000	0.001	0.073	0.220	0.000	0.049	0.649	0.005	0.000	0.273	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

備考：上段はピアソン相関係数、下段はスピアマン相関係数。セル下段のイタリックの数字はp-value（両側検定）である。

アマン相関係数で見れば、バイアス成分 BC 、ラグ成分 LC と有意なプラスの相関である。これらの結果は、仮説3aと仮説3bを支持するが、他の変数間の相関関係は有意ではない。

仮説4は、特定のステーク・ホルダーがコントロールする企業ほど、適時的でない保守的な会計測定を選択するということである。大株主持株比率 ($GOVNBK$) とラグ成分の関係は有意ではない。ラグ成分と銀行持株比率 ($GOVNBANK$)、ラグ成分と法人持株比率 ($GOVINST$) は、いずれも有意なマイナスの相関関係であるので、仮説4を支持する。なお、バイアス成分は、大株主持株比率 ($GOVNBK$) と有意なプラスの相関関係、銀行持株比率 ($GOVNBANK$) と法人持株比率 ($GOVINST$) と有意なマイナスの相関関係にある。

ロ．多変量分析

(イ) バイアス成分の決定要因

表4のPanel Aは(14)式の実証式の各期間での係数の推計値である。Panel Bは、推計係数の分散拡大要因 (VIF: variance inflation factor) 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。

最初に、 BC がバイアスの代理変数として妥当かどうかを確認するため、会計方針との関連性をみてみよう。 $RNDADV$ の推計係数は、1968～75年では -0.766 (p -value = 0.037)、1976～90年では -0.284 (p -value = 0.019)、1991～2001年では -0.715 (p -value = 0.005) である。すべての期間で、係数は予想どおり有意なマイナスの値である。研究開発費と広告宣伝費は、資本化されず費用として一括計上される。それゆえ、形成される技術力やブランドなどの無形資産相当分は、貸借対照表では過小に評価される。

$ACCELDEP$ の係数は、1968～75年では -0.082 (p -value = 0.237)、1976～90年では 0.087 (p -value = 0.000)、1991～2001年では 0.139 (p -value = 0.001) である。1968～75年の推計値は、符号が予想どおりであるが、有意な値ではない。1976～90年と1991～2001年のいずれの推計値も、符号の予想が異なり、有意なプラスである。Beaver and Ryan [2000] では、有形固定資産の償却率 (加速償却以外の減価償却方法では0) は BC と有意なマイナスの関係である。つまり、償却率が高いほど、純資産が過小に評価されている。日本では、定率法による減価償却が、バイアスというよりもむしろ、実質的な減耗に相応しており、経済的減価償却に近い会計処理であるという解釈も可能であろう。また、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。

$LOWERINV$ の係数は、1968～75年では、 0.058 (p -value = 0.055) であるが、符号が予想と異なる。他の期間の $LOWERINV$ の係数は、いずれも有意な推計値が得られていない。時価が回復した場合の低価法の適用方法として、切離し方式 (簿価を切り上げない方法) と洗替え方式 (原価まで簿価を切り上げて評価益を計上する方法) がある。本稿では、データベースの制約から、この2つの方法を区別していない。

表4 バイアス成分の推計結果

Panel A 係数の推計値

	期待される符号	1968～75年			1976～90年			1991～2001年		
		推計値	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	推計値	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	推計値	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
定数	?	1.107	9.497	0.000	0.299	4.080	0.000	1.523	9.217	0.000
<i>ROE</i>	-	0.062	0.063	0.949	1.166	2.996	0.003	0.297	0.420	0.674
<i>SIZE</i>	-	-0.008	-0.814	0.416	0.023	4.200	0.000	-0.017	-1.362	0.173
<i>GROWSALE</i>	-	-0.049	-0.346	0.730	0.004	0.059	0.953	0.011	0.057	0.954
<i>RNDADV</i>	-	-0.766	-2.090	0.037	-0.284	-2.347	0.019	-0.715	-2.844	0.005
<i>ACCELDEP</i>	+	-0.082	-1.183	0.237	0.087	4.813	0.000	0.139	3.471	0.001
<i>LOWERINV</i>	-	0.058	1.921	0.055	0.003	0.223	0.823	-0.032	-1.241	0.215
<i>DIVASS</i>	-	-6.378	-1.580	0.114	-3.184	-2.221	0.027	-17.716	-5.259	0.000
<i>INTENS</i>	+	-0.120	-1.444	0.149	0.100	2.307	0.021	0.185	2.426	0.015
<i>LEV</i>	-	-0.184	-1.682	0.093	-0.384	-6.668	0.000	-0.913	-6.691	0.000
<i>LABOR-ST</i>	+	0.270	1.537	0.124	-0.026	-0.515	0.606	-0.346	-2.813	0.005
<i>LABOR-LT</i>	+	-0.119	-1.608	0.108	0.035	1.511	0.131	0.030	0.556	0.579
<i>BONUS</i>	+	16.303	3.749	0.000	3.769	1.840	0.066	-11.364	-2.531	0.011
<i>GOVNMANG</i>	+				0.260	2.504	0.012	0.806	3.150	0.002
<i>GOVNBK</i>	?				-0.074	-1.230	0.219	0.031	0.204	0.838
<i>GOVNBANK</i>	?				-0.018	-0.402	0.688	0.048	0.396	0.692
<i>GOVNINST</i>	?				-0.109	-1.627	0.104	0.018	0.109	0.914
決定係数		0.100			0.194			0.097		
観測数(社)		1,042			1,289			1,616		

備考：*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

	1968～75年	1976～90年	1991～2001年
<i>ROE</i>	2.270	2.537	1.882
<i>SIZE</i>	1.918	3.865	3.611
<i>GROWSALE</i>	1.077	1.047	1.287
<i>RNDADV</i>	1.158	1.097	1.063
<i>ACCELDEP</i>	1.061	1.078	1.039
<i>LOWERINV</i>	1.053	1.082	1.069
<i>DIVASS</i>	2.245	2.370	1.845
<i>INTENS</i>	1.936	2.043	1.412
<i>LEV</i>	3.039	3.216	2.499
<i>LABOR-ST</i>	1.824	1.508	1.331
<i>LABOR-LT</i>	2.066	2.011	1.842
<i>BONUS</i>	2.356	3.010	2.696
<i>GOVNMANG</i>		2.267	2.504
<i>GOVNBK</i>		4.267	3.923
<i>GOVNBANK</i>		3.037	3.327
<i>GOVNINST</i>		5.311	4.731

洗替え方式の企業では、保守的な会計、すなわち、純資産を過小に評価する会計を採用したとはならない可能性がある¹³。

バイアス成分 BC とコントロール変数の収益性 (ROE)、サイズ ($SIZE$)、成長性 ($GROWSALE$) の関係については、整合的な結果が得られていない。1968～75年と1991～2001年の期間では、いずれの変数の係数も有意ではない。1976～90年の ROE の推計係数は1.166 (p -value = 0.003)、 $SIZE$ は0.023 (p -value = 0.000)である。有意な推計値ではあるが、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。 $GROWSALE$ は、Ahmed *et al.* [2002]と同様に有意な推計値ではない。

株主と債権者のコンフリクトに関する仮説1aは概ね支持される。レバレッジ (LEV)の推計係数は、1968～75年では-0.184 (p -value = 0.093)、1976～90年では-0.384 (p -value = 0.000)、1991～2001年では-0.913 (p -value = 0.000)である。いずれの期間でも、予想された符号でかつ有意な推計結果となっている。また、配当支払い ($DIVASS$)の推計係数は、1968～75年では-6.378 (p -value = 0.114)、1976～90年では-3.184 (p -value = 0.027)、1991～2001年では-17.716 (p -value = 0.000)である。資本集約度 ($INTENS$)の推計係数は、1968～75年では-0.120 (p -value = 0.149)、1976～90年では0.100 (p -value = 0.021)、1991～2001年では0.185 (p -value = 0.015)である。配当支払い ($DIVASS$)と資本集約度 ($INTENS$)の推計結果は、1968～75年を除けば、仮説1を支持している。

バイアス成分で保守主義の程度を推計すれば、 $LABOR-ST$ と $LABOR-LT$ のいずれについても、従業員の利益分配に関する仮説2aを支持する結果が得られなかった。

経営者のコントロールに関する仮説3aは、概ね支持される。経営者報酬 ($BONUS$)の推計係数は、1968～75年では16.303 (p -value = 0.000)、1976～90年では3.769 (p -value = 0.066)、1991～2001年では-11.364 (p -value = 0.011)である。1968～75年と1976～90年の推計結果は、仮説3aを支持するが、1991～2001年では、予想と反対の結果になっている。また、経営者持株比率 ($GOVNMANG$)の推計係数は、1976～90年では0.260 (p -value = 0.012)、1991～2001年では0.806 (p -value = 0.002)である。いずれも仮説3aを支持する。本稿のサンプルでは、経営者が短期的な利益分配を指向していた可能性が高いので、時価に比較して株主資本を過小に評価する会計測定を愛好しないと解釈できよう。

大株主持株比率 ($GOVNBK$)、銀行持株比率 ($GOVNBANK$)、法人持株比率 ($GOVNST$)とバイアス成分は、いずれも、バイアス成分との有意な相関関係が確認できなかった。

13 斎藤 [2003] は、低価法を保守主義に関係づけることが多いが、その一般性のある理由をみつけることが容易ではないことを指摘している。

(ロ) バイアス成分の決定要因に関する追加テスト

推計されたバイアス成分には、企業固有の要因のほかに業種要因が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5は、1968～75年、1976～91年、1991～2001年の各期間で、バイアス成分を推計した結果である。

研究開発費・広告宣伝費 (*RNDADV*) の係数は、符号が期待されたとおりマイナスであるが、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。

定率減価償却 (*ACCELDEP*) の係数の推計値は、1968～75年では有意ではないが、1976～90年では0.092 ($p\text{-value} = 0.000$)、1991～2001年では0.146 ($p\text{-value} = 0.000$) である。業種の影響を調整しても、プラスの有意な推計が得られた。本稿

表5 業種要因を調整したモデルの推計結果

Panel A 係数の推計値

	期待される符号	1968～75年			1976～90年			1991～2001年		
		推計値	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>	推計値	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>	推計値	<i>t-value</i>	<i>p-value</i>
定数	?	0.000	-0.016	0.987	0.005	0.648	0.517	0.004	0.247	0.805
<i>ROE</i>	-	0.515	0.593	0.554	1.258	3.445	0.001	-0.072	-0.111	0.911
<i>SIZE</i>	-	-0.018	-2.069	0.039	0.014	2.759	0.006	-0.030	-2.243	0.025
<i>GROWSALE</i>	-	-0.015	-0.124	0.901	0.025	0.502	0.616	0.207	1.249	0.212
<i>RNDADV</i>	-	-0.072	-0.220	0.826	-0.130	-1.045	0.296	-0.165	-0.701	0.483
<i>ACCELDEP</i>	-	-0.066	-0.889	0.374	0.092	5.550	0.000	0.146	3.748	0.000
<i>LOWERINV</i>	-	0.021	0.796	0.426	0.008	0.696	0.486	-0.015	-0.620	0.535
<i>DIVASS</i>	-	-3.790	-1.023	0.307	-1.335	-0.940	0.347	-10.796	-3.329	0.001
<i>INTENS</i>	+	-0.026	-0.337	0.736	0.108	2.612	0.009	0.303	4.089	0.000
<i>LEV</i>	-	-0.046	-0.476	0.634	-0.208	-4.016	0.000	-0.472	-4.127	0.000
<i>LABOR-ST</i>	+	0.501	3.102	0.002	0.005	0.106	0.916	-0.252	-1.979	0.048
<i>LABOR-LT</i>	+	-0.122	-1.870	0.062	0.042	1.937	0.053	0.134	2.791	0.005
<i>BONUS</i>	+	14.059	3.223	0.001	3.563	1.922	0.055	-10.843	-2.460	0.014
<i>GOVNMANG</i>	+				0.239	2.464	0.014	0.545	2.245	0.025
<i>GOVNBK</i>	?				-0.074	-1.322	0.186	0.079	0.567	0.571
<i>GOVNBANK</i>	?				-0.007	-0.172	0.864	0.154	1.402	0.161
<i>GOVNINST</i>	?				-0.065	-1.039	0.299	-0.072	-0.455	0.649
決定係数		0.070			0.149			0.057		
観測数 (社)		1,042			1,289			1,616		

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

のサンプルでは、定率減価償却は、純資産を過小に評価する会計処理でないといえよう。

*LOWERINV*の係数は、いずれの期間でも、有意な推計値が得られていない。棚卸資産の評価基準として、原価法より低価法が保守的な会計処理であると一般的にはいわれるが、業種要因を調整しても、低価法と保守主義の関連性を確認できなかった。

コントロール変数では、業種要因を調整した結果、サイズ (*SIZE*) の係数の推計値は有意になった。1968～75年と1991～2001年の期間では、その符号は予想どおりマイナスであるが、1976～90年では予想と異なりプラスになっている。収益性 (*ROE*) と成長性 (*GROWSALE*) についてはコントロールできていない。

株主と債権者のコンフリクトに関する仮説1は、業種要因を調整しても、概ね支持できる。レバレッジ (*LEV*) の推計係数は、1968～75年の結果を除けば、予想された符号でかつ有意な推計結果となっている。また、配当支払い (*DIVASS*) の推計係数は、1968～75年と1976～90年では有意ではないが、1991～2001年では-10.796 ($p\text{-value} = 0.001$) である。資本集約度 (*INTENS*) の推計係数は、1968～75年の結果を除けば、仮説1aを支持している。

従業員の利益分配に関して、業種要因を調整した結果、調整前の結果と異なり、*LABOR-LT*の推計係数は、1976～90年と1991～2001年については、有意なプラスの値になった。この結果は、仮説2aを支持するものである。ただし、1968～75年の推計は予想と反対の結果であった。*LABOR-ST*の係数は、推計年度で符号が異なる。

経営者のコントロールに関して、経営者報酬 (*BONUS*) の係数は、1991～2001年を除けば、仮説3aを支持する結果となっている。経営者持株比率 (*GOVNMANG*) の係数は、1976～90年と1991～2001年のいずれも、有意なプラスの値である。業種要因を勘案しても、仮説3aは支持される。

大株主持株比率 (*GOVNBK*)、銀行持株比率 (*GOVNBANK*)、法人持株比率 (*GOVNBANK*) は、いずれも、業種要因を調整しても、バイアス成分との有意な相関関係が確認できなかった。

(八) ラグ成分の決定要因

表6は、1968～75年、1976～90年、1991～2001年の各パネル期間で、(16)式のラグ成分*LC*を推計した結果である¹⁴。

弱い関係であるが、費用を早期に計上するほど、*LC*が大きくなる(認識ラグが小さい)。*RNDADV*の係数は、1968～75年では0.256 ($p\text{-value} = 0.000$)、1991～2001年では0.535 ($p\text{-value} = 0.000$) である。*ACCELDEP*の係数は1976～90年では0.011 ($p\text{-value} = 0.003$)、*LOWERINV*の係数は1991～2001年で0.046 ($p\text{-value} = 0.000$) であ

14 バイアス成分とラグ成分の関連性の重要性に関して、匿名レフリーから貴重な示唆を頂いた。

表6 ラグ成分の説明要因

Panel A 係数の推計値

	期待される符号	1968～75年			1976～90年			1991～2001年		
		推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value	推計値	t-value	p-value
定数	?	0.004	0.175	0.861	0.049	3.558	0.000	-0.260	-7.565	0.000
ROE	-	-0.139	-9.733	0.000	-0.100	-14.880	0.000	-0.188	-9.595	0.000
SIZE	-	0.004	2.554	0.011	0.004	4.086	0.000	0.034	12.516	0.000
GROWSALE	-	-0.044	-6.629	0.000	-0.044	-11.441	0.000	-0.087	-5.208	0.000
RNDADV	+	0.256	3.556	0.000	-0.023	-1.319	0.187	0.535	10.033	0.000
ACCELDEP	+	0.003	0.406	0.685	0.011	2.998	0.003	0.012	1.371	0.171
LOWERINV	+	0.006	1.474	0.140	0.003	1.169	0.243	0.046	7.511	0.000
DIVASS	-	-7.458	-13.971	0.000	-1.450	-7.920	0.000	1.249	1.995	0.046
INTENS	+	0.069	5.147	0.000	-0.007	-0.965	0.335	0.060	4.159	0.000
LEV	-	-0.045	-2.551	0.011	0.020	1.968	0.049	-0.001	-0.050	0.960
LABOR-ST	+	-0.064	-1.815	0.070	0.028	2.783	0.005	0.124	4.381	0.000
LABOR-LT	?	0.001	0.099	0.921	-0.011	-2.493	0.013	0.004	0.391	0.696
BONUS	+	6.873	4.934	0.000	-0.107	-0.288	0.773	-1.549	-1.795	0.073
GOVNMANG	+				-0.247	-11.663	0.000	-0.199	-3.110	0.002
GOVNBK	-				0.167	11.858	0.000	0.344	10.716	0.000
GOVNBANK	-				0.099	10.127	0.000	0.159	6.201	0.000
GOVNINST	-				-0.282	-20.507	0.000	-0.555	-17.096	0.000
決定係数		0.065			0.088			0.062		
観測数(社・年)		10,872			16,675			15,817		

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

る。これらの期間を除けば、RNDADV、ACCELDEP、LOWERINVの係数については、有意な推計値が得られなかった。ただし、符号は概ねプラスである。

ラグ成分LCとコントロール変数の関係は、バイアス成分BCよりも明瞭である。収益性(ROE)と成長性(GROWSALE)については、すべての期間で、予想されたように有意なマイナスの推計値が得られた。収益性や成長性の高い企業ほど、ラグ成分が小さい(認識ラグが大きい)。プラスの収益性や成長性の企業では、経済利益に比べて会計利益を過小に認識する傾向にある。

株主と債権者のコンフリクトに関する仮説1bに関して、推計結果はさまざまである。レバレッジ(LEV)は1968～75年、配当支払い(DIVASS)は、1968～75年と1976～90年、資本集約度(INTENS)は1968～75年と1991～2001年の推計結果がそれぞれ、仮説1bを支持している。

短期雇用関係(LABOR-ST)の係数は、1976～90年の推計結果を除けば、期待されたとおりである(1976～90年では0.028(p-value=0.005)、1991～2001年では

0.124 (p -value = 0.000) である)。従業員の利益分配について、*LABOR-ST*は、バイアス成分の推計では仮説2aを支持する結果が得られなかったが、ラグ成分では仮説2bを支持している。株主と従業員が利益分配に関して、最近では、短期的にコンフリクトが大きいほど、純資産を過大に評価する会計測定よりも、会計利益を過小に評価しない会計測定を選択している。長期雇用関係 (*LABOR-ST*) の係数は、1976～90年の推計結果が保守的な会計である。他の期間では、有意な関係が確認できなかった。

ラグ成分の推計では、経営者のコントロールに関する仮説3bは支持されない。経営者報酬 (*BONUS*) については、1968～75年の推計係数 (6.873 (p -value = 0.000)) を除けば、マイナスである。経営者持株比率 (*GOVNMANG*) の推計係数も、1976～90年では-0.247 (p -value = 0.000)、1991～2001年では-0.199 (p -value = 0.002) である。いずれも有意な推計値であるが、符号がマイナスであるので、仮説3bを支持しない。

ここで興味深いのは、*BONUS*と*GOVNMANG*の符号は*BC*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。バイアス*BC*の推計結果によれば、経営者は純資産を過小に評価しない会計を採用する傾向にある。一方、ラグ成分の推計結果*LC*によれば、経営者は、経済的損益を遅れて認識することによって会計利益を過小に認識する傾向にある。現行のGAAPには、保守主義によって、純資産の過大評価を抑制するメカニズムが内在している可能性がある。

ガバナンス形態とラグ成分の関連性は、比較的明瞭である。法人株主に関する仮説4は支持されるが、大株主と銀行株主に関する仮説は支持されない。むしろ、大株主と銀行株主の持分が高い企業は適時的な会計測定を愛好する。

法人持株比率 (*GOVINST*) の推計係数は、1976～90年では-0.282 (p -value = 0.000)、1991～2001年では-0.555 (p -value = 0.000) である。すべての期間で有意なマイナスの値となっている。法人株主の持株比率が高いほど、ラグ成分は小さい。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。Ball, Kothari and Robin [2000] によれば、(i) ステーク・ホルダーが内部情報にアクセスできる、(ii) 会計利益が報酬 (配当、ボーナスなど) の契約変数であるならば、経営者は、経済的損益の開示を遅らせて、会計利益を平準化しようとする。日本では商法で配当可能利益が規定されていることや安定配当のため、機関投資家などの法人株主の持株比率が高い企業ほど、経営者は、適時的な開示よりもむしろ経済的損益の認識を遅らすことによって、利益を平準化するインセンティブをもつと予想される。

大株主持株比率 (*GOVNBK*) の推計係数は、1976～90年では0.167 (p -value = 0.000)、1991～2001年では0.344 (p -value = 0.000) である。また、銀行持株比率 (*GOVNBANK*) の推計係数は、1976～90年では0.099 (p -value = 0.000)、1991～2001年では0.159 (p -value = 0.000) である。すべての期間で有意なプラスの値となっている。Ball, Kothari and Robin [2000] の予想と異なり、典型的なインサイダーである大株主や銀行の持株比率が高いほど、ラグ成分は大きい。すなわち、株主資本の

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。また、大株主や銀行の持株が高い企業ほど、会計利益を過大に測定する傾向にある。

5 . 会計基準設定へのインプリケーション

Watts [2003a] は、会計を保守的にするインセンティブがあるにもかかわらず、最近の会計基準設定では、バイアスのない会計を指向して、それらのインセンティブを無視していると主張している。その1つの典型が企業結合会計である。企業結合会計の基準設定に際し、持分プーリング法とパーチェス法のいずれかを採用するかについては議論が分かれている¹⁵。被取得企業の株主資本簿価が時価より小さい場合には、パーチェス法ではなく持分プーリング法を適用すれば、株主資本が過小に評価される。この意味では、持分プーリング法は保守的な会計処理である。国際的にはパーチェス法に収斂する傾向にある。

2001年、米国財務会計基準審議会（FASB: Financial Accounting Standards Board）は、FAS141号「企業結合」を公表し、持分プーリング法を廃止してパーチェス法に統一した。さらに、FAS142号「暖簾とその他の資産」では、従来の暖簾の40年償却を廃止して、減損テストを每期実施し、暖簾の簿価が公正価値を下回る場合には、減損処理を要請することとした。減損の推計には将来キャッシュ・フローの見積計算が必要である。Watts [2003a] は、将来キャッシュ・フロー数値が利益操作の容易さ、検証可能性の点で、契約条項として利用困難であると批判している。

日本では、企業会計審議会 [2003] が「企業結合に係る会計基準の設定に関する意見書」を公表し、パーチェス法を原則としながら、対等合併では持分プーリング法の適用を認めた。暖簾は20年にわたって償却される。経済団体連合会 [2001] も対等合併では持分プーリング法の適用を主張している。

対等合併のケースでは、経営のコントロールが確立していないので、ステーク・ホルダー間のコンフリクトが大きいと予想される。このような状況で、純資産を過大評価することの困難な保守的な会計を選択することは、本稿の実証結果と整合的である。ただし、薄井 [2001a] の実証結果によれば、M&Aによって、株主価値を増大させるためには、経営のコントロールを確立することが必要である。持分プーリング法の適用は経営のコントロールの確立を曖昧にさせる危険をともなう。また、過小評価の資産を合併後に売却することによって、利益を捻出することも可能である。持分プーリング法の安易な適用や利益操作を防ぐことが必要であろう。基準設定における重要な論点の1つは、ガバナンスとの関係から、保守主義の適用をどの程度まで認めるかということである。

15 持分プーリング法では、A社とB社それぞれの資産、負債、株主資本が簿価で合算される。一方、パーチェス法では、A社（取得企業）の資産、負債、株主資本は簿価で、B社（被取得企業）の資産、負債、株主資本は時価で合算される。

6 . 結び

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、バイアス成分とラグ成分の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・ホルダー間のコンフリクト、企業のガバナンスの視点から、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との関係では、ROEや売上高成長率でみた収益の成長性の高い企業は、資産評価における保守主義要因より会計利益の認識ラグ要因のほう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。

ステーク・ホルダー間のコンフリクトとの関係では、株主と債権者の利益分配に関するコンフリクトが大きい企業ほど、保守的な会計を選択する傾向にあることが示された。また、最近では、株主と従業員の利益分配に関して、短期的にコンフリクトが大きいほど、純資産を過大に評価する会計測定よりも、会計利益を過小に評価しない会計測定を選択している。

企業のガバナンスに関しては、経営者は純資産を過小に評価しない会計測定を選択する傾向にあるほか、経済的損益を遅れて認識することによって会計利益を過小に認識する傾向にある。現行のGAAPには、保守主義によって、純資産の過大評価を抑制するメカニズムが内在している可能性がある。また、ガバナンス形態の面では、株主構成が会計の保守性、特に、会計利益の認識ラグの重要な決定要因になっている。

本稿には、残された問題がいくつかある。第1に、経済的損失を早期に認識することの効果を検証することである。Basu [1997] が主張するように、保守主義の会計では、未実現の経済的利益を会計利益に含めることには消極的であるが、経済的損失を積極的に会計利益に反映させる点に特徴がある。経営者の会計選択については、経営者が純資産を過大に評価し、また、会計利益を過小に認識する傾向にあることが確認された。保守主義の会計が、経営者の機会主義的な会計選択をコントロールしているかどうかは残された問題である。

第2に、企業のガバナンスと保守主義の因果関係を明らかにする必要がある。企業のガバナンスに関する分析結果は、経営のコントロールや株主構成が会計の保守性にも重要な影響を及ぼしている可能性を示している。その因果関係については、将来の課題である。

第3に、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。

本稿の実証結果は、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。ステーク・ホルダー間の利害調整は、会計の重要な機能の1つである。会計の保守性が、会計方針の変更、配当制限や利益維持等の債務契約条項、経営者報酬、従業員の雇用契約などの点に及ぼす影響を検証し、保守主義の適用をどの程度まで制度的に認めるべきかを検討することが必要である。

参考文献

- 新井清光、『財務会計論』、中央経済社、1975年
- 伊丹敬之、『日本型コーポレートガバナンス』、日本経済新聞社、2000年
- 薄井 彰、「保守主義の会計的意味とその経済的効果」、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」、『會計』第155巻第3号、森山書店、1999年、394～409頁
- 、「株主価値とM&A」、薄井 彰編著、『バリュー経営のM&A投資』、中央経済社、2001年a、71～111頁
- 、「簿価・時価比率と保守的な会計測定」、法政大学経済学部ワーキング・ペーパー、2001年b
- 企業会計審議会、「企業結合に係る会計基準の設定に関する意見書」、2003年
- 経済団体連合会、「企業会計制度に関する提言」、2001年
- 斎藤静樹、『企業会計とディスクロージャー』第2版、東京大学出版会、2003年
- 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、中央経済社、1995年、45～51頁
- 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.
- Ball, R., S. P. Kothari, and A. Robin, “The Effect of International factors on properties of Accounting Earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, 29, 2000, pp. 1-51.
- 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.
- Bliss, J. H., *Management through accounts*, New York: The Ronald Press Co., 1924.
- 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 , “Uncertainty resolution and the theory of depreciation measurement,” *Journal of Accounting Research*, 34 , 1996, pp. 209-234.

- , and , Residual Earnings Valuation with Risk and Stochastic Interest Rates, *Accounting Review*, 74, 1999, pp. 168-184.
- Financial Accounting Standards Board (FASB), "Business Combinations," Statement No. 141, 2001.
- , "Goodwill and Other Intangible Assets," Statement No. 142, 2001.
- Givoly, D., and C. Hayn, "The Changing Time-series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative?" *Journal of Accounting and Economics*, 29, 2000, pp. 261-286.
- 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.
- Pope, P. E., and M. Walker, "International Difference in the Timeliness, Conservatism, and Classification of Earnings," *Journal of Accounting Research*, 37, 1999, pp. 53-87.
- 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.
- , and P. A. Zarowin, "Why has the Contemporaneous Linear Return-Earnings Relation Declined?" *Accounting Review*, 78, 2003, pp. 523-553.
- Watts, R., "A Proposal For Research On Conservatism," Simon School of Business Working Paper FR 93-13 1993. <http://ssrn.com/abstract=6044>
- , "Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications," *Accounting Horizons*, 17, 2003a, pp. 207-221.
- , "Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities," *Accounting Horizons*, 17, 2003b, forthcoming.
- , and J. Zimmerman, "Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards," *The Accounting Review*, 53, 1978, pp. 112-134.
- , and , *Positive Accounting Theory*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ, 1986.
- , and , "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.

